

기업의 예비적 현금보유가 경기침체에 미치는 영향*

빈기범** · 서은숙***

〈요 약〉

본 연구는 전통적인 기업재무 분야와 화폐금융론 분야를 접목하고 포괄하는 학제간 연구(inter-disciplinary study)이다. 이 논문에서는 기업 부문의 예비적 현금보유가 신용경색 및 거래경색을 통해 실물 경기에 미치는 영향을 실증적으로 분석한다. 기준 금리를 인하하고 저금리를 유지하는 확장적 통화정책은 기대했던 금리 채널이 막히고, 낮은 금리가 민간 부문 특히 기업 부문에서 높은 수준의 현금 수요를 유발할 경우 신용경색과 거래경색을 거쳐 오히려 경기침체를 고착화시키는 효과를 낼 수 있다.

본 연구의 실증 분석 결과 크게 다음의 두 가지를 발견하였다. 첫째, 신용경색이 완화되고(통화승수 상승), 거래가 원활하면(화폐유통속도 상승), 산업생산은 증가한다. 또한, 기준금리 보다 본원통화 증가율이 산업생산에 더욱 유의한 영향을 미친다. 둘째, 기업은 예비적 동기로 현금흐름으로부터 현금 잔고를 증대시킨다. 이를 예비적 동기에 따른 현금의 현금흐름 민감도(cash flow sensitivity of precautionary cash)로서 측정할 수 있다. 이러한 민감도는 통화승수 및 화폐유통속도에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다만, 통계적 유의성은 부족하였으며 이는 과소표본(micro-numerosity)에 따른 한계인 것으로 판단된다.

본 연구의 결과는 금리 중시 통화정책의 유효성에 대한 의문을 제기하면서, 통화정책에 있어 통화량은 물론 기업의 재무관리 정책을 충분히 고려할 필요가 있음을 시사한다.

주제어 : 현금 및 현금성 자산, 기업의 예비적 현금보유, 신용경색, 현금의 현금흐름 민감도, 산업 생산지수

논문접수일 : 2014년 03월 11일 논문수정일 : 2014년 03월 22일 논문게재확정일 : 2014년 03월 24일

* 이 논문은 2011년 정부(교과부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음(NRF-2011-32A-B00066).

** 주저자, 명지대학교 사회과학대학 경제학과 부교수, E-mail : bink1@mju.ac.kr

*** 교신저자, 상명대학교 경영대학 금융경제학과 부교수, E-mail : esseo@smu.ac.kr

I. 서 론

금융위기의 시기에는 광범위하고도 강력한 신용경색이 발생한다. 신용경색의 국면에서는 이를 해소하기 위해 중앙은행은 기준금리를 하락시켜 저금리 기조를 유지하면서 유동성을 확대하는 확장적 통화정책을 시행한다. 통화정책의 금리 채널에 의하면 기준금리가 하락하면 단기시장금리가 하락하고 이는 다시 장기시장금리의 하락을 통해 민간 부문의 소비와 투자를 활성화시킨다. 이러한 채널이 예상대로 작동한다면 GDP가 증가하면서 경기침체를 탈피할 수 있다. 물론, 통화정책 파급 채널의 유효성에 관한 논쟁이 존재한다. 그럼에도, 기준금리의 조절을 통해 통화정책을 수행하는 대부분의 중앙은행은 상기 통화정책 채널에 의한 경기 진작 효과를 기대한다. 그러나, 2008년에 발생한 글로벌 금융위기 이후 많은 국가의 중앙은행은 저금리 기조와 함께 확장적 통화정책으로 일관했지만, 기대만큼 소비와 투자 활성화는 일어나지 않았다. 특히, 기업은 투자를 하지 않으면서 현금성 자산 잔고를 지속적으로 증대시켜 왔다.

