

실물경기를 고려한 내재 유동성 추정

우준명* · 이지은**

본 연구에서는 통화량 지표(M2, LF)와 함께 내생적 통화이론에서 증시하는 금융기관의 신용(credit, 예금은행 대출금)까지 포함한 다수의 유동성 지표로부터 실물경기를 반영하는 내재 유동성을 추정하였다. 또한 추정된 내재 유동성을 이용하여 시중 유동성(M2, LF, 예금은행 대출) 상황을 판단해 보았으며, 거시변수와의 관계 및 대체모형을 이용한 강건성 분석 등을 실시하였다.

추정결과를 보면 글로벌 금융위기 전까지는 통화량 지표 등 각 유동성의 증가율이 내재 유동성 증가율을 상회하는 가운데 대출 유동성 증가세가 가장 높았으며, 2012년 이후로는 내재 유동성 증가율 수준에서 등락하는 것으로 나타났다.

또한, 거시변수와의 관계를 분석한 결과 경기 상승 충격시 유동성 및 내재 유동성이 증가하고 주택가격과 인플레이션에 유의한 영향을 미쳤으며, 단순한 유동성 증가 충격시 인플레이션보다는 주택가격에 더 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

본 연구는 기존의 단일 유동성 지표만을 이용하여 추정하던 유동성 추정모형에 비해 대출부분의 유동성까지 고려하여 내재 유동성을 추정하였다는 점에서 기존 연구와 차별화되며, 본고의 방식을 통해 추정된 내재 유동성은 시중 유동성 상황을 가늠할 수 있는 유용한 정보를 제공한다.

JEL Classification: E41, E51

핵심 주제어: 통화량, 대출, 유동성, 내생적 통화이론, 동태요소모형, 베이지안, Gibbs sampling

* 한국은행 조사국 물가연구팀 차장 (E-mail: woo@bok.or.kr, Tel: 02-759-4363)

** 한국은행 경제연구원 미시제도연구실 부연구위원 (E-mail: jelee@bok.or.kr, Tel: 02-759-5470)

본 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 강종구 미시제도연구실장과 연구심의위원회 위원(김현정 금융안정국 금융안정연구부장, 김현학 국민대 교수, 남선우 차장)께 감사드리며, IMF Institute 최윤규 Senior Economist, 박진수 한국은행 대구경북본부 본부장, 김준한 물가분석부장 및 원내 세미나 참석자 등의 논평에 대해서도 감사를 표한다. 본 논문에 혹시 남아 있을 수 있는 오류는 저자의 책임임을 밝힌다.

I. 연구배경

단기금리가 중앙은행의 주요 정책수단으로 이용되고 있지만 유동성(혹은 통화량)은 통화정책에 있어 여전히 중요한 정보변수로서의 역할을 하고 있다. 유럽중앙은행(European Central Bank)의 경우 물가안정과 관련한 위험요인 분석을 위해 통화량 분석을 양축전략(two-pillar strategy)의 두 번째 축으로 삼고 있으며, M3 증가율의 기준값(reference value)을 4.5%로 설정하고 있다. 우리나라의 경우 한국은행은 외환위기 이전까지 통화량 중시 통화정책을 운영하였으며, 1999년 물가안정목표제가 도입된 이후 2003년에는 통화량이 중간목표에서 정보변수로 그 기능이 약화되기도 하였지만, 유동성은 통화정책 결정과 관련하여 금융통화위원회의 주요한 관심사항이다.¹⁾ 특히 최근에는 자산가격 버블 및 금융위기와 관계있는 대출관련 유동성의 중요성이 대두되면서 유동성에 대한 관심이 다시 높아지고 있다.

글로벌 금융위기 직전의 상황과 같이 경기에 대한 지나친 낙관으로 시중 유동성이 실물경제 여건을 반영한 적정수준을 상회할 경우 금융요인 등에 의해 창출된 과잉 유동성은 주택가격 상승 등 자산가격 버블을 야기하거나 미래의 금융불안 요인으로 작용할 수 있다. 이와 관련하여 중앙은행이 실물경기를 반영한 적정 유동성이 어느 정도인지 파악할 수 있다면, 동 지표는 통화정책 수행에 있어 매우 유용한 정보를 제공할 것이다.

통화량이 유동성의 대표적인 지표이나 어느 특정한 단일 통화량을 이용하여 화폐수요 함수를 추정할 경우 어떤 통화량을 사용하느냐에 따라 추정결과가 달라지는 등의 문제가 자주 제기된다(장정석, 2010). 이를 보완하기 위해 본 연구에서는 경제내 유동성 결정에 중요한 역할을 하는 소득변수를 주요 설명변수로 사용하여 다수의 유동성 지표에 공통으로 존재하는 유동성 수준을 추정해 보고 이를 내재(implied) 유동성이라고 정의하였다. 본고에서 내재 유동성으로 정의한 이유는 M2, LF와 같이 통화량이나 금융기관의 대출 유동성으로 집계되어 관측·공표되지 않지만 개별 유동성 지표에 공통으로 내재되어 있는 기초적(fundamental) 수준을 반영하기 때문이다. 또한, 내재 유동성은 개별 유동성의 특이(idiosyncratic) 요인이 제거된 대상 유동성의 공통적인 움직임을 나타내

1) 최근(2013.10월) 금융통화위원회 의사록을 보더라도 유동성이라는 단어가 10회 이상 언급되는 등 유동성은 금융통화위원회의 통화정책 결정에 있어 매우 중요한 정보변수로 역할을 하고 있다.

기 때문에 균형²⁾ 유동성으로 해석할 수도 있으며, 균형이라는 관점에서 개별유동성의 과소 등 유동성의 적정성을 평가할 수 있기 때문에 적정유동성이란 의미로도 사용이 가능하다.

통화수요 모형에 기반하여 유동성 수준을 평가하는 방법은 특정한 통화량 지표만을 이용하여 통화수요를 추정하기 때문에 어떤 유동성 지표를 사용하는 것이 바람직한가에 대한 선택의 문제부터 직면하게 된다. 그러나 본 연구에서는 금융기관 대차대조표상 부채부분을 나타내는 각 통화량 지표 뿐 아니라 내생적 화폐이론에서 중요시하는 금융기관 자산인 대출부분까지 고려하여 실물경제 여건을 반영한 내재 유동성 수준을 추정하였다³⁾는 점에서 기존 연구와 차별화 된 포괄적인 유동성 측정모형이라 할 수 있다.³⁾ 본고의 유동성 추정모형은 일반적인 동태요소모형을 변형한 형태로 M2, LF, 대출 유동성의 비관측 요소인 공통(내재)요인을 추정하는데, 이 과정에서 실물경제를 반영하는 GDP(소득)는 잠재 및 경기순환 부분으로 분해되어 내재 유동성에 영향을 미친다.

본 연구에서 추정한 내재 유동성을 이용하여 유동성 상황을 평가한 결과 글로벌 금융위기 이전까지는 모형내 각 유동성이 대체로 내재 유동성을 상회하는 가운데 대출 유동성이 가장 높은 증가세를 보였다. 글로벌 금융위기 이후 주택시장 회복 지연 등으로 각 유동성이 일시적으로 균형수준을 하회하기도 하였으며 2012년 이후로는 균형수준에서 등락하는 것으로 나타났다.⁴⁾ 또한 내재 유동성의 증가는 각 유동성 증가로 이어져 주택가격과 물가 상승에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II 장에서는 유동성과 거시경제 관련 문헌을 살펴보았다. III 장에서는 베이지안 방법을 이용해 내재 유동성을 추정하였으며, IV 장에서는 추정 모형의 강건성 검증 및 대체(alternative) 모형을 통해 모형간 비교를 실시하였다. V 장에서는 본 연구에 대한 결론으로 요약과 시사점을 간단히 다루었다.

2) 이는 동태요소모형을 이용한 다양한 연구에서 보편적으로 받아들여지고 있다(Bryan et al., 2002; Stock and Watson, 2015).

3) 본고에서 유동성 수준이라고 할 경우 특별한 언급이 없는 한 전기대비 증가율을 의미한다.

4) 기존 연구의 경우 P-star나 통화량과 실물간의 공적분 관계를 기반으로 추정한 통화수요함수를 이용하여 적정 유동성 수준을 추정하는 방법이 있으나 그다지 만족스러운 결과를 도출하지 못한 것으로 알려져 있다.

II. 유동성과 거시경제 관련 문헌연구

일반적으로 유동성과 관련한 가장 대표적인 지표는 통화량이다. 하지만 최근 들어 금리 중심의 통화정책 운영체제로의 변화, 금융자유화, 금융 산업의 발달 등의 영향으로 통화량의 중요성이 일부 퇴색되면서 자본 조달 유동성, 시장 유동성 등으로 유동성의 개념은 확대되어 경제 분석 전반에 적용되어 왔다 (Cecchetti, 2010). 따라서 본 장에서는 기존의 유동성 이론 및 유동성이 거시경제에 미치는 영향에 대해 간단히 개관한다.

통화량과 관련된 연구는 통화공급의 외생성을 강조하는 전통적인 화폐수량설(quantity theory of money)과 이를 보다 정교하게 발전시킨 통화주의(monetarism)이론에 기초하고 있다(Fisher, 1911; Friedman, 1956). 우선, 통화주의 이론은 화폐의 중립성(neutrality of money)과 통화의 외생성(exogeneity)을 전제로 물가와 경제성장 변수가 통화량과 양의 관계가 있음을 주장하였다. 또한 이 이론은 중앙은행이 본원통화의 공급을 통해 통화량을 외생적으로 통제한다는 점에서 통화량 중심의 통화정책의 이론적 기초로 간주되기도 한다.

그러나 후기 케인지언 학파를 비롯한 일부 경제학자들은 화폐속도가 일정하다거나 중앙은행이 통화량을 통제할 수 있다는 통화론자의 가정이 금융제도가 발달한 신용화폐경제하에서는 적절하지 않다고 비판하며 내생적 화폐이론을 제안하였다. 통화주의 이론은 중앙은행이 본원통화 공급량을 결정하고 그 통화량이 경제변수에 영향을 미친다고 한 반면, 내생적 화폐이론은 경제성장률, 물가와 같은 다른 경제변수가 통화수요에 영향을 미쳐 통화의 공급이 정해진다고 주장하였다. 따라서 내생적 화폐이론 하에서 통화량(money stock)의 대부분은 은행을 비롯한 여러 금융 중개기관의 예금부채로 구성되고, 통화는 불가피하게 이들 금융중개기관의 대출활동의 부산물로 창출되고 소멸된다고 할 수 있다. 즉, 금융기관의 자산인 대출 혹은 신용을 통한 유동성이 통화량 결정에 중요한 역할을 한다는 것이다.⁵⁾

한편, 유동성이 거시경제에 미치는 영향에 대한 일관된 실증분석 결과는 없다. 우선 통화량을 중심으로 살펴보면, 통화량이 증시되던 1990년대 초까지 통화량이 거시경제에 미치는 영향은 대체로 유의한 것으로 나타났다. 미국시장에

5) 후기 케인지언은 금융기관과 실물경제의 연계성에 대한 고리로 신용, 통화량, 경제 활동으로 연결된다고 주장하였는데, 신용을 시작점으로 한 것이 다른 학자들과의 차이점이다(Palley, 2008).

서는 통화지표(M1)가 경기 및 인플레이션에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다(Stock and Watson, 2003; Sims, 1993), 우리나라에서는 M2, M3가 명목소득에 유의한 영향을 미친 것으로 분석되었다(천병철, 2000; 함정호, 1996). 하지만 1980년대 후반부터 1990년대 초 세계 각국에서 채택한 금리중심의 통화정책 및 금융자유화의 영향으로 통화량과 거시경제변수의 상관관계가 약화되었다. 주요국을 대상으로 분석한 결과 통화량이 물가를 예측하는 경우도 있지만 대부분은 예측력이 없다고 하였으며(Stock and Watson, 2003), 그 외 미국, 유럽 등 대부분의 국가에서 통화량이 생산에 직접적인 영향을 미치지 못한다는 연구 결과를 제시하였다(Ireland, 2004; Andres, Lopez-Salido and Valles 2006). 우리나라에서도 통화와 경제변수간의 상관관계가 약화되거나 혹은 유의하지 않다는 결과를 얻기도 하였다(장민·함준호, 2000; 김준한·유병학, 2008).