기업의 증대하는 현금성 자산 보유 규모는 낮은 금리와 무관하지 않다. 앞서, 기준금리를 낮추거나 낮게 유지하는 통화정책에 대해서 앞서 금리 채널과는 반대의 설명이 가능하다. 이론적으로 금리는 소비나 투자에 음(-)의 영향을 미치지만, 현금 수요(money demand)에도 음(-)의 영향을 미친다.¹⁾ 현금을 폭넓게 정의하면, 순수한 현금(지폐와 동전 현물)은 물론 결제성 예금을 포함한다. 기준금리 인하에 따른 전반적 금리 하락은 순수한 현금 또는 결제성 예금 보유 규모를 증대시킨다. 그 기회비용이 감소하기 때문이다. 순수한 현금에 대한 수요 증대는 본원통화(base money)의 회전율인 통화승수(money multiplier)는 물론 통화량의 회전율인 화폐유통속도(velocity of money)를 낮출 것이다. 반면, 예금에 대한 수요 증대는 통화승수는 증가(신용창조 증대)시키고, 화폐유통속도는 낮출 것이다.

결국, 금리 하락은 민간 부문 특히 기업 부문의 현금성 자산 잔고를 증대시키고, 이는 다시 통화승수나 화폐유통속도를 저하시켜 경기침체를 유발하거나 고착화시킬 수 있는 가능성이 있다. 이러한 가설이 맞다면, 현재 경기침체의 핵심적 원인 기제는 저금리 정책에 기인한 기업의 막대한 현금 보유에 있다. 실제로 2008년 이후의 장기간의 저금리 기조에도 불구하고 경기회복이 일어나지 못하는 현실 경제를 경험하고 있다. 본 연구에서는 그러한 가능성에 집중적으로 주목하였다.

1) 극단적으로 낮은 금리 수준에서 극단적으로 높은 현금 보유가 발생하는 상황을 Keynes(1936)는 ‘유동성 함정(liquidity trap)’이라고 하였다. 그는 1930년대 대공황(great recession)을 유동성 함정으로 상태로 파악하면서 정부지출을 늘리라는 해법을 제시하였다.

Svensson(1985)는 이론적으로 금리와 화폐유통속도는 양(+)의 관계일 것으로 예측하였다. 한편, 본 연구와 직접적인 관련성은 크지 않지만 최근의 연구인 김현의, 이흥모(2013)는 Issing(2011), Faia and Monacelli(2007) 및 Curdia and Woodford(2009)의 연구를 바탕으로 ‘금리 중시 인플레이션 목표제(inflation targeting)’에 대한 회의적 시각 및 통화량이나 자산 가격 정보를 통화정책에 반영해야 함을 주장하고 있다. 김병기, 송승주(2010) 역시 유사한 논의를 하고 있다.

한국 기업 중 한국거래소(이하 KRX) 유가증권시장 및 코스닥시장 상장사가 보유한 ‘현금 및 현금성 자산’ 규모는 이미 2008년에 약 60조 원을 넘어섰고, ‘단기예금’까지 합하면 2008년 당시 100조 원을 넘는다.²⁾ 그 이후에도 기업의 현금 잔고는 지속적으로 증가하였으며, 2012년 말 현재 KRX 상장사 전체 현금 및 현금성 자산과 단기예금의 합은 대략 117조 원이 이르고 있다. 빈기범, 서은숙(2013)에 의하면 비상장 외감기업도 이들 항목에서 2012년 현재 약 70조 원의 잔고를 유지하고 있다. 결국, 모든 상장·비상장 외감기업에서 대략 190조 원의 재원이 현금성 자산으로 머물러 있다. 2012년 말 M1이 약 470조 원이므로,³⁾ M1 대비 무려 40%가 기업 부문의 현금성 자산으로 유지되고 있다. 본 연구는 기업의 막대한 현금 수요가 통화정책의 장애로 작용할 수 있다는 문제 제기로부터 시작되었다.