최근 들어 금융기관의 신용이 거시경제에 미친 영향에 대한 다양한 연구가 이뤄지고 있다. 2000년대 들어서는 신용경로(credit channel)가 금융 불균형 및 금융위기의 원인으로 경기변동과 밀접한 관련이 있다는 여러 실증분석 결과가 존재한다. 예를 들면, Mendoza and Terrones (2008)는 신흥국의 경우 신용붐은 외환위기, 은행위기 등과 밀접한 관련이 있다는 것을 보였는데, 특히 신흥국의 경우 대규모 자본유입이 신용붐을 일으킬 확률이 높다고 하였다. Maddaloni (2011)는 글로벌 금융위기 이전에 낮게 유지된 단기금리가 대출기준을 완화시키게 되어 글로벌 금융위기의 가능성을 높였다는 것을 입증하였다. 그 외 자산가치 변화에 의해 초래된 담보가치의 변동은 은행 대차대조표를 통해 신용공급에 영향을 미치고 나아가 실물경제에 영향을 미친다고 하였다(Holmstrom and Tirole, 1997; Adrian and Shin, 2009). 전통적인 금융기관들의 경우 금융기관 부채의 모든 항목을 통화량으로 규정했기 때문에 통화량과 신용의 상관관계가 상당히 높다고 볼 수 있다. 하지만 Adrian and Shin (2007)은 금융 산업의 발달이 통화량과 신용 간의 관계를 상당히 약화시켰다는 것을 발견하였다. 이는 전통적인 금융기관이 자금 조달을 위해 금융시장을 이용하게 되었다는 점과 투자은행 및 헤지펀드 등 비전통적인 금융기관들이 부채항목을 통화량으로 계산하지 않는 점에 기인한다고 하였다. 이는 통화량과 신용이 다른 측면의 유동성을 나타낼 가능성을 제시한다.

실제로 M1, M2, M3 등의 통상적인 통화지표들은 단순합산집계방식에 의해 편제되고 있다. 70년대 이후 시작된 금융혁신으로 새로운 금융상품이 나타나면

서 지표들 간 유동성의 차이도 커졌으며 급변하는 금융환경을 적기에 제대로 반영하지 못한다는 한계를 보였다. 이로 인해 통화수요 함수를 이용하여 측정한 유동성이 거시경제에 미치는 영향에 대한 기존연구들이 일관적인 결과를 제시하지 못할 수 있다.⁶⁾

통상적인 통화지표는 금융상품 및 금융자산 간 유동성 차이에도 불구하고 단순합산집계방식⁷⁾에 의해 통화지표를 편재함으로써 나타나는 측정오차문제와 금융혁신 및 금융환경을 신속하게 반영하는 자산을 고려하지 않는다는 한계를 가진다. 이러한 점을 보완하여 유동성을 측정하는 몇몇의 연구가 존재한다. 예를 들면, 각 금융자산별 유동성을 기준으로 각기 다른 가중치를 부여하여 산출한 디비시아 통화지표(Divisia monetary aggregate)는 단순합계방식에 의해 편제된 기존의 통화지표보다 안정적인 통화수요 함수, 전망, 거시경제변수와의 연관성 등의 측면에서 우월하다는 것을 보였다(Archarya and Kamaiah, 2001; Barnett, Offenbacher and Spindt, 1984; Serletis and King, 1993). Kelly et al. (2011)은 통화량과 이자율 간 음의 관계가 나타나지 않는 유동성 퍼즐의 원인이 단순합산 방식의 통화량 측정방법에 의한 것임을 보였으며, 협의의 통화량보다 분산분해 방법(variance decomposition)에 의한 적절한 가중치(weight)로 추정된 광의의 통화지표를 이용할 때 이러한 퍼즐이 완화됨을 보였다. 그 외 P-star 지표⁸⁾는 Hallman, Porter and Small (1991)이 개발한 것으로 통화의 초과공급 정도를 파악하는데 있어서는 화폐의 유통속도가 통화량 수준보다 더 유용하다는 것을 보였다. 즉, P-star가 높은 시기에는 물가상승이 전반적으로 가속화 되는 반면 P-star가 낮은 시기에는 물가상승이 둔화된다고 하였다. Kaufmann and Kugler (2008)와 Svensson (2000)은 유로지역에서 P-star 모델이 통화량과 물가의 관계를 잘 설명한다고 하였으나, Rudebusch and Svensson (2002)은 미국에서 P-star 모델을 사용한 결과 그 설명력이 낮다는 것을 보였다. 이와 같이 기존연구는 통화지표의 문제점을 보완하여 내재유동성을 측정하고 있으나 여전히 금융위기 이후 강조된 신용과 관련된 유동성이나 시장상황을 고려하지 않았다. 따라서 본고에서는 급변하는 금융환경 및 시중유동성을 반영하는 내재유동성을 다

6) Shapiro and Watson (1988), Christiano et al. (1999) 등은 통화량, 물가, 생산의 장기 관계로부터의 편차(deviation)를 이용한 벡터 오차수정 모형을 분석하고 통화량과 인플레이션의 안정적인 관계가 국가마다 다르다는 결과를 제시하였다.

7) 기존연구는 통화지표의 단순합산집계방식에서 나타날 수 있는 측정오차 문제를 제시하였다(Barnett 1980, 2005; Kelly, 2009, 2011).

8) P-start 지표는 현재의 통화량 수준에서 나타나는 장기균형물가로 다음에 의해 추정된다.

$$P_t^* = M_t \cdot V_t^* / Y_t^* \quad (\text{단, } P_t^* : P\text{-STAR}, M_t : \text{현재 통화량}, V_t^* : \text{장기균형 유통속도}, Y_t^* : \text{장기균형 실질 GDP})$$

양한 요인을 고려하여 추정하고자 한다.

Ⅲ. 실물경기를 고려한 내재 유동성 추정

1. 내재 유동성 모형의 설정

본 연구에서는 M2, LF 및 대출 유동성에 공통으로 내재하는 유동성이 실물 경기에도 영향을 받도록 동태요소모형을 이용하여 내재 유동성을 추정하였다. 대출 유동성을 포함한 이유로는 금융기관 대출 유동성이 자산 버블을 야기하는 등 금융안정과 관련하여 중요한 정보변수로 간주되고 있기 때문이다. 또한, 내생적 통화이론에서는 실물경제 활동을 반영하는 소득변수(GDP)가 경제내 유동성을 결정하는 데 중요한 역할을 한다. 이러한 점을 반영하여 기존의 통화량 지표 및 대출 유동성 정보를 포괄하며 소득변수를 설명변수로 하는 동태요소 모형을 모형을 설정하고 베이지안 방법을 이용하여 추정하였다.

실물경제 여건을 반영하는 GDP는 잠재 및 경기순환 부분으로 구분하여 내재 유동성에 영향을 미치도록 설정함으로써 내재 유동성이 실물경제 상황을 반영하도록 하였다. GDP를 잠재 및 경기순환 부분으로 분해하여 내재 유동성의 설명 변수로 사용한 이유는 실증적 측면과 이론적 측면에서 설명할 수 있다. 실증적 차원에서는 단순 화폐수요함수의 OLS 추정시 화폐수요의 불안정성 등의 요인으로 단순 GDP 차분 변수의 통계적 유의성이 높지 않았다. 그러나 통화수요함수 추정에 있어 GDP를 HP필터로 추세와 순환부분을 나누어 설명변수로 사용할 경우 추세성장률의 설명력이 비교적 높은 것으로 나타났다. 또한 Moore (1989)에 따르면 통화수요는 화폐잔고(money balance)에 대한 수요와 거래(transaction)에 따른 수요로 반드시 구분해야 한다고 하였는데, 이는 프리드만의 항상소득과 경기변동에 따른 임시소득에 대응하는 개념으로 이를 구분하여 통화수요를 추정하는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 GDP를 잠재 및 경기순환 부분으로 구분하여 유동성 결정에 있어 경제의 기초여건(fundamental)을 반영하는 항상소득 요인과 경기변동에 따른 거래수요의 변화를 구분하여 이들의 차별적 영향을 고려하였다. 이렇게 추정된 내재 유동성은 실물활동에 영향을 받을 뿐 아니라 M2, LF, 대출 유동성(이하 'CRD')의 공통된 추세정보를 갖고 있기 때문에 실물경기를 반영한 균형 유동성으로서 해석할 수 있다.

유동성 변수인 M2, LF, CRD는 모두 GDP 디플레이터로 나눈 실질변수를 로그 변환한 값을 사용하였다. 각 유동성 변수($m_{i,t}$)는 현실에서 관측되지 않는 각 유동성의 내재 수준인 m_t^* 를 중심으로 움직이며 이로부터 영향을 받는다.⁹⁾

$$m_{i,t} = r_i + \lambda_i m_t^* + \xi_{i,t}^*, \text{ 단 } m_{i,t} = m_{2,t}, lf_t, crd_t \quad (1)$$

식 (1)에서 r_i 는 각 유동성의 상수항을 의미하며 λ_i 는 내재 유동성이 움직일 경우 현재 각 유동성이 영향을 받는 정도를 나타내는 팩터로딩 값을 의미한다. 이는 각 유동성이 내재수준의 유동성을 중심으로 움직이는 균형관계를 갖고 있음을 의미한다. 시계열의 안정성을 확보하기 위해 식 (1)을 전분기 대비 차분하면 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다. 여기서 추정의 편의를 위해 각 유동성의 고유변동(idiosyncratic variation)을 나타내는 식은 $\xi_{i,t}^* - \xi_{i,t-1}^* = \xi_{i,t}$ 로 설정하고 $\xi_{i,t} = \rho_i \xi_{i,t-1} + v_{i,t}$ 와 같이 AR(1) 형태를 가정하였다. 각 고유변동은 내재유동성 변동 이외의 다른 요인이 각 유동성에 영향을 미쳐 내재 유동성으로부터 일시적으로 이탈시키는 역할을 한다.¹⁰⁾

$$\begin{aligned} \Delta m_{i,t} &= \lambda_i \Delta m_t^* + \xi_{i,t}^* - \xi_{i,t-1}^* = \lambda_i \Delta m_t^* + \xi_{i,t} \\ \xi_{i,t} &= \rho_i \xi_{i,t-1} + v_{i,t}, \quad v_{i,t} \sim N(0, \sigma_i^2) \end{aligned} \quad (2)$$

개별 유동성 모형을 좀 더 간결하게 표현하기 위해 $(1 - \rho_i L)$ 을 식 (2)의 양변에 곱하면 식 (3)과 같이 고유변동의 동학($\xi_{i,t}$)이 개별 유동성 추정을 위한 식에 흡수되며 각 고유변동의 충격이 각 유동성에 직접적으로 영향을 미치도록 나타낼 수 있다.¹¹⁾ 이러한 설정은 관측변수의 모수 추정을 위한 Gibbs 샘플링 과정을 수행할 때 추정상의 편의도 제공한다. 개별 유동성 동학은 자신의 전기 수준의 유동성 뿐 아니라 내재 유동성의 당기 및 전기 움직임에도 영향을 받는 형태가 된다.

$$\Delta m_{i,t} = \rho_i \Delta m_{i,t-1} + \lambda_i \Delta m_t^* - \lambda_i \rho_i \Delta m_{t-1}^* + v_{i,t} \quad (3)$$

내재 유동성(m_t^*) 관계식도 위와 유사한 방식으로 나타낼 수 있으며 여기에

9) 소문자 변수 표기는 로그변환된 변수를 의미한다.
 10) 본 모형에서 모든 충격은 독립적이고 동일한 정규분포를 가정한다.
 11) 여기서 L 은 시차연산자를 의미한다.

는 실물부문의 움직임이 반영된다. 내재수준의 유동성은 식 (4)와 같이 실물경제와 균형관계를 맺으며 변동한다. 장기적으로 내재 유동성은 경제의 기초여건(fundamental)을 반영하여 결정되지만, 경기 호황기에는 기초경제여건에 비해 통화량이 더 증가하고 불황기에는 이보다 통화량이 감소할 것이다. 이러한 관계를 내재 유동성 동학을 설정하는데 있어 다음과 같이 반영하였다.

$$m_t^* = r + \alpha_1 g_{t-1}^T + \alpha_2 g_{t-1}^c + \xi_{m^*,t}^* \quad (4)$$

r 은 내재 유동성의 상수항 절편을 의미하며 α_1 은 GDP의 잠재수준(g_t^T)이, α_2 는 경기순환부분(g_t^c)이 내재 유동성에 미치는 정도를 나타낸다. 따라서 잠재수준과 경기순환부분이 내재 유동성에 미치는 영향은 다르다. 여기서 $\xi_{m^*,t}^*$ 는 실물부분과 관계없는 내재유동성의 자체변동을 나타낸다. 시계열의 안정성을 위해 전분기 대비 차분한 후 앞에서와 마찬가지로 추정상의 편의를 위해 $\xi_{m^*,t}^* - \xi_{m^*,t-1}^* = \xi_{m^*,t}^*$ 와 같이 설정하고 $\xi_{m^*,t}^* = \rho_{m^*} \xi_{m^*,t-1}^* + v_{m^*,t}^*$ 와 같이 AR(1) 형태를 갖는 것으로 가정하였다. 모형내 유동성의 균형수준을 나타내는 Δm_t^* 를 간결하게 나타내기 위해 $(1 - \rho_{m^*}L)$ 을 양변에 곱한 후, 추가적으로 외생적인 이자율 변수(국고채 3년물, gb_t)를 고려하면 식 (5)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta m_t^* &= \rho_{m^*} \Delta m_{t-1}^* + \alpha_1 \Delta g_{t-1}^T - \rho_{m^*} \alpha_1 \Delta g_{t-2}^T + \\ &\quad \alpha_2 \Delta g_{t-1}^c - \rho_{m^*} \alpha_2 \Delta g_{t-2}^c + \alpha_3 \Delta gb_{t-1} + v_{m^*,t}^*, v_{m^*,t}^* \sim N(0, \sigma_{vm^*}^2) \end{aligned} \quad (5)$$

식 (5)에서 보면 내재 유동성은 자신의 전기 수준의 유동성 뿐 아니라 1~2분기 과거의 잠재성장률, 경기순환의 변동을 및 이자율에 영향을 받는 형태로 나타낼 수 있다. 이러한 시차변수의 존재는 내재 유동성 동학이 급변하지 않고 평활화된 형태로 움직이도록 한다. 한편, 일반적으로 동태적 요소모형의 식별을 위해서는 팩터로딩 값이나 공통요인의 분산 등에 식별을 위한 제약을 부과해야 하는데, 본 모형에서는 기존의 팩터 모형에서 자주 사용하는 제약방식으로 내재 유동성 변동의 분산($\sigma_{vm^*}^2$)을 1로 고정하였다. 각 유동성의 고유변동은 상호간에 독립적으로 움직이기 때문에 고유변동성 간에는 상관관계가 존재하지 않으며, 각 유동성간 공분산에 대한 정보는 내재 유동성을 통해 나타난다. 내재 유동성은 각 유동성 변수에 공통으로 존재하는 정보를 담고 있기 때문에 이들 각 유동성 동학의 내재된 균형수준으로 해석 할 수 있다.

내재 유동성은 경기에 영향을 받으며 경기를 대응하는 변수로 GDP를 사용하였다. 산출량은 잠재 성장경로를 나타내는 추세성장과 잠재성장 경로에서 경기변동에 따라 일시적으로 이탈하는 경기순환 부분으로 분해할 수 있다.

$$g_t = g_t^T + g_t^c$$

$$g_t^T = u_{t-1} + g_{t-1}^T + v_{g^T,t}, \quad v_{g^T,t} \sim N(0, \sigma_{vg^T}^2)$$

이러한 GDP 분해방법은 비관측 요소(unobservable component)인 잠재산출량과 경기순환부분을 분해추정하기 위한 방법으로 Harvey (1985) 이후 매우 광범위하게 사용되고 있다.

내재 유동성은 식 (5)와 같이 실물부분의 추세성장 부분과 경기 순환부분에 영향을 받는 것으로 설정한 것을 알 수 있다. 잠재성장 수준은 시간에 따라 변하는 잠재성장률(u_t)에 의해 결정되며, u_t 를 AR(1)형태로 설정함으로써 잠재성장률은 장기 균형수준인 $\bar{u}/(1-\rho_u)$ 수준을 중심으로 제약된 형태로 시변한다(식 (6-3)). 경기 순환부분도 추정의 단순화를 위해 전기대비 변동률(Δg_t^c)의 AR(1)형태로 설정하였다(식 (6-4)). 추세 성장이 유동성에 영향을 미치는 것은 경제의 기초여건을 반영하는 것으로 실질 유동성이 경제의 균형 성장경로 혹은 항상소득 경로를 따라 내생적으로 결정되는 것을 반영한다. 또한 유동성은 경기순환 국면에 의해서도 영향을 받을 수 있다.

$$\Delta g_t = \Delta g_t^T + \Delta g_t^c \tag{6-1}$$

$$\Delta g_t^T = u_{t-1} + v_{g^T,t}, \quad v_{g^T,t} \sim N(0, \sigma_{vg^T}^2) \tag{6-2}$$

$$u_t = \bar{u} + \rho_u u_{t-1} + v_{u,t}, \quad v_{u,t} \sim N(0, \sigma_{vu}^2) \tag{6-3}$$

$$\Delta g_t^c = \theta \Delta g_{t-1}^c + v_{g^c,t}, \quad v_{g^c,t} \sim N(0, \sigma_{vg^c}^2) \tag{6-4}$$

비관측 요인인 내재 유동성을 추정하기 위해서는 관측변수와 비관측 변수를 상태공간(state-space)형태로 나타내야 한다. 위의 식 (3), (5), (6-1)~(6-4)를 상태공간 모형으로 나타내어, 식 (7)의 관측 방정식과 식 (8)의 상태방정식으로 이루어진 <기본모형>을 설정하였다.

<기본모형: 관측 방정식>

$$\begin{pmatrix} \Delta m_{2t} \\ \Delta lf_t \\ \Delta crd_t \\ \Delta g_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \rho_{m2} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \rho_{lf} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \rho_{crd} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta m_{2t-1} \\ \Delta lf_{t-1} \\ \Delta crd_{t-1} \\ \Delta g_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \lambda_{m2} & 0 & 0 & 0 & -\lambda_{m2}\rho_{m2} & 0 & 0 \\ \lambda_{lf} & 0 & 0 & 0 & -\lambda_{lf}\rho_{lf} & 0 & 0 \\ \lambda_{crd} & 0 & 0 & 0 & -\lambda_{crd}\rho_{crd} & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta m_t^* \\ \Delta g_t^T \\ \Delta g_t^c \\ u_t \\ \Delta m_{t-1}^* \\ \Delta g_{t-1}^T \\ \Delta g_{t-1}^c \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{m2,t} \\ v_{lf,t} \\ v_{crd,t} \\ 0 \end{pmatrix} \quad (7)$$

<기본모형: 상태 방정식>

$$\begin{pmatrix} \Delta m_t^* \\ \Delta g_t^T \\ \Delta g_t^c \\ u_t \\ \Delta m_{t-1}^* \\ \Delta g_{t-1}^T \\ \Delta g_{t-1}^c \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_3 \Delta gb_{t-1} \\ 0 \\ 0 \\ \bar{u} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \rho_{m^*} & \alpha_1 & \alpha_2 & 0 & 0 & -\alpha_1\rho_{m^*} & -\alpha_2\rho_{m^*} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \theta_1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \rho_u & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} \Delta m_{t-1}^* \\ \Delta g_{t-1}^T \\ \Delta g_{t-1}^c \\ u_{t-1} \\ \Delta m_{t-2}^* \\ \Delta g_{t-2}^T \\ \Delta g_{t-2}^c \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{m^*,t} \\ v_{g^T,t} \\ v_{g^c,t} \\ v_{u,t} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}$$

$$\text{단, } \text{var} \begin{pmatrix} v_{m2,t} \\ v_{lf,t} \\ v_{crd,t} \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_{v_{m2}}^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{v_{lf}}^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{v_{crd}}^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} = R, \quad \text{var} \begin{pmatrix} v_{m^*,t} \\ v_{g^T,t} \\ v_{g^c,t} \\ v_{u,t} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_{v_{m^*}}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{v_{g^T}}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{v_{g^c}}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{v_u}^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} = Q \quad (8)$$

2. 베이저안 방법을 이용한 모형의 추정

내재 유동성 추정을 위한 상태공간 모형은 베이저안 추정방법의 하나인 Gibbs 샘플링 방법을 이용하여 추정하였다. 다수의 연구결과에 따르면 우리나라의 경우 외환위기를 전후로 경제구조가 변한 것으로 나타났기 때문에 외환 위기 이후의 기간인 1999.1분기~2013.2분기까지의 기간을 사후(posterior)분포 추정기간으로 설정하였다. 모형에 사용된 모수의 사전(prior)분포를 결정하는데 있어 보다 객관성을 확보하기 위해 1990.1분기~1998.4분기까지의 사전표본(training sample)을 이용하였으며, 사전분포는 다음과 같이 결정하였다.

우선 모형에서 산출량은 잠재(추세)수준과 경기순환 부문으로 나눌 수 있는

데 이를 구하기 위해 HP필터를 활용하였다. Δg_t^T 와 Δg_t^c 는 HP필터 추세치와 순환부분의 전기대비 증가율을 이용하였다. $var(v_{g^T,t})$ 의 사전분포는 Δg_t^T 의 분산값을 이용하였으며, $var(v_{g^c,t})$ 와 θ 의 사전분포는 Δg_t^c 의 AR(1) 모형의 OLS 값을 이용하였다.

잠재성장률 동학을 결정하는 u_t 의 경우 \bar{u} , ρ_u 및 $var(v_{u,t})$ 는 전기대비 GDP 성장률의 AR(1) 모형의 추정치 및 추정오차 분산을 이용하였다. 내재 유동성을 나타내는 Δm_t^* 는 $\Delta m_{2,t}$, Δlf_t 및 Δcrd_t 의 주성성분(PC: principal component) 값을 사용하였다. Δm_t^* 동학의 평활화 정도를 결정하는 ρ_{m^*} , 잠재 성장률이 내재 유동성에 미치는 정도를 나타내는 α_1 과 경기변동이 유동성에 영향을 미치는 α_2 역시 앞에서 구한 Δg_t^T 와 Δg_t^c 를 설명변수로 이용한 OLS 추정치를 일부 변형하여 사용하였다.¹²⁾ 또한, 국고채 3년물의 경우 1990년대 초반의 시계열 자료가 미비한 관계로 1995.1분기까지는 회사채 금리자료를 이용하였다.

개별 유동성과 관련된 모수도 앞에서와 마찬가지로 OLS 추정치를 사전분포 값으로 사용하였다. 사전분포를 이용한 OLS 추정치를 기초로 각 모수의 사전 분포를 구한 후 Gibbs 샘플링 방식에 따라 각 모수에 대하여 순차적인 조건부 분포를 이용하여 사후분포를 추정할 수 있다. 개별 유동성의 모수를 추정하는데 있어 추정된 상태방정식은 주어진(given) 외생변수와 같은 역할을 한다. 이후 관측방정식의 모수정보를 이용하여 상태방정식을 다시 추정하는 반복과정을 진행한다. 본 연구에서는 동 과정을 표본기간에 대해 30,000번 반복하여 모수의 표본을 추출한 후 처음 27,000번째까지 모수 표본을 소각한 사후분포 자료를 이용하여 각 모수의 평균, 중앙값(median) 및 1 표준편차 구간(credible interval) 등을 계산하였다.¹³⁾

<Table 1>은 기본모형의 사후분포 추정결과를 나타낸다. 먼저 내재 유동성 수준을 결정하는 관계식의 모수 추정결과를 살펴보면 지속성을 결정하는 ρ_{m^*}

12) 사전분포 추정을 위한 Δm_t^* 는 주성성분을 통해 추출된 값이기 때문에 시계열의 변화가 다소 크고 불규칙적이며, OLS 추정을 통한 계수 값들이 불안정하며 부호가 직관과 크게 다르게 추정되었다. 일례로 Δg_{t-1}^T 의 계수값은 -18.9으로, Δg_{t-2}^T 의 값은 18.6으로 추정되었다. 따라서 α_1 의 사전분포 평균치로 Δg_{t-1}^T 및 Δg_{t-2}^T 의 계수 값을 더한 후 2를 곱했으며, 분산은 두 계수의 분산간 비율 값을 사용하는 등 직관적(intuitive)인 관계를 유지하도록 조정하였다. 또한 Δg_{t-1}^c 의 계수 값이 음이 나왔는데 양(+)이 되도록 계수 값의 절대치를 이용하였다.

13) 사후분포 추정에 대한 보다 자세한 설명은 <Appendix 1>에 제시하였으며, 이에 대한 자세한 내용은 Kim and Nelson (1998)을 참고하기 바란다.

의 평균 및 중앙값은 0.356과 0.325로 추정됨에 따라 내재 유동성 자체의 지속성 정도는 크지 않는 것으로 나타났다. 실물경제가 내재 유동성에 미치는 영향을 나타내는 a_1 과 a_2 의 경우 평균(중앙값)이 1.076(0.915)와 0.434(0.437)로 추정되었다. 이는 경제의 기초여건을 반영하는 잠재 산출량(항상소득)이 내재 유동성에 미치는 정도가 경기변동요인보다 더 크고 중요한 역할을 하는 것을 의미한다. 이자율이 내재 유동성에 미치는 정도를 나타내는 a_3 의 경우 평균이 -0.175(-0.180)로 부호 측면에서는 통화수요 이론과 부합하였으나, 16%~84% (1 표준편차) 구간이 0을 포함하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이자율이 내재 유동성에 직접적으로 영향을 미치기 보다는 이자율의 파급경로를 통해 실물 변수인 총수요 변화를 통해 유동성에 영향을 미치는 통화의 내생성 때문으로 판단된다(김영준, 2005).