경제 내 실물부문에서 거래가 많을수록 GDP는 커진다. 주식 거래, 채권 거래 등 금융부문 거래량은 GDP에 포함되지 않는다. 이를 화폐수량함등식 $Mv = Py$ 의 측면에서 살펴보자.⁴⁾ 여기서 v 는 화폐유통속도로 $v \equiv Py/M$ 으로 정의되는 회전율이다. 민간의 현금 보유 성향의 증대는 거래량 감소로 이어져 경상 GDP인 Py 가 감소하고, 중앙은행의 확장적 통화정책으로 통화량 M 이 증가하면, 화폐유통속도 v 는 하락한다. 김철, 표상원(2013)은 글로벌 금융위기 기간 전후의 화폐유통속도를 분석하여 2000년대 전반에는 안정적인 모습을 보이다가 2006~2008년 중반까지 가파른 하락세를 보였고, 2011년 말 이후 다시 완만하게 하락 중이라고 보고하고 있다.

기업 부문의 막대한 현금 잔고가 통화정책을 통한 경기부양 효과를 약화시키는 현상은 정상적인 경제 상황보다는 신용경색으로 인한 금융위기 기간 또는 그 이후의 침체기에 나타날 가능성이 높다. 중앙은행의 통화정책 유효성의 약화로 경기침체가 지속되거나 고착화 되면 신용경색은 더욱 악화되는 악순환이 전개될 수 있다. 특히, 자금조달 제약이 심한 중소기업은 자금 회수, 만기 연장 불허, 신규 조달 불가 등으로 파산가능성이 높아지게 된다.

2) 기업 회계상 현금 및 현금성 자산은 현금, 외화, 예금, 당좌예금, 보통예금, 외화예금, 기타 현금 및 예금과 현금등가물이다. 현금등가물은 채권, 상환우선주, 환매채, 수익증권, 펀드, 기타로 구성된다.

3) M1에는 현금통화, 요구불 예금 및 수시입출금저축성예금이 포함된다.

4) 경상 GDP는 소득관점에서 ‘(물가)×(실질 GDP)’로 표현되지만, 거래관점에서는 ‘(거래당가격)×(거래횟수)’로 묘사할 수도 있다. 따라서, 경상 GDP는 모든 경상거래량의 합이다. 이를 물가로 나누면 실질 GDP가 된다.

신용경색은 말 그대로 금융거래가 막혀 경색이 발생하는 현상이다. 이를 금융경색, 유동성 경색이라고도 한다. 경제 전체적으로 자금의 유통이 경색되면서 금융거래의 횟수나 규모가 위축된다. 중앙은행이 발행한 지폐와 동전인 본원통화만이 통화량을 형성하는 것이 아니다. 은행을 통한 신용창조로 인해 통화량 M 은 본원통화 B 보다 M/B 배로 불어난 채 형성된다. 여기서 $m \equiv M/B$ 은 통화승수이며, $Bm = M$ 이 된다. m 의 수준이 높다는 것은 금융거래가 활발(신용창조가 원활)하여 신용팽창이나 유동성 팽창이 이루어지고 있다는 것이며, 그 수준이 낮다는 것은 반대로 신용경색이 발생하고 있다는 것이다.⁵⁾⁶⁾ 중앙은행은 확장적 통화정책으로 본원통화 공급을 늘리기도 하는데, 본원통화 증가에도 불구하고 통화승수가 하락하면 통화량은 감소되는 결과를 낼 수도 있다. 따라서, 통화승수는 신용경색에 대한 지표로 활용될 수 있다.