한편, 개별 유동성의 지속성을 나타내는 계수들은 모두 0.8이상으로 추정되었다. 내재 유동성이 개별 유동성에 미치는 정도를 나타내는 팩터로딩은 모두 1보다 작은 가운데 대출 유동성에 미치는 영향 정도를 결정하는 λ_{crd} 가 0.592로 가장 컸으며 λ_{m2} 가 0.301로 가장 작았다. 경기순환의 지속성을 결정하는 θ , 잠재성장률 수준을 결정하는 \bar{u} 등의 추정치도 모두 양(+의 값)으로 추정되는 등 이론적 방향에 맞게 추정되었다.

<Figure 1>과 <Figure 2>는 모형을 통해 추정한 내재 유동성을 거시변수와(GDP 및 주택매매가격) 함께 나타낸 그림이다. 내재 유동성의 중앙값(실선)과 평균값(점선)은 거의 비슷한 수준으로 추정되었는데, 이는 내재 유동성의 분포가 대칭성을 갖는 정규분포로부터 추출되기 때문이다. 추정된 내재 유동성은 GDP 성장률(전기대비) 및 주택매매가격 상승률 추이와 대체로 유사한 모습을 보였다. 2001~2002년 전후 경기회복과 더불어 주택가격이 크게 상승하였을 때 내재 유동성 또한 큰 폭으로 증가하였다. 그러나 2003년 이후 LG카드 등 신용카드회사 부실문제, SK글로벌 분식회계 등으로 금융시장이 불안하며 실물경기가 침체에 빠지고 부동산가격이 일시적으로 하락하면서 내재 유동성(증가율)도 낮아져 거의 제로 수준에 근접하였다. 2003년에서 2005년 초까지의 경기침체가 끝난 후 경기회복과 함께 주택가격이 다시 상승하며 내재 유동성도 글로벌 금융위기 전까지 지속적인 상승세를 보였다. 그러나 2008년 리만브라더스 파산으로 촉발된 글로벌 금융위기로 인해 실물경기가 급격히 침체되고, 주택가격도 하락함에 따라 내재 유동성(증가율)도 0을 하회하는 등 일시적으로

크게 하락하였다. 이후 글로벌 금융위기로부터 회복과정에서 단기적으로 큰 폭 반등하였지만 경기 및 주택가격 등 실물 및 자산가격이 글로벌 금융위기 이전처럼 완전히 회복되지 못함에 따라 과거보다 다소 낮은 증가율 수준을 보이고 있다.

다음으로 <Figure 3>~<Figure 5>는 내재 유동성 추이(중앙값)와 모형에 사용된 개별 유동성의 추이를 나타내며 음영부분은 내재 유동성의 40%~60% 구간을 나타낸다. 내재 유동성은 실물경제 여건을 반영하는 동시에 각 개별 유동성 공통의 움직임에 대한 정보를 포함하기 때문에 균형 유동성으로 해석할 수 있다.

먼저 (실질)M2의 경우 2002년 이전까지 내재 유동성보다 다소 낮은 수준에서 등락하였다.¹⁴⁾ 이후 내재 유동성 수준으로 회귀하였으며 글로벌 금융위기 직전인 2006년~2008년 기간에는 내재 유동성에 비해 높은 증가율을 기록하였다. 글로벌 금융위기 기간 중에는 실물 경기침체로 내재 유동성이 크게 하락하였지만 M2의 경우 적극적인 확대 재정 및 통화정책 등에 힘입어 내재 유동성보다는 높은 증가율을 기록하였다. 그러나 2010년~2011년 전후 일시적으로 M2 증가율은 내재 유동성보다 낮은 수준을 보였는데, 이는 부동산 등 자산가격 회복세가 과거의 경기회복기와 다르게 부진하여 유동성 수요가 감소한 데다 글로벌 금융위기 시 실물부문 여건에 비해 늘어난 유동성을 회수하는 과정에서 발생한 것으로 볼 수 있다. 2012년 이후에는 M2 증가율이 다시 내재 유동성 수준을 회복한 것으로 나타났다.

(실질)LF의 경우도 M2와 마찬가지로 대략 2002년 이전까지 내재 유동성보다 소폭 낮은 증가율 수준에서 등락하였지만 그 이후 글로벌 금융위기 직전부터 위기기간 중 다소 높은 증가율을 보였다. LF 역시 글로벌 금융위기 이후 회복과정에서 일시적으로 내재 유동성보다 낮은 증가율을 보였으나, 대략 2012년 이후로는 경기회복에 충분한 유동성이 공급되면서 내재 유동성보다 다시 높은 증가율을 기록하였다.¹⁵⁾

마지막으로 (실질)예금은행 대출 유동성(CRD)의 경우 2004년까지 내재 유동

14) 외환위기 이후 회복과정에서 현대그룹 유동성 위기 문제(2000년~2001년) 등으로 금융시장의 불확실성이 높아지며 통화 증가율이 낮았던 것으로 보인다.

15) 2012년~2013년 LF 구성내역별 증가율을 보면 은행권(한국은행+예금은행)의 경우 월평균 0.4%증가한 반면 은행권을 제외한 제 2 금융권의 증가율은 0.8%로 높게 나타났다. 또한 한국은행은 2012년 7월 기준금리를 3.25%에서 3.0%로 내린 후 후 지속적인 금리인하 기조를 유지하였다(2015년 6월 현재 1.5%).

성보다 높은 수준을 나타냈으며 2006년 이후 글로벌 금융위기 전까지 또 다시 높은 증가율을 보였다. 글로벌 금융위기 이전 기간 중 예금은행 대출이 늘어났던 시기에 주택가격도 크게 상승하는 등 글로벌 금융위기 이전의 대출관련 유동성 증가는 주택가격 상승에 주로 기인한 것으로 볼 수 있다. 글로벌 금융위기 기간 중에는 대출 유동성이 타 유동성 지표와 유사하게 실물경기 회복지원에 충분할 정도로 공급된 것으로 보인다. 그러나 글로벌 금융위기 이후 가계대출 부실화 우려에 대한 문제, 부동산 시장의 부진 등으로 CRD 증가율이 다른 통화량 지표보다 낮은 수준을 보였으며, 최근에는 다시 대체로 내재 유동성 증가율 수준에서 등락을 보이고 있다.¹⁶⁾ 2012년 이후 각 유동성 상황을 다시 정리해 보면, M2, LF, CRD 등은 대체로 내재 유동성과 부합하는 수준에서 소폭 등락을 보이고 있다.¹⁷⁾

한편, <Appendix 2-1>은 추정된 내재 유동성 $\hat{\Delta}m_t^*(\Delta m_t^* - v_{m^*,t})$ 에서 각 변수별 기여도를 나타내는데, 이자율의 기여도(하단부)는 앞에서 추정된 결과에서처럼 매우 미미한 것으로 나타났다. 내재 유동성 결정에서 가장 큰 역할을 하는 것은 경제의 기초여건을 나타내는 잠재성장률(Δg_t^T)이며, 그 다음이 내재 유동성의 전분기 수준인 것으로 나타났다. 경기순환 부분을 나타내는 Δg_t^C 의 기여도는 그다지 높지 않았으나 이자율 보다는 큰 것을 알 수 있다.

<Appendix 2-2>는 내재 유동성과 각 유동성간에 안정적인 관계가 존재하는지 간단한 공적분(안정성) 검정을 실시한 결과와 유동성 갭에 대한 단위근 검정을 실시한 결과를 나타낸다. 내재 유동성이 균형이라면 각 유동성과 내재 유동성간에는 안정적인 관계가 성립되어야 하며, 그 갭도 장기적으로는 갭이 해소되는 방향으로 안정성을 보여야 한다. 두 변수 간 균형 관계에 대한 검정은 간단한 방법인 Engel-Granger 방식을 통해 검정할 수 있으며, 유동성 갭에 대해서는 단위근 검정을 통해 안정성 여부를 확인할 수 있다. 두 검정결과 모두 「공적분 관계가 존재하지 않는다」 및 「단위근이 존재한다」는 각각의 귀무가설을 기각함으로써 내재 유동성과 각 유동성간에는 안정적인 균형관계가 성립됨을 보여준다.

16) 강종구·임호성(2015)의 연구에 따르면 글로벌 금융위기 직후 주택가격 상승세 둔화 등으로 대출수요가 줄어든 것으로 분석하였다.

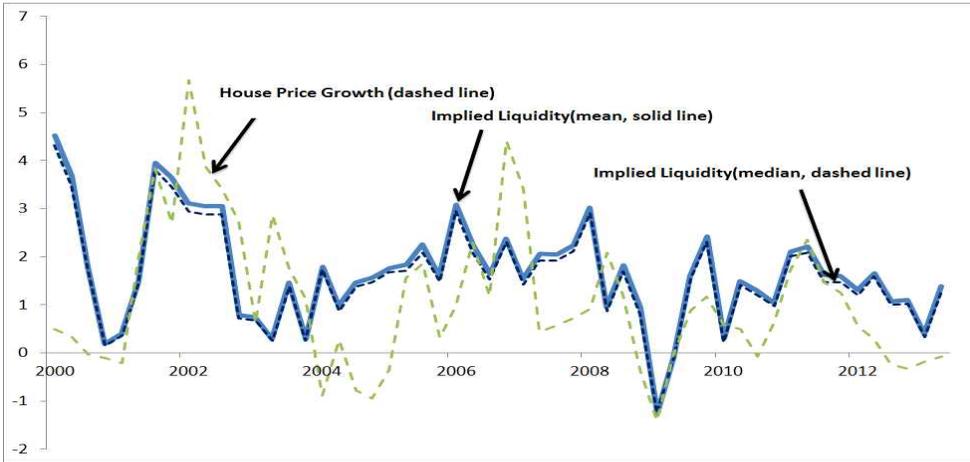
17) 다만 동 분석은 유동성 수준이 아닌 유동성 증가율에 기초해 시중 유동성 사정을 가능하였기 때문에 유동성 수준을 기반으로 추정하는 실질 머니갭 유형의 모형과는 상이한 결과를 얻을 수 있다.

<Table 1> Parameter Estimation for the Baseline Model

Prior distribution		Posterior distribution		
Parameter	Distribution	Mean	Median	「16~84」 % Confidence bands
ρ_m	Normal	0.883	0.884	[0.831 0.937]
λ_{m2}	Normal	0.301	0.303	[0.191 0.403]
σ_{vm}^2	Inverse_Gamma	1.638	1.616	[1.363 1.902]
ρ_{lf}	Normal	0.939	0.943	[0.903 0.978]
λ_{lf}	Normal	0.405	0.412	[0.313 0.496]
σ_{vlf}^2	Inverse_Gamma	1.059	1.041	[0.858 1.261]
ρ_{crd}	Normal	0.858	0.860	[0.808 0.910]
λ_{crd}	Normal	0.592	0.603	[0.504 0.681]
σ_{vcrd}^2	Inverse_Gamma	1.642	1.604	[1.313 1.983]
ρ_{m^*}	Normal	0.356	0.325	[0.088 0.651]
a_1	Normal	1.076	0.915	[0.452 1.725]
a_2	Normal	0.434	0.437	[0.218 0.654]
a_3	Normal	-0.175	-0.180	[-1.057 0.672]
$\sigma_{vg^T}^2$	Inverse_Gamma	0.073	0.070	[0.056 0.090]
θ	Normal	0.283	0.285	[0.140 0.422]
$\sigma_{vg^c}^2$	Inverse_Gamma	1.870	1.831	[1.533 2.201]
\bar{u}	Normal	0.978	0.971	[0.723 1.237]
ρ_u	Normal	0.225	0.227	[0.081 0.368]
σ_{vu}^2	Inverse_Gamma	2.147	2.103	[1.783 2.512]

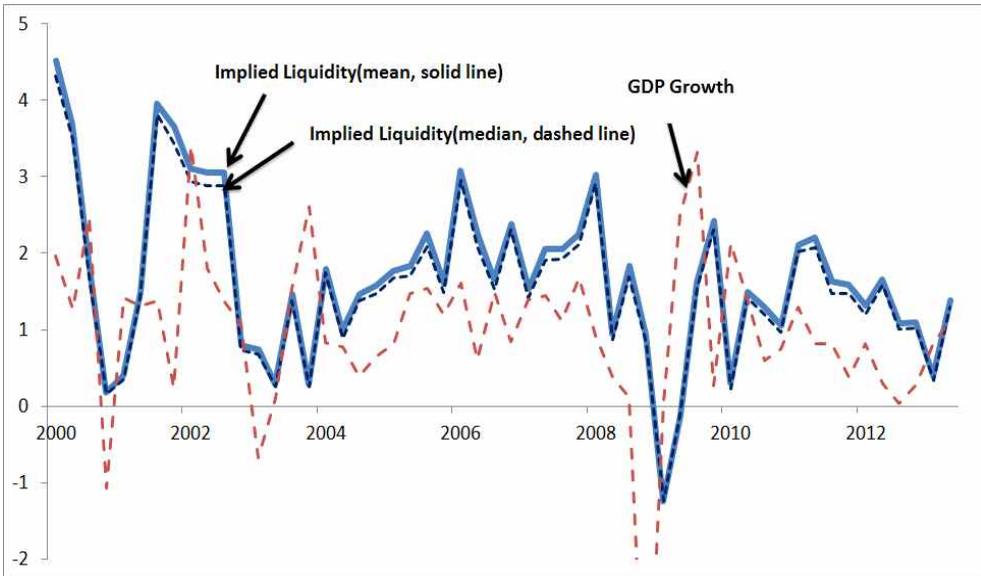
Notes: 1) Estimates based on the equations (7) and (8) described in the text.
 2) Estimation period: 1999.1Q ~ 2013.2Q.

<Figure 1> Implied Liquidity (Δm^*) and Nominal House Price Growth



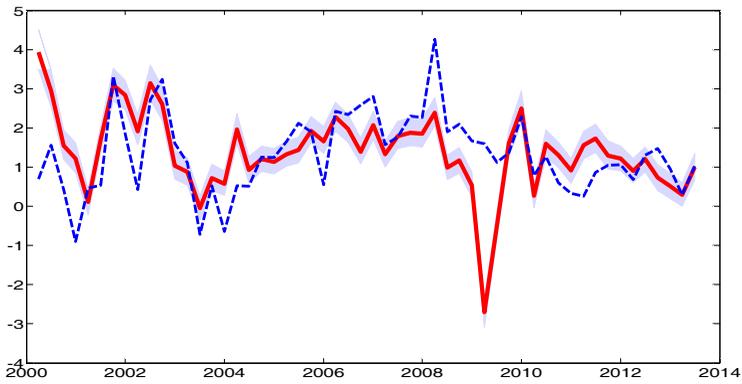
Note: The solid (dotted) lines are the mean (median) value of implied liquidity estimate and the dashed lines represent nominal house price growth from period $t-1$ to period t .

<Figure 2> Implied Liquidity (Δm^*) and GDP Growth

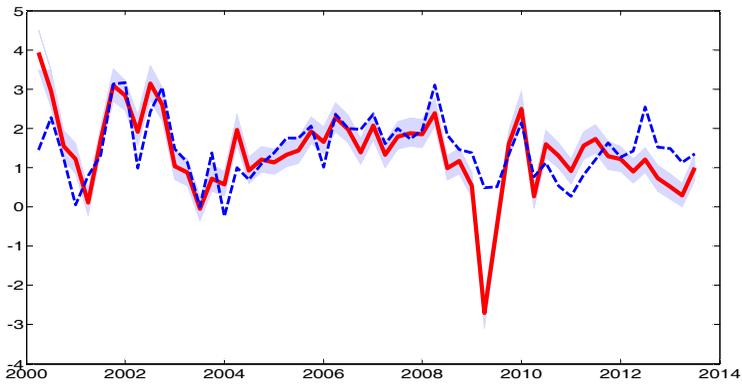


Note: The solid (dotted) lines are the mean (median) value of implied liquidity estimate and the dashed lines represent real GDP growth from period $t-1$ to period t .

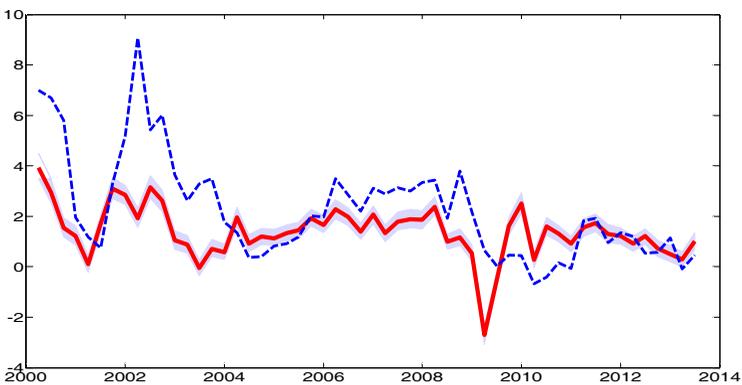
〈Figure 3〉 Implied Liquidity (Δm^*) and M2 Growth (real, %)



〈Figure 4〉 Implied Liquidity (Δm^*) and LF Growth (real,%)



〈Figure 5〉 Implied Liquidity (Δm^*) and Credit Growth (real, %)



- Notes: 1) The dotted lines represent real liquidity growth (M2, LF, Credit, respectively) from period $t-1$ to period t .
 2) The solid lines are the median value of implied liquidity estimate and the shaded areas mark the confidence bands between 40% and 60%.

3. 유동성과 거시변수와의 관계

본 절에서는 추정된 내재 유동성과 경기, 주택가격, 물가 등 거시변수와 관계를 베이저안 VAR를 이용하여 분석하였으며, 이와 관련하여 먼저 변수들간 상관관계를 간단히 살펴보았다. <Appendix 3>은 내재 유동성과 거시변수(전기 대비 GDP 성장률, 실질 주택매매가격 증가율, CPI 인플레이션)와의 시차상관계수를 나타낸다. 내재 유동성과 1분기 전 GDP와의 상관계수가 0.8에 근접하는 등 경기에 대한 후행성이 높았는데, 이는 유동성 결정에 있어 경기가 중요한 역할을 하는 통화의 내생적 특징을 보여준다. 내재 유동성과 주택가격의 경우 동행성이 가장 큰 것으로 나타났으며, 물가에 대해서는 내재 유동성이 선행하는 것으로 나타났다. 이는 경기 → 유동성 → 자산가격 → 물가로 이어지는 일반적인 파급경로와 대체로 일치하는 결과이며, 이를 바탕으로 베이저안 VAR의 배열순서(Δgdp , Δcrd , Δm^* , $\Delta house$, Δcpi)를 정한 후 유동성과 거시변수와의 관계를 충격반응함수를 이용해 분석하였다.¹⁸⁾ 베이저안 VAR에 대한 사전분포의 경우 Banbura et al. (2010)의 연구와 같이 Minnesota prior 유형의 사전분포를 더미 관측변수(dummy observations)로 생성한 후 실제 시계열 관측치에 연장하는 방법으로 모형을 추정하였다.

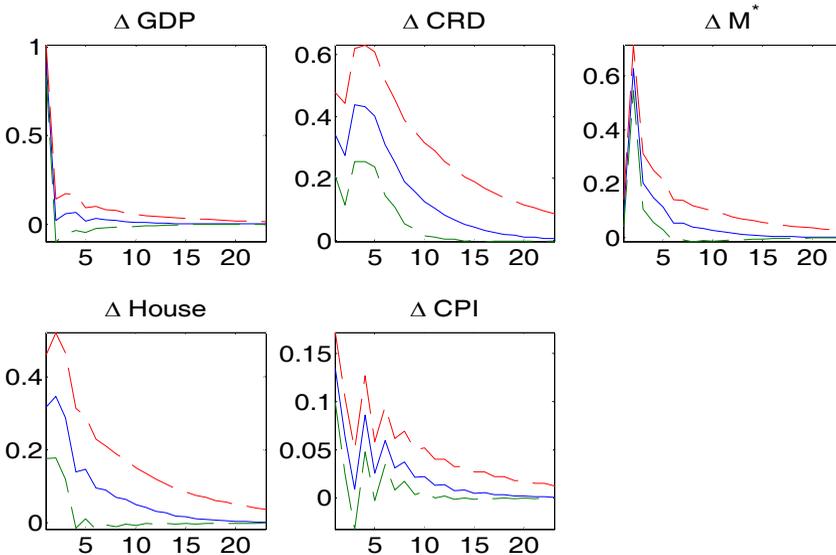
<Figure 6>은 GDP 성장률 충격에 대한 대출 유동성 및 내재 유동성, 주택가격, 인플레이션의 반응경로를 나타내며, 가운데 실선은 중앙값을, 양측 점선은 16%~84% 구간(1 표준편차)을 나타낸다. GDP(성장률) 1% 상승 충격이 발생할 경우 대출 유동성과 내재 유동성 모두 상승한다. 충격의 초기에는 대출 유동성이 내재 유동성보다 다소 높게 상승하지만, 이후 일시적으로 내재 유동성이 더 높게 상승하는 등 유동성 갭이 음의 값을 보이기도 하였다. 이는 경기상승기에 기업의 투자 확대, 가계의 주택대출 증가 등으로 인해 대출수요가 증가할 경우 시중 유동성이 충분히 공급되지 못하면, 일시적으로 유동성이 부족해질 수 있음을 시사한다. 경기상승과 유동성 증가는 주택가격 및 물가 상승으로 이어지며, 특히 주택가격은 대출 유동성 충격반응과 유사한 반응행태를 보였다. 경기확장을 동반한 유동성 증가는 자산가격과 물가에 유의한 영향을 미치는 등 일반적인 연구결과와 부합하는 것으로 나타났다.

18) 모형의 배열을 GDP → 주택가격 → 유동성 → 내재유동성 → CPI 순서로 바꾸어 보거나, 마지막 변수로 시장이자율을 추가하여 충격반응 분석을 실시해 보았지만 분석의 결과는 크게 달라지지 않았다.

다음으로 대출 유동성이 증가할 경우 실물변수에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보았다. <Figure 7>는 대출 유동성이 1% 증가할 경우 각 거시변수의 충격 반응함수를 나타낸다. 대출 유동성이 증가하면 내재 유동성도 증가하지만, 모든 기간에 대해 대출 유동성보다 낮은 수준으로 증가한다. 따라서 경제에는 초과 유동성이 존재한다. 대출시장의 초과 유동성은 주택가격 상승을 초래한다. 그러나 물가의 경우 충격의 초기에는 물가파열 현상으로 인해 일시적으로 하락하고, 2분기 이후로는 통계적으로 유의한 상승을 보였다. 그러나 실물경제의 경우 모든 충격반응 기간에 대해 1 표준편차 구간이 0을 포함하는 등 통계적으로 유의한 결과를 보여주지 못하는 등 유동성 자체가 경기에 미치는 영향은 제한적인 것으로 나타났다.

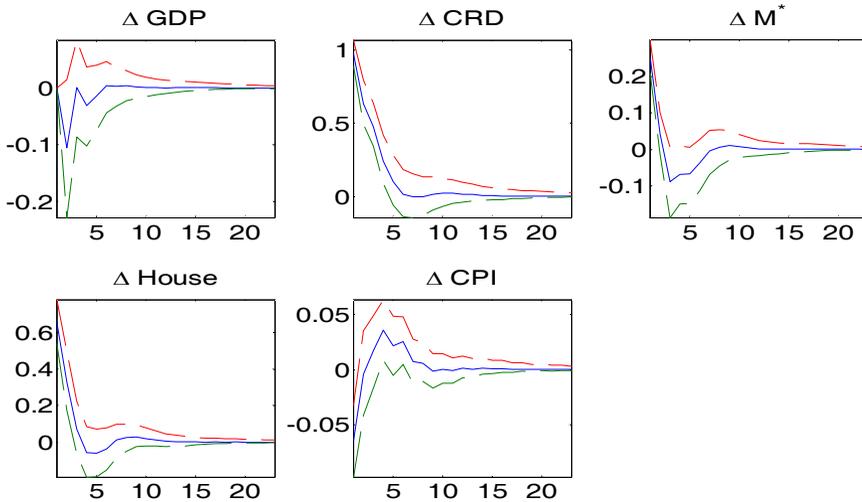
이상의 결과는 유동성이 경기에 영향을 주기 보다는 경기에 영향을 받는 내생성을 보여주며, 유동성이 어떤 요인(충격)에 의해 영향 받느냐에 따라 거시경제 및 시장 유동성 상황이 달라질 수 있음을 시사한다.¹⁹⁾

<Figure 6> Impulse Responses of Implied Liquidity to Real Macroeconomic Variable Shock



19) 대출 유동성(CRD) 대신 M2나 LF를 이용한 베이지안 VAR 분석도 거의 유사한 결과를 보였다. 다만, M2나 LF의 경우 유동성 충격이 발생할 경우 대출 유동성에 비해 물가파열 현상이 더 강하게 나타났다.

〈Figure 7〉 Impulse Responses of Real Macroeconomic Variables to Credit Shock



Notes: 1) The solid line is the median of the impulse response function.
 2) The dotted lines are the confidence bands between 16% and 84% (one S.D.) for the real macroeconomic variable increases.