본 연구는 기업의 현금성 자산 보유가 앞서 논의한 두 지표, 즉 화폐유통속도 v 와 통화승수 m 의 하락을 유발하여 결국 경기에 부정적인 영향을 미칠 것이라는 사고 추론에서 시작되었다. 경제주체들은 거래 시 순수하게 물품과 그 대금으로서 현금을 곧바로 교환하는 현물거래(cash trade, spot trade)를 하기도 하지만, 물품에 대한 대가로 현금을 나중에 지급하기도 한다(외상, 어음 등). 즉, 실물거래에 신용적·금융적 요소가 수반된다. 이에 기업의 매출채권 및 매입채무를 ‘거래신용(trade credit)’이라고 부른다. 때로는 거래로 인한 지급을 위해 현금을 미리 보유하고 있기도 한다(cash in advance). 경제 위기 혹은 금융위기가 발생하는 경우 기업들의 현금보유가 거래경색과 신용경색 중 무엇을 먼저 야기하거나 무엇을 더욱 심화시키는지 명확하게 구분하기는 어렵다. 앞서, 화폐유통속도 v 로 거래경색을 측정한다고 했지만 거래신용을 고려한다면 신용경색의 정보도 이에 반영된다. 통화승수 m 도 순수하게 신용경색 정보만 포함하는 것이 아니라 거래 경색에 관한 정보도 반영한다. 아울러, 거래경색과 신용경색이 서로 독립적으로 발생하는 것이 아니라 전자가 후자를 유발하기도 하고, 후자가 전자를 유발하기도 하며, 동시에 완전하게 또는 일부만 중첩적으로 발생하기도 한다. 두 가지 경색 현상이 서로 상승작용(synergy effect, reinforcement

5) 금융기간의 대출 회수, 만기연장 불허, 추가 신규 대출 중단 등이 일어나는 경우 통화승수는 낮아지게 된다. 신용수축(위축), 유동성 수축(위축), 디레버리징, 신용경색, 금융경색 등은 사실상 동의어이며, 신용팽창, 유동성 팽창, 레버리징 등은 반대말이다. 한편, 시장형 금융(market finance)보다는 기관형 금융(institutional finance, bank finance)의 비중이나 의존도가 높은 한국 경제와 같은 은행 중심 국가에서는 통화승수가 신용경색에 대한 더욱 적절한 지표가 될 수 있다.

6) 대형 금융기관이나 대형 기업의 파산은 신용수축의 촉발제가 되기도 한다. 부동산 및 주식시장 버블의 붕괴는 예외 없이 심각한 신용경색으로 이어진다. 미국 S&L 사태, 2008년 글로벌 금융위기 등이 그러한 사례이다. 버블은 실물 경기를 벗어난 과도한 신용팽창 또는 레버리징을 수반한다. 버블의 붕괴는 디레버리징 또는 신용경색으로 이어진다.

effect)을 일으킬 수도 있다.

m 과 v 가 과도하게 높은 수준이 되면 경기가 호황을 넘어 버블 상태를 유지시킬 수 있다. 급격히 하락하거나 과도하게 낮은 수준이 되면 신용경색 및 거래경색과 함께 경기침체를 촉발하면서 침체 국면이 전개된다. 또한, 낮은 통화승수와 화폐유통속도 또는 이들 변수들의 급격한 하락은 신용경색 및 거래경색을 해소하기 위한 확장적 통화정책의 효과를 약화시킬 수 있다(interference effect). 나아가, 경제주체들의 현금 보유 성향은 m 과 v 에 반영된다. 물론, 통화승수 m 과 화폐유통속도 v 는 민간의 현금 보유 성향 외에도 기준금리, 시장금리, 지급준비율, 재할인율, 내구재 소비, 비내구재 소비, 기업 투자, 정부 투자 및 지출, 조세, 통화량, 환율, 수출과 수입에 따른 경상수지, 글로벌 경기 등 다양한 변수의 함수이기도 하다. 극단적으로 높은 현금 보유 성향은 m 과 v 의 수준을 크게 떨어뜨려 거래경색과 신용경색을 야기시켜 경기침체를 고착화할 수 있다.

Keynes(1936)는 경제주체들이 거래적 동기, 예비적 동기, 투기적 동기에 의해 현금을 보유한다는 ‘유동성 선호 가설’을 제시하였다. 이는 기본적으로 가게 또는 개인의 현금 보유에 대한 설명이지만, 이를 그대로 기업으로도 적용 가능하다. 거래적 동기에 의한 현금보유는 거래에 이르기까지 단기간의 현금보유를 의미한다. 예비적 동기는 미래 불확실성에 대하여 대비하는 일종의 “예비적 저축(precautionary saving)”이다. 투기적 동기는 개인에게는 자산관리 차원의 증권과 현금간 보유 비율을 정하는 문제이지만, 증권의 투자가 주요 업무가 아닌 기업에게 이를 그대로 적용하기 무리가 있다.⁷⁾ 이보다는 보유한 자산을 현금이나 유동자산의 형태로 보유할 것인지, 고정자산(유형자산은 물론 무형자산도 포함) 형태로 보유하여 생산재로 사용할 것인지를 선택으로 해석할 수 있다. 다만, 증권의 경우 유동성이 좋고, 고정자산이나 유형자산 등의 비유동자산은 비가역성(irreversability)으로 다시 현금화하는 것이 거의 불가능에 가깝다.⁸⁾

상기 3가지 기업의 현금 보유 동기 중 예비적 동기와 투기적 동기는 거래경색과 신용경색을 유발하여 경기에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 극단적으로 높은 현금 보유 성향 또는 현금 수요(화폐수요)가 유동성 함정(liquidity trap)의 현상으로 이어지는 것과 유사하다. 즉, 통화승수 m_t 나 화폐유통속도 v_t 의 수준이나 속도($\dot{m}_t$ 또는 $\dot{v}_t$)를 저하시켜 통화정책의

7) 기업도 단기 유동자산 관리 차원에서 증권을 보유하기도 하고, 고정자산 투자를 하는 것보다는 아예 기업을 인수하는 것이 나은 경우 주식을 매입하여 자회사나 계열사로 두기도 한다.

8) 고정자산을 매우 낮은 가격에 매각하는 것을 ‘급매(fire sale)’라고 한다. 기업은 극단적인 유동성 부족 상태에서 fire sale을 하기도 하지만, 평상시에 협상을 통해 적정가격으로 계열사나 보유 고정자산이나 무형자산을 매각하기도 한다. 이를 divestment, divestiture, carve-out, spin-off, 주식양수도, 영업양수도, 자산양수도, 회수(exit) 등으로 부른다. 투자(investment)와는 역방향의 경제 행위이다. 특별한 이유가 없는 한 어떤 경우라도 취득가 이상으로 매각가를 받아 내기는 어렵다.

유효성을 제한하면서 경기침체를 고착화하는 것이다.⁹⁾ 한편, 기업의 현금보유가 예비적 동기인지 투기적 동기인지 명확하게 구분하기 어려울 수 있으며, 때로는 복합적인 동기가 작용할 수도 있다.

본 연구에서는 기업이 예기치 못하는 신용경색을 포함한 부정적 사태에 대비하기 위한 예비적 동기로 현금을 보유하는데 초점을 맞추고 있다. 이러한 형태의 현금 보유를 Holmström and Tirole(2001)은 옵션이나 보험으로 파악하였다. 현금 보유에 따른 기회비용은 옵션 보유자나 보험가입자가 지불하는 옵션 프리미엄 또는 보험료이다. 경제의 불확실성이 커지게 되면 옵션 가치(즉, 옵션 프리미엄)가 높아지고, 보험료도 커지게 된다.

본 연구는 기업재무 분야의 전통적인 주제와 거시·화폐금융론 분야의 전통적인 주제를 복합적으로 연계한 분석이라는 측면에서 기존의 국내의 다양한 기업 현금성 자산 보유에 관한 연구와는 주요한 차별성이 있다. 해외에서는 이미 화폐금융론 분야나 기업재무론 분야에서 이미 유사한 연구가 진행되어 왔고 이론모형에 근거한 분석이나 구조 모형하에 구조모수추정(calibration)을 통한 실증분석을 시도해 왔다. 본 연구는 기업의 예비적 동기에 의한 현금 보유가 통화승수나 화폐유통속도를 통해 경기침체를 고착화시키는 요인으로 작용한다는 실증적 근거를 제시한다. 그러한 측면에서 본 연구는 국내외적으로도 최초의 시도이다.