IV. 모형의 강건성 분석

1. 모형의 강건성(robustness) 분석

사후분포 추정기간 중 글로벌 금융위기 기간이 가장 큰 경제충격이 발생한 시기였기 때문에 이 기간을 전후로 내재 유동성 추정 결과에 유의미한 변화가 발생했는지 강건성 검정을 실시해 보았다.²⁰⁾ 우선 글로벌 금융위기 이전까지의 자료(2008.3분기)를 가지고 추정한 계수들의 사후분포를 이용하여 글로벌 금융위기 이후 기간에 대하여 내재 유동성의 시간경로를 예측해 보았다. 내재 유동성과 실물경제와의 관계식에 유의미한 구조변화가 발생하였다면 예측된 내재 유동성과 각 유동성간에 예측오차가 상당히 클 것이며 두 변수 간 갭의 방향도 한 방향으로 치우치는 등 유의미한 오차가 발생할 것이다. 그러나 예측된 내재 유동성과 각 유동성간의 괴리가 그다지 크지 않고 각 유동성이 예측된 내재 유

20) 강건성 분석을 위한 모형추정에 있어서도 Gibbs 샘플링 방식을 이용하여 30,000번 사후분포 모수를 추출한 후 첫 27,000번 값을 제거한 나머지 값으로 평균, 중앙값, 1 표준편차 구간 등 분석에 필요한 통계량을 구하였다.

동성 근방에서 등락할 경우 유의한 구조변화가 발생하지 않았다는 것을 의미한다.

글로벌 금융위기 이전까지 자료를 이용하여 추정한 사후분포 추정치는 <Appendix 4>에 제시하였다. 추정결과를 보면 16%~84% 구간에 대하여 이자율 반응 계수만이 0을 포함하는 등 전체기간에 대한 추정결과와 큰 차이를 보이지 않았다. 다만 내재 유동성 결정식에서 α_1 의 값이 다소 높게 추정되었으며, 사용된 표본수가 상대적으로 적기 때문에 각 유동성의 분산이 보다 크게 추정되었다.

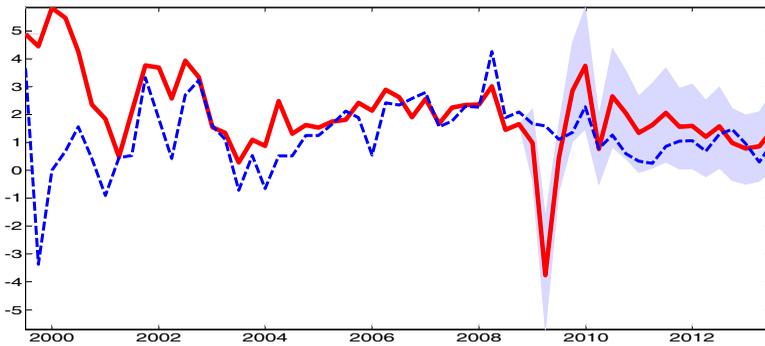
다음으로 2008.4분기~2013.2분기까지 내재 유동성 전망치에 대한 분포예측(density forecasting)을 실시하였다. 이를 위해서 실물경제 경로를 나타내는 Δg_t^T 와 Δg_t^c 의 경우 전체 표본기간을 이용해 추정한 분포의 중앙값을, 이자율의 경우 실제 값을 예측기간 동안 주어진 것으로 간주하였으며, 2008.3분기까지의 자료를 이용하여 추정한 사후분포에서 추출된 각 계수와 함께 식 (5)에 대입하여 내재 유동성의 전망치 분포를 구하였다. 전망치 분포에 대한 결과는 개별 유동성과 함께 <Figure 8>~<Figure 10>에 제시하였는데, 실선의 경우 2008년 3분기까지는 추정된 내재 유동성 분포의 중앙값을, 2008.4분기~2013.2분기까지는 내재 유동성 예측분포의 중앙값을 각각 나타내며, 음영부분은 예측분포의 16%~84% 구간을 나타낸다. 또한 각 그림의 점선은 개별 유동성 추이를 나타낸다.

내재 유동성의 전망치를 보면 글로벌 금융위기 당시 실물경제의 급격한 침체로 크게 하락한 후 반등하였으며, 그 이후 최근까지 증가세가 서서히 둔화되는 추세를 보이고 있다. 전망치의 중앙값은 앞의 전체표본으로 추정한 <기본모형>에 비해 소폭 높은 수준을 보였는데 이는 잠재 성장률과 연관된 α_1 의 계수 값이 전체 표본을 사용해서 추정했던 계수 값(0.915)보다 다소 큰 1.422로 추정되었기 때문이다. 이는 글로벌 금융위기 이후 기간에 대해서 실물 부분과 내재 유동성과의 관계가 이전보다 다소 약화되었을 가능성을 반영하기도 하지만, 전체기간에 대한 추정한 α_1 의 중앙값 및 평균값 추정치가 1 표준편차 구간 내에 포함되기 때문에 통계적으로 크게 유의미한 차이라고 볼 수는 없다. 또한 내재 유동성의 전망치 분포 내에 전체 표본으로부터 추정한 내재 유동성 평균 및 중앙값이 대부분 포함된다.

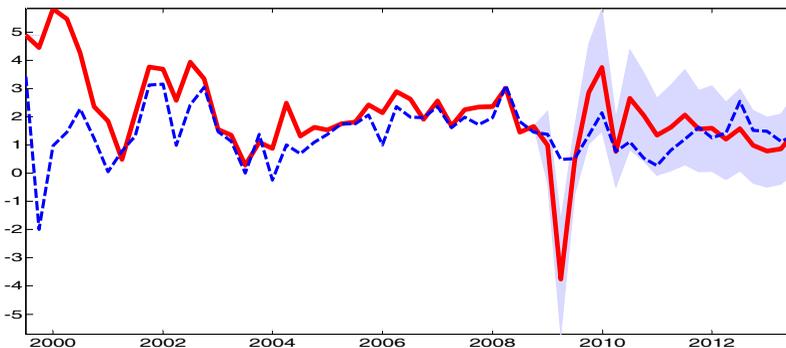
한편, 중심전망치를 기준으로 각 유동성과 비교해 보면 M2나 대출 유동성은

중심전망치 보다 대체로 낮은 수준에서 등락하였으며, LF의 경우 2012년을 전후로 해서 중심 전망치보다 높게 나타났다. 모든 유동성 추이는 실물 경기가 급락하여 내재 유동성이 크게 하락하였던 글로벌 금융위기 직후 기간을 제외하고는 내재 유동성의 1 표준편차 구간 내에서 움직이는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 종합해 보면 글로벌 금융위기 기간으로 실물경기와 내재 유동성과의 관계는 다소 약화되기는 하였지만 유의미한 차이는 아닌 것으로 보이며 표본기간에 따른 추정결과의 안정성도 상당히 높은 것으로 나타났다.

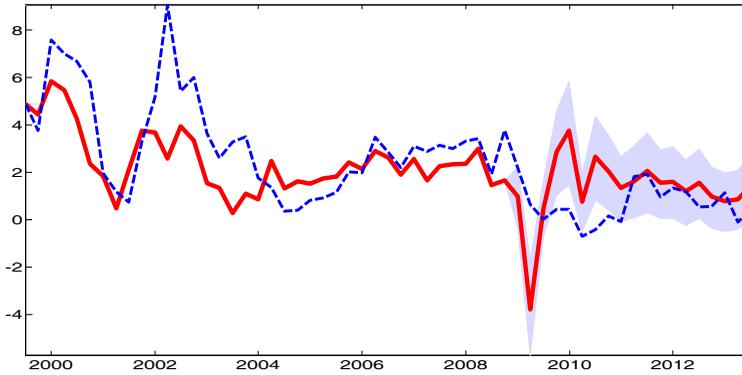
〈Figure 8〉 Implied Liquidity Forecast and M2 Growth (real, %)



〈Figure 9〉 Implied Liquidity Forecast and LF Growth (real, %)



〈Figure 10〉 Implied Liquidity Forecast and Credit Growth (real, %)



- Notes: 1) The dotted lines are actual liquidity (M2, LF and Credit, respectively).
 2) The solid lines are the median value of implied liquidity estimation (1999.1Q~2008.2Q) and the median value of implied liquidity forecast (2008.3Q~2013.2Q).
 3) The shaded areas mark the confidence bands between 16% and 84% (one S.D) of the implied liquidity forecast.

2. 모형 간 데이터 적합성 비교

두 번째로 모형 내 일부 관계식을 변경한 대체모형을 사용할 경우 내재 유동성과 모수의 추정결과가 어떻게 달라지는지 살펴보았으며, 기본모형과 대체모형 간 모형의 적합성을 한계우도함수(marginal likelihood)값 혹은 베이즈 팩터값을 이용해 비교해 보았다. 앞의 기본모형의 경우 내재 유동성에 미치는 이자율의 역할이 제한적인 것으로 나타났다. 따라서 <대체모형 1>은 기본모형과 동일한 사전분포와 모형구조를 따르지만 내재 유동성 결정식에서 이자율 관계식이 제거된 형태로 기본모형의 이자율 반응계수 α_3 의 추정이 생략된다.

<대체모형 1: 내재 유동성 식에 이자율 제거>

$$\Delta m_t^* = \rho_m^* \Delta m_{t-1}^* + \alpha_1 \Delta g_{t-1}^T - \rho_m^* \alpha_1 \Delta g_{t-2}^T + \alpha_2 \Delta g_{t-1}^c - \rho_m^* \alpha_2 \Delta g_{t-2}^c + v_{m^*,t}$$

$$v_{m^*,t} \sim N(0, 1)$$

<대체모형 2>에서는 기초경제여건을 나타내는 잠재성장률 동학에 대한 모형 형태를 변형하여 추정하였다. 잠재 성장률을 결정하는 u_t 는 기본모형에서 AR(1) 형태를 따르는 것으로 가정하였다. 이는 잠재성장률 수준이 사전표본 기

간인 외환위기 이전과 사후분포 표본기간인 외환위기 이후로 크게 구분할 수 있으며, 외환위기 이후 잠재성장률이 낮아진 것을 반영한 것이기도 하다. 이런 모형설정은 외환위기 이후 잠재성장률은 시간에 따라 달라지기는 하지만 일정한 균제상태(steady state)로 수렴한다는 제약을 부과한 것과 같다. 그러나 사후분포 추정기간에는 글로벌 금융위기와 같은 커다란 금융충격이 발생한 시기도 포함되었기 때문에, 이로 인해 잠재성장률이 영향을 받았을 가능성도 존재한다. 따라서 외환위기 이후 기간에 대해서 잠재성장률이 장기적으로 균제상태로 고정되었다는 가정이 옳지 않을 수도 있다. 이를 반영하기 위해 잠재성장률이 무작위 보행(random walk)형태로 시변하도록 대체모형을 설정하였는데, 이는 GDP의 추세 및 순환분해 관련된 문헌에서 가장 기본적으로 사용되는 형태이기도 하다.

<대체모형 2: 잠재성장률 동학의 무작위 보행>

$$u_t = u_{t-1} + v_{u,t}, \quad v_{u,t} \sim N(0, \sigma_{vu}^2)$$

<Appendix 5>와 <Appendix 6>에 제시된 대체모형 1과 2에 대한 추정결과를 보면 모든 모수가 1 표준편차 구간 내에서 0을 포함하지 않았다. <대체모형 1>의 경우 내재 유동성의 지속성 정도는 앞의 기본모형의 추정결과와 유사하게 중앙값을 기준으로 대략 0.3 근방에서 추정되었으며 <대체모형 2>의 경우 0.48로 다른 모형보다 다소 높게 추정되었다. 또한 잠재성장률이 내재 유동성에 미치는 영향을 나타내는 α_1 은 모든 모형에서 0.9이상의 높은 값을 보였지만, <대체모형 2>의 경우 0.65로 다소 낮게 추정되었다.

한편, 베이지안 추정에 기반한 모형들 간 상호 비교는 각 모형의 한계우도함수 값을 이용하며, 데이터 설명력이 높은 모형일수록 큰 우도함수 값(이하 ML)을 갖는다. 본고에서는 사후분포로부터 추출한 모수를 이용하여 한계 우도함수 값을 계산하는 비교적 쉬운 방법론인 Newton and Raftery (1994) 방법(이하 NR)과 라플라이스-메트로폴리스(Laplace-Metropolis) 근사법(approximation, 이하 LM)을 이용하여 각 모형의 ML 값을 시산한 후 상호간에 비교해 보았다.²¹⁾

3가지 모형에 대한 NR 및 LM의 로그 ML 값은 <Table 2>와 <Table 3>에

21) NR 방법은 우도함수의 조화평균을 이용하여 ML 값을 구하는 방법이며, LM 방법은 사후분포의 확률밀도함수를 2차 테일러 전개를 통해 근사화하여 ML 값을 구하는 방법이다. NR 및 LM에 대한 좀 더 자세한 설명은 Raftery and Kass (1995)를 참조하기 바란다.