II. 이론적 배경 및 기존 연구

화폐의 중립성을 강조하던 전통적인 고전학파의 거시경제모형에서 화폐의 역할과 존재는 사실상 무시당했다. 그럼에도 경제학자에게 ‘왜 화폐를 보유하는가?’에 대한 의문은 항상 남아 있었다. 이를 설명하기 위해 신고전학과 일반균형 모형에 화폐 수요의 역할을 포함시킨 CIA(cash-in-advance) 모형이 Lucas(1982), Svensson(1985), Lucas and Stokey(1987) 등에 의해 발전해왔다. Lucas(1982)가 제시한 CIA 모형에서는 소비자가 재화와 서비스를 구매하기 전에 대금으로 지불할 현금을 미리 보유하고 있다는데서 화폐 수요의 유인을 찾고자 하였다. 현실적으로 재화와 서비스를 구매할 수 있는 유일한 수단이 화폐이기 때문이다. 이러한 경우에는 화폐보유에 따른 수익이나 편익은 존재하지 않고, 단지 소비자가 그들의 소비를 위한 거래적 동기만으로 화폐를 보유하므로,¹⁰⁾ $Mv = Py$ 에 의해 결정되는 화폐유통속도 v 는 이자율에 영향을 받지 않고 일정하다. 그러나 경험적 자료들은 화폐유통

9) 본고에서 $\dot{x}_t$ 는 미분 $\frac{dx_t}{dt}$ 를 의미하는 것이 아니라, 증감율인 $\frac{d \ln x_t}{dt} = \frac{dx_t}{dt} / x_t$ 를 의미한다.

10) 전통적으로 고전학파는 화폐수요에 있어 거래적 동기만을 고려하고 강조하였다(Baumol, 1952; Tobin, 1956; Friedman, 1957).

속도가 변한다는 사실을 보여줬고, 이에 대해 케인즈 학파는 화폐유통속도는 일정하지 않으며, 무엇보다도 이자율의 영향을 받는다고 주장했다.

Svensson(1985)은 Lucas의 CIA 모형을 응용해서 CIA 제약이 존재하는 거시경제 모형에서 소비자는 미래의 불확실성을 경험하기 전에 재화나 서비스 구매를 위하여 얼마나 많은 화폐를 보유할 것인지를 정하지만, 소득의 불확실성에 따라 물품 구매 용도 외에 예비적 동기로 화폐를 보유한다고 주장한다. 즉, 불확실성이 커진 상황에서는 소비자가 미래 소득이 크게 저하되는 상태가 도래하면 그 때 소비를 적절히 유지하기 위해 보험적인 차원에서 화폐를 보유하게 된다는 의미이다. 예비적 동기의 현금을 보험으로 인식하는 것은 현금이 미래 신용경색을 대비하는 보험 또는 풋옵션과 다를 바 없다는 최근의 Holmström and Tirole(2001)의 인식과도 맞닿아 있다. 불확실성이 커질수록 예비적 동기에 따른 화폐수요는 커진다. 보험에 더 많이 가입하는 것이다. 그러나, 이자율이 높아질수록 소비자들은 예비적 동기의 화폐보유를 줄일 수 밖에 없다. 화폐보유의 기회비용이 커지기(즉, 보험료가 커지기) 때문이다. 결국, 화폐유통속도는 불확실성과 이자율의 함수가 된다. Svensson(1985)의 이론은 변화하는 화폐유통속도를 설명했다는 측면에서 Lucas(1982)의 초기 CIA 모형과의 차별적인 장점이기도 하다.

Lucas and Stokey(1987) 역시 CIA 모형의 확장인 CC 모형(cash-credit model)을 제시하였다. CC 모형은 2기간 모형으로 1기의 소비는 현금거래만 가능하고, 2기 소비는 신용거래만 가능하다고 전제한다. 실제 현실에서도 외상, 어음, 선도, 신용카드 등을 이용하여 대금 지급을 미루는 거래가 가능하다. 이 모형에서도 화폐유통속도는 변화하며 이자율의 함수가 된다. 반면, Hodrick et al.(1992)은 구조모수추정에 의한 분석 결과, CIA 모형과 CC 모형 모두 현실적인 화폐유통속도의 변이 정도를 설명하기 어렵다는 것과 두 가지 중 상대적으로 CC 모형이 적합하다는 결론을 내리고 있다. 기타 Cooley and Hansen(1989)은 CIA 제약을 도입하여 통화수요와 이자율, 통화증가에 따른 인플레이션 조세(inflation tax) 등을 설명하고 있다.

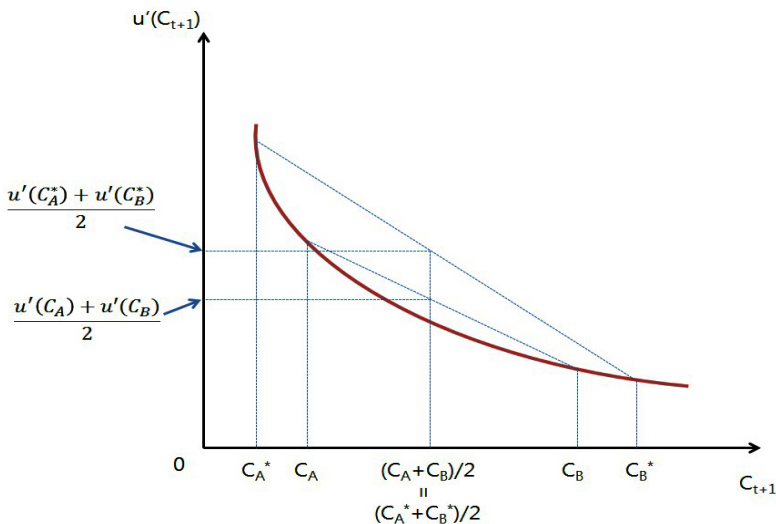
예비적 화폐 보유가 Keynes(1936)의 유동성 선호가설에서 등장하는 것으로 알려져 있지만, 더욱 체계적인 예비적 화폐 보유의 개념은 1980년대에 등장한다. Friedman(1957)의 생애주기/항상소득가설(life-cycle/permanent income hypothesis)를 지지하는 Hall(1978)의 랜덤워크 가설(random walk hypothesis)은 Flavin(1981)이 제시한 소비의 과민반응(excess sensitivity of consumption)에 대한 증거를 Campbell and Mankiw(1989) 및 Shea(1995) 등이 제시하면서 도전을 받게 된다. 소비에 따른 효용함수 $u(c_t)$ 가 소비 c_t 의 2차 함수가 되어야 그 시계열적 특성이 랜덤워크가 되는데, 실증적 증거는 랜덤워크에

반하므로 효용함수가 2차 함수가 아닌 $u' > 0, u'' < 0$ 의 성질은 물론 $u''' > 0$ 의 특성까지 지녀야 한다는 주장이 설득력을 얻게 되었다. 쉬운 예로 $u(c_t)$ 가 소비 c_t 의 3차 함수이면서 적절한 제약이 가해지면 이러한 특성을 만족하게 된다.¹¹⁾

이 경우, 미래 소득의 불확실성이 커질수록 미래 소비의 한계효용이 커지면서 현재 소비를 줄이는 것이 최적이다. 이러한 원인에 의한 현재 소비 감소에 따른 저축을 Leland(1968)는 “예비적 저축(precautionary saving)”이라고 명명하였다. 이는 곧 단기적인 유동자산을 이용한 저축을 의미하며, 가장 쉬운 방법이 소비하지 않은 채 현금(또는 예금)으로 보유하는 것이다. 그 외 Dreze and Modigliani(1972), Caballero(1990), Romer(1990), Barsky et al. (1986), Svensson(1985), Carroll and Kimball(2006) 등 수많은 연구에서도 예비적 저축의 기본적인 원인은 미래 소득의 불확실성 또는 미래에 대한 불확실성에 있다는 결론을 제시하고 있다.