제시하였으며, 두 모형간 상대적 비교를 할 수 있는 베イズ 팩터(Bayes factor) 값도 함께 시산하였다. 베イズ 팩터의 경우 1을 기준으로 두 모형 간 데이터 적합성을 판단하는데 베イズ 팩터 값 $B_{k,l}$ 이 1보다 크면(작으면) k 모형이 l 모형 보다 데이터 설명력이 상대적으로 높음(낮음)을 의미한다. NR 및 LM 방법 모두에서 <대체모형 1>이 가장 높은 ML 값을 기록하였다. 이자율의 경우 내재 유동성 추정에 있어 통화의 내생성으로 인해 유동성에 미치는 직접적인 역할이 제한적이기 때문에 이자율과의 관계를 반영하지 않은 <대체모형 1>이 <기본모형>보다 ML 값이 높게 나온 것으로 보인다. 또한 <대체모형 1>의 잠재성장률 동화에 대한 가정이 시간변화에 따른 구조변화까지 고려하는 무작위보행 형태의 잠재성장률 동화를 가정한 <대체모형 2>보다 데이터 설명력이 높은 것은 글로벌 금융위기 전후로 잠재성장률의 구조변화와 관련하여 아직까지는 유의미한 변화가 데이터 상에서 발견되지 않았음을 의미한다. 이러한 결과는 금융위기 이전까지 자료로 추정한 내재 유동성의 예측력이 비교적 높게 나타난 것과 일관성을 갖는다. 한편, <대체모형 2>와 <기본모형> 간에는 NR 및 LM 값이 서로 다른 결과를 제시하였지만, Jefferys의 연구에 근거하여 <기본모형>이 <대체모형 2>보다 다소 우월한 것으로 결론을 내렸다. 우선 NR 방식의 경우 <기본모형>이 <대체모형 2>보다 ML 값이 높게 나타났으며, <기본모형>에 대한 <대체모형 1>의 베イズ 팩터 값도 약 2.7로 나타났다. 그러나 LM 방식의 경우 <기본모형>이 <대체모형 2>에 대하여 베イズ 팩터 값이 30을 상회하는 것으로 나타났다. 따라서 NR 방식의 경우 <대체모형 2>가, LM 방식의 경우 <기본모형>이 높은 것을 알 수 있다. 베イズ 팩터와 관련하여 Jeffreys의 연구를 빌려오면 베イズ 팩터 값이 1~3까지는 크게 차이가 없는(barely worth mentioning)것으로, 3~10까지는 유의미한(substantial) 것으로 구분하였다. 이를 근거로 본다면 NR 방식의 경우 <대체모형 2>가 <기본모형>보다는 데이터 적합성이 높았지만 매우 의미있는 차이는 아니었으며, LM 방식의 경우 <기본모형>이 <대체모형 2>보다 데이터 설명력에서 유의미한 차이를 보였다. 이러한 결과는 추정대상 기간에 비록 글로벌 금융위기 시기가 포함되기는 하였지만 동 충격이 아직까지는 경제 변수 간 구조변화를 야기할 만큼 크지 않았기 때문으로 판단된다.

〈Table 2〉 Test of the Model Fit: Marginal Likelihood (NR) vs. Bayes Factor

Types of model (M_k)	Marginal likelihood ($\log f(Y M_k)$)	Bayes factor ($B_{k,l}$)
$k=1$ (Baseline model)	-402.289	($k, l=1,2$: 0.014) ($k, l=1,3$: 0.366)
$k=2$ (Alternative model 1)	-398.066	($k, l=2,1$: 68.272) ($k, l=2,3$: 25.030)
$k=3$ (Alternative model 2)	-401.286	($k, l=3,1$: 2.727) ($k, l=3,2$: 0.040)

〈Table 3〉 Test of the Model Fit: Marginal Likelihood (LM) vs. Bayes Factor

Types of model (M_k)	Marginal likelihood ($\log f(Y M_k)$)	Bayes factor ($B_{k,l}$)
$k=1$ (Baseline model)	-653.582	($k, l=1,2$: $2.919 \cdot 10^{-4}$) ($k, l=1,3$: 30.295)
$k=2$ (Alternative model 1)	-645.443	($k, l=2,1$: $3.424 \cdot 10^3$) ($k, l=2,3$: $1.037 \cdot 10^5$)
$k=3$ (Alternative model 2)	-656.993	($k, l=3,1$: 0.033) ($k, l=3,2$: $9.638 \cdot 10^{-6}$)

V. 결론

본 연구에서는 통화량 지표(M2, LF)와 함께 내생적 통화이론에서 중시하는 금융기관의 신용(credit, 예금은행 대출금)까지 포함한 다수의 유동성 지표로부터 실물경기를 반영하는 내재 유동성 증가율 수준을 추정하였다. 또한 추정된 내재 유동성을 이용하여 시중 유동성 상황을 판단해 보았으며, 거시변수와의 관계 및 대체모형을 이용한 강건성 분석 등을 실시하였다.

추정결과를 보면 글로벌 금융위기 전까지는 통화량 지표 등 각 유동성이 내재 유동성을 상회하는 가운데 대출 유동성이 가장 높은 수준을 보였으며, 최근(2012년 이후)에는 내재 유동성 수준에서 등락하는 것으로 나타났다. 다만 동 분석은 유동성 수준이 아닌 유동성 증가율에 기초해 시중 유동성 사정을 가늠하였기 때문에 유동성 수준을 기반으로 추정하는 실질 머니갭 유형의 모형과는 상이한 결과를 보일 가능성은 있다.

거시변수와의 관계를 분석한 결과 경기 상승 충격시 유동성 및 내재 유동성이 증가하며 주택가격과 인플레이션에 유의한 영향을 미쳤으며, 유동성 증가 충격시 인플레이션보다는 주택가격에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편, 모형선택에 있어 내재 유동성에 대한 설명변수로 실물 경기지표(GDP)만을 반영한 모형이 이자율을 추가한 모형보다 더 우월한 것으로 나타났다. 추후 연구로 거시경제 여건을 반영하는 내재유동성을 추정하기 위해서는 GDP뿐만 아니라 자본유입, 단기금리, 자산가격 등을 반영된 동태요소를 설정하여 추정하여 모형의 적합성을 비교할 수 있을 것이다.

본 연구는 기존의 단일 유동성 지표만을 이용하여 추정하던 유동성 추정모형에 비해 대출부분의 유동성까지 고려하여 내재 유동성을 추정하였다는 점에서 기존 연구와 차별화되며, 본고에서 추정된 내재 유동성은 시중 유동성 상황을 가늠할 수 있는 유용한 정보를 제공한다.

〈참고문헌〉

- 강종구·임호성(2015), "우리나라 대출수요와 공급의 변동요인 분석," 제17호, 『금융경제연구』.
- 김영준(2005), "최근 통화증가를 하락 원인과 시사점," 『금융경제연구』 제22호.
- 김준한·유병학(2008), "뉴케인지안 모형에서의 통화의 역할과 예측력 검증," 『금융연구』 제22권 제1호: pp. 53-81.
- 이용규(2001), "내생적 통화공급," 해외 학술연수 보고서, 한국은행.
- 장민·함정호(2000), "새로운 적정통화지표의 모색, 금융환경 변화와 통화정책," 『지식산업사』 pp. 305-368.
- 장정석(2010), "불확실성을 감안한 통화수요함수 실증분석," 『조사통계월보』 2010.1월호, pp. 29-51.
- 천병철(2000), "통화총량의 경제성장 및 물가 예측력 제고에 관한 연구," 『금융경제연구』 제101호.
- 함정호(1996), "우리나라 통화금융경제의 이해," 비봉출판사.
- Adrian, T. and H. S. Shin (2009), "Money, Liquidity, and Monetary policy," *American Economic Review*, Vol. 99, pp. 600-605.
- Adrian, T. and H. S. Shin (2010), "Liquidity and Leverage," *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 19, pp. 418-437.
- Andrés, J., J. D. López-Salido, and J. Vallés (2006), "Money in an Estimated Business Cycle Model of the Euro Area," *Economic Journal*, Vol. 116, pp. 457-477.
- Acharya, D., and B. Kamaiah (2001), "Simple Sum vs Divisia Monetary Aggregates: An Empirical Evaluation," *Economic and Political Weekly*, pp. 317-326.
- Banbura, M., D. Giannone and L. Reichlin (2010), "Large Bayesian VARs," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 25, pp. 71-92.
- Barnett, W. A., (1980) "Economic Monetary Aggregates: An Application of Index Number and Aggregation Theory," *Journal of Econometrics*, Vol. 14, pp. 11-48.
- Barnett, W. A., Offenbacher, E. K., and Spindt, P. A. (1984), "The New Divisia Monetary Aggregates," *Journal of Political Economy*, pp. 1049-1085.
- Barnett, W. A., U. Chae and J. W. Keating (2005), "The Discounted Economic Stock of Money with VAR Forecasting," *Annals of Finance*, Vol. 2, pp. 229-258.
- Benk, S., M. Gillman and M. Kejak (2010), "A Banking Explanation of the US Velocity of Money: 1919-2004," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 34, pp. 765-779.
- Bryan, M. W., S. G. Cecchetti and R. O'Sullivan (2002), "Asset Prices in the Measurement of Inflation," NBER Working Paper, No. 8700.
- Cecchetti, S. G. and P. Disyatat (2010), "Central Bank Tools and Liquidity Shortages," *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, pp. 29-42.

- Christiano, L., M. Eichenbaum and C. L. Evans (1999), "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End," *Handbook of Macroeconomics*.
- Fisher, I. and H. G. Brown (1911), "The Purchasing Power of Money: Its Determination and Relation to Credit, Interest and Crises: By Irving Fisher," Macmillan.
- Friedman, M. (1956), "Studies in the Quantity Theory of Money," *University of Chicago Press*.
- Hallman, J. J., R. D. Porter and D. H. Small (1991), "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?" *American Economic Review*, Vol. 81, pp. 841-858.
- Holmstrom, B. and J. Tirole (1997), "Financial Intermediation, Loanable Funds, and the Real Sector," *Quarterly Journal of economics*, Vol. 112, pp. 663-691.
- Ireland, P. N (2004), "Money's Role in the Monetary Business Cycle," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36, pp. 969-983.
- Kaufmann, S. and P. Kugler (2008), "Does Money Matter for Inflation in the Euro Area?" *Contemporary Economic Policy*, Vol. 26, pp. 590-606.
- Kelly, L. J., (2009), "The Stock of Money and Why You Should Care," In: Binner, J.M., L.D. Egerton, T. Elger (Eds.), *Advances in Econometrics: Measurement Error - Econometrics and Practice*, Vol. 24. Bingley, Emerald.
- Kelly, L. J., W. A. Barnett and J. W. Keating (2011). "Rethinking the Liquidity Puzzle: Application of a New Measure of the Economic Money Stock," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 35, pp. 768-774.
- Kim, C. J. and C. R. Nelson (1998), "State-Space Models with Regime Switching," MIT press.
- Maddaloni, A. and J. L. Peydró (2011), "Bank Risk-taking, Securitization, Supervision, and Low Interest Rates: Evidence from the Euro-area and the U.S. Lending Standards," *Review of Financial Studies*, Vol. 24, pp. 2121-2165.
- Mendoza, E. G. and M. E. Terrones (2008), "An Anatomy of Credit Booms: Evidence from Macro Aggregates and Micro Data," NBER Working Paper, No. 14049.
- Moore, B. J. (1989), "On the Endogeneity of Money Once More," *Journal of Post Keynesian Economics*, Vol. 11, pp. 479-487.
- Newton, M. A. and A. E. Raftery (1994), "Approximate Bayesian Inference by the Weighted Likelihood Bootstrap," *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, Vol. 56, pp. 3-48.
- Palley, T. I. (2008), "Endogenous Money: Implications for the Money Supply Process, Interest Rates, and Macroeconomics," Working Paper Series, No. 178, Political Economy Research Institute, University of Massachusetts at Amherst.
- Raftery, A. E. and R. E. Kass (1995), "Bayes Factors," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 90, pp. 773-795.
- Rudebusch, G. D. and L. E. O. Svensson (2002), "Eurosystem Monetary Targeting: Lesson

- from U.S. Data,” *European Economic Review*, Vol. 46, pp. 417-442.
- Serletis, A., and M. King (1993), “The Role of Money in Canada,” *Journal of Macroeconomics*, Vol. 15, pp. 91-107.
- Shapiro, M. D. and M. Watson (1988), “Sources of Business Cycles Fluctuations,” NBER Macroeconomics Annual, pp. 111-148.
- Sims, C. A. (1993), “A Nine-variable Probabilistic Macroeconomic Forecasting Model,” *Business Cycles, Indicators and Forecasting*, University of Chicago Press, pp. 179-212.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1989), “New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators,” NBER Macroeconomics Annual 1989, 4, University of Chicago Press, pp. 351-409.
- Stock, J. and M. Watson (2003), “Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 41, pp. 788-829.
- Stock, J. and M. Watson (2015), “Core Inflation and Trend Inflation,” NBER Working Paper, No. 21282.
- Svensson, L. E. O. (2000), “Does the P* Model Provide Any Rationale for Monetary Targeting?” NBER Working Paper, No. 7178.

〈Appendix 1〉 Gibbs-Sampling을 이용한 모형의 추정

관측방정식과 상태방정식을 벡터 형태를 이용하여 식 (a)와 (b)로 간단히 나타낼 수 있다. 관측 변수는 $y_t = (\Delta m_{2,t}, \Delta l f_t, \Delta crd_t, \Delta g_t)'$ 로, 상태변수는 $\beta_t = (\Delta m_t^*, \Delta g_t^T, \Delta g_t^c, u_t, \Delta m_{t-1}^*, \Delta g_{t-1}^T, \Delta g_{t-1}^c)'$ 로 나타낼 수 있다. H, F 는 각 관측 및 상태방정식의 모수값을 포함하는 행렬이며, R, Q 는 각 관측 및 상태 방정식의 분산-공분산 행렬을 의미한다.

<전체모형의 형태>

$$\text{관측방정식: } y_t = H\beta_t + e_t \sim N(0, R) \quad (\text{a})$$

$$\text{상태방정식: } \beta_t = F\beta_{t-1} + v_t \sim N(0, Q) \quad (\text{b})$$

<1단계> 우선 각 모수의 사전분포 및 초기값과 칼만필터링을 위한 상태변수의 초기값(β_1)을 결정한다. 사전분포는 앞에서 설명한 것과 마찬가지로 사전표본 값을 이용하여 결정하였으며, 칼만필터링을 위한 모수의 초기값은 사전분포 값을 그대로 사용하였다. 또한 상태변수의 초기값은 모두 0으로 설정하였으며, 상태변수의 분산-공분산 행렬의 초기값은 단위행렬에 100을 곱한 값으로 설정하였다. 관측 및 상태방정식의 H, F 행렬내 모수값은 모두 정규분포의 사전분포를, 분산-공분산 행렬인 R, Q 행렬내 모수값은 모두 역감마 형태의 사전분포를 갖는 것으로 설정하였는데, 이는 이들 모수의 사후분포도 사전분포와 동일하게 정규 및 역감마 분포를 갖도록 켈레 (conjugate) 사전분포를 사용하였기 때문이다.

<2단계> β_t 의 값들을 추출한다. 이때 사용되는 방법은 Karter and Khon의 FFBS(Forward Filtering Backward Sampling) 방법으로 칼만필터를 통해 사후분포의 추정기간인 $t=1$ 부터 T 기까지 β_t 값을 구한 후 T 시점까지의 모든 정보를 이용하여 다시 역으로 1기까지 β_t 의 값들을 추출하는 것으로 칼만스무딩 방식과 매우 유사한 방식으로 진행되지만 각 시점별 β_t 의 분포를 이용하여 추출하는 것이 다른 점이다.

<3단계> β_t 가 주어진 가운데 상태방정식의 F 및 Q 의 모수값들을 추출한다. 우선 분산-공분산 행렬 Q 가 주어진 상태에서 F 의 사후분포는 정규 분포를 갖으며 이로부터 F 내 모수값을 추출할 수 있다. 순차적으로 사후분포로부터 샘플링을 통해 얻은 F 가 주어진 상태에서 Q 의 값들을 역감마 사후분포로부터 추출할 수 있다.²²⁾

<4단계> 「2~3단계」에서 구한 β_t 는 관측변수 y_t 에 대해 설명변수와 같은 역할을 한다. R 과 β_t 가 주어진 상태에서 정규분포를 따르는 H 의 사후분포 값들을 추출할 수 있으며 다시 β_t 와 H 가 주어진 상태에서 R 의 값을 역감마 사후분포로부터 추출할 수 있다.²³⁾

<5단계> 「1~4 단계」를 통해 β_t, F, H, R, Q 를 구하였다. 앞의 1단계에서 사용한 각 모수의 초기값 대신 F, H, R, Q 의 사후분포로부터 추출한 값 및 β_t 와 β_t 의 분산-공분산 행렬의 추출된 1기 값을 이용하여 β_t 의 값들을 다시 추출하는 등 <2단계> ~ <4단계>의 절차를 반복한다.

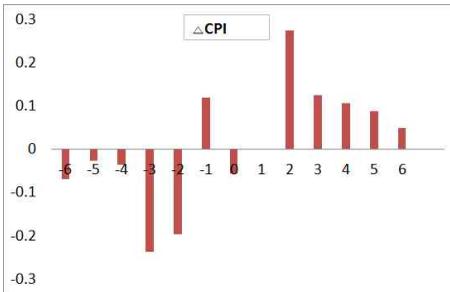
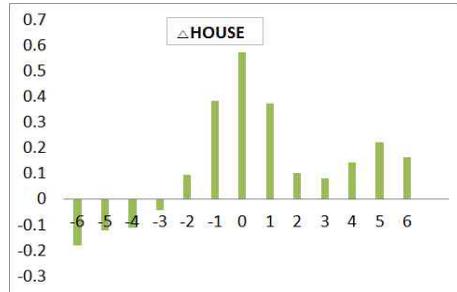
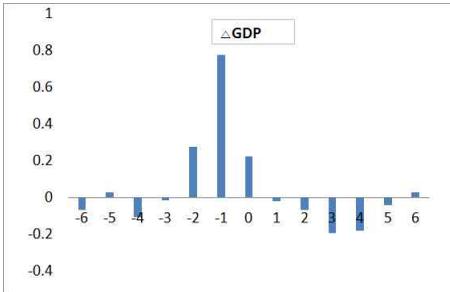
<Appendix 2> Cointegration and Unit Root Test

	Ho: Series are not cointegrated (Actual Liquidity vs. Implied Liquidity)		Ho: Series has a unit root (Liquidity Gap)	
	τ -statistic	Prob	t-statistic	Prob
$\Delta m2$	-4.464	0.003	-4.653	0.000
Δlf	-5.354	0.000	-5.341	0.0000
Δcrd	-3.569	0.038	-3.411	0.014

22) β_t 는 벡터이므로 각 변수별 차례로 F 및 Q 에 대응하는 값을 이용하여 Gibbs 샘플링을 수행하면 된다.

23) y_t 는 4개의 변수로 구성된 벡터이므로 각 변수별 차례로 H 및 R 에 대응하는 값을 이용하여 Gibbs 샘플링을 수행하면 된다.

〈Appendix 3〉 Lead-Lag Relationship of Implied Liquidity and Macroeconomic Variables



Note: Each figure shows the cross-correlations of implied liquidity and macroeconomic variables.

〈Appendix 4〉 Robustness Analysis: Baseline Model in the Pre-Global Financial Crisis

Prior distribution		Posterior distribution		
Parameter	Distribution	Mean	Median	「16~84」 % Confidence bands
ρ_m	Normal	0.900	0.902	[0.847 0.955]
λ_{m2}	Normal	0.336	0.335	[0.224 0.448]
σ_{vm}^2	Inverse_Gamma	2.038	2.005	[1.657 2.417]
ρ_{lf}	Normal	0.946	0.950	[0.914 0.980]
λ_{lf}	Normal	0.438	0.441	[0.339 0.537]
σ_{vlf}^2	Inverse_Gamma	1.293	1.264	[1.023 1.563]
ρ_{crd}	Normal	0.860	0.862	[0.801 0.921]
λ_{crd}	Normal	0.632	0.635	[0.548 0.719]
σ_{vcrd}^2	Inverse_Gamma	1.909	1.856	[1.477 2.344]
ρ_{m*}	Normal	0.337	0.309	[0.094 0.598]
a_1	Normal	1.433	1.422	[0.526 2.295]
a_2	Normal	0.415	0.413	[0.183 0.647]
a_3	Normal	-0.271	-0.272	[-1.140 0.595]
$\sigma_{vg^r}^2$	Inverse_Gamma	0.073	0.070	[0.055 0.090]
θ	Normal	0.285	0.286	[0.133 0.432]
$\sigma_{vg^c}^2$	Inverse_Gamma	2.051	2.010	[1.666 2.415]
\bar{u}	Normal	1.108	1.107	[0.812 1.399]
ρ_u	Normal	0.248	0.253	[0.100 0.397]
σ_{vu}^2	Inverse_Gamma	2.342	2.289	[1.895 2.772]

Notes: 1) Parameter estimation based on Equations in (7) and (8) described in the text.

2) Estimation period: 1999.1Q~2008.3Q.

〈Appendix 5〉 Robustness Analysis: Alternative Model 1 After Excluding Interest Rate

Prior distribution		Posterior distribution		
Parameter	Distribution	Mean	Median	「16~84」 % Confidence bands
ρ_{m2}	Normal	0.883	0.885	[0.830 0.938]
λ_{m2}	Normal	0.315	0.314	[0.214 0.415]
σ_{vm}^2	Inverse_Gamma	1.630	1.604	[1.355 1.907]
ρ_{lf}	Normal	0.939	0.942	[0.901 0.977]
λ_{lf}	Normal	0.417	0.421	[0.330 0.502]
σ_{vlf}^2	Inverse_Gamma	1.039	1.021	[0.845 1.234]
ρ_{crd}	Normal	0.861	0.862	[0.811 0.911]
λ_{crd}	Normal	0.598	0.604	[0.517 0.680]
σ_{vcrd}^2	Inverse_Gamma	1.624	1.586	[1.296 1.961]
ρ_{m*}	Normal	0.342	0.319	[0.098 0.603]
a_1	Normal	1.021	0.935	[0.519 1.560]
a_2	Normal	0.445	0.449	[0.235 0.649]
$\sigma_{vg^r}^2$	Inverse_Gamma	0.073	0.070	[0.056 0.091]
θ	Normal	0.280	0.279	[0.142 0.419]
$\sigma_{vg^c}^2$	Inverse_Gamma	1.887	1.850	[1.548 2.231]
\bar{u}	Normal	0.977	0.979	[0.712 1.237]
ρ_u	Normal	0.224	0.224	[0.082 0.364]
σ_{vu}^2	Inverse_Gamma	2.173	2.125	[1.810 2.541]

Note: Estimation period: 1999.1Q ~ 2013.2Q.

〈Appendix 6〉 Robustness Analysis: Alternative Model 2 Under Random Walk

Prior distribution		Posterior distribution		
Parameter	Distribution	Mean	Median	「16~84」 % Confidence bands
ρ_m	Normal	0.874	0.878	[0.768 0.967]
λ_{m2}	Normal	0.271	0.281	[0.025 0.482]
σ_{vm}^2	Inverse_Gamma	1.662	1.638	[1.222 2.162]
ρ_{lf}	Normal	0.927	0.934	[0.839 0.992]
λ_{lf}	Normal	0.392	0.402	[0.199 0.545]
σ_{vlf}^2	Inverse_Gamma	1.127	1.109	[0.766 1.558]
ρ_{erd}	Normal	0.855	0.856	[0.763 0.941]
λ_{erd}	Normal	0.603	0.606	[0.474 0.723]
σ_{verd}^2	Inverse_Gamma	1.782	1.741	[1.280 2.422]
ρ_{m^*}	Normal	0.476	0.482	[0.107 0.824]
a_1	Normal	0.679	0.656	[0.118 1.370]
a_2	Normal	0.462	0.464	[0.144 0.777]
$\sigma_{vg^r}^2$	Inverse_Gamma	0.073	0.070	[0.048 0.107]
θ	Normal	0.407	0.409	[0.147 0.665]
$\sigma_{vg^c}^2$	Inverse_Gamma	1.899	1.865	[1.393 2.520]
σ_{vu}^2	Inverse_Gamma	2.295	2.247	[1.693 3.057]

Note: Estimation period: 1999.1Q ~ 2013.2Q.

Implied Liquidity Estimation

Joon Myoung Woo*, Jieun Lee**

This paper proposes a new method of estimating implied liquidity that reflects the real business cycles by using three measures of liquidity—bank credit, M2 and Lf, and examines the relationship between the implied liquidity and macroeconomic variables. Our empirical results show that each liquidity measure, especially bank credit was greater than the implied liquidity estimates before the global financial crisis and then has come to move around the implied liquidity since 2012. We also find that a positive shock on real GDP leads to an increase in liquidity including the implied liquidity and further increases in house prices and inflation, and that a positive shock on liquidity has more significant impacts on house prices rather than inflation. Overall, these results indicate that this new measure that captures the multi-dimensionality of liquidity, which is differentiated from previous studies, can provide a good reference to evaluate the extent to which actual liquidity deviates from its equilibrium.

JEL Classification: E41,E51

Key words: Implied liquidity, Bank credit, Monetary aggregate dynamic factor model,
Gibbs sampling

* Senior Economist, Research Department, The Bank of Korea
(E-mail: woo@bok.or.kr, Tel: +82-2-759-4363)

** Economist, Economic Research Institute, The Bank of Korea
(E-mail: jelee@bok.or.kr, Tel: +82-2-759-5470)