[그림 1] 불확실성 $var(C_{t+1})$ 증가에 따른 기대 한계 효용 $E(u'(C_{t+1}))$ 의 증가

한계효용 u' 는 0보다 크다. 하지만, 이는 감소함수이므로 $u'' < 0$ 이 된다. 만일, u' 이 선형적으로 감소하면 $u''' = 0$ 이 된다. 그림은 $u''' > 0$ 인 효용함수를 나타낸다. u'' 이 증가하기 때문이다. 가로축에서 소비가 C_A 또는 C_B 인 상황에 비해 C_A^* 또는 C_B^* 가 평균은 동일하지만 불확실성이 더 큼을 나타낸다. 이 그림은 Romer(1996)에서 인용하였다.



11) 효용함수 $u(c)$ 를 CRRA(constant-relative-risk-aversion) 형태인 $u(c) = c^{1-\theta}/(1-\theta)$ 로 가정해도, $u' > 0, u'' < 0, u''' > 0$ 의 성질을 만족한다. 이 경우 개인의 소비 최적화 문제의 해를 나타내는 오일러 방정식(Euler equation)으로부터 이른바 소비기반 CAPM(consumption CAPM, C-CAPM)이 얻어지게 된다. 하지만, C-CAPM은 주식프리미엄퍼즐(equity premium puzzle)로 인해 많은 도전을 받게 된다. 자세한 사항은 Breeden(1979), Rubinstein(1976), Merton(1973) 및 손삼호 외(2012)를 참조할 수 있다.

앞에서 살펴본 이론적인 논의는 대부분 소비자의 현금보유에 관한 모형으로 이를 기업의 예비적 동기의 현금보유나 예비적 저축을 설명하기 위해 사용하는 것이 쉽지는 않지만, 오래 전부터 기업의 현금 보유를 예비적 저축으로 인식하여 연구를 해왔다. 대표적으로 Vogel and Maddala(1967), Chudson(1945), Whalen(1965), Mulligan(1997) 및 Miller and Orr(1966) 등이 기업의 예비적 현금 수요(화폐 수요)에 관한 고전적인 연구에 속한다.

최근 기업재무 분야의 연구들은 화폐수요나 현금수요라는 개념보다는 기업의 급증하는 현금성 자산 잔고의 누적 현상 자체에 보다 집중적으로 주목하여 이에 대한 기업 내외부적 요인에 대해서 규명하고자 하였다. 대표적으로 Dittmar et al.(2003), Kim et al.(1998), Mikkelsen and Partch(2003), Opler et al.(1994), Ozkan and Ozkan(2004), Pinkowitz and Williamson(2001) 등의 연구가 있으며, 국내 연구로는 서은숙 외(2007), 공재식(2006), 신동령(2008), 신민식, 김수은(2012) 등이 있다.

기업재무 분야에서 기업의 현금 보유 현상을 자본구조적 관점, 대리인 문제의 관점 및 자본조달 제약(financial constraints)의 관점에서 파악하기도 한다.¹²⁾ 이는 기존 화폐수요에 기반한 거시경제학 분야의 업적과 대비되는 측면이다.

첫째, 자본조달순위이론(pecking order theory)에 따르면, 기업 자본구조 관점의 연구에서 현금은 비용이 가장 적은 내부 자본(internal capital)이다. Myers(1977) 및 Myers and Majluf(1984)가 대표적이다. 관련된 국내 연구로 윤종인, 김형철(1999)이 이를 직접적으로 다루고 있으며, 서은숙 외(2007)에서 부분적으로 논의하고 있다.

둘째, 기업의 주주와 경영자(또는 지배소수주주)간 대리인 문제에 있어 현금은 경영자가 사적이익을 편취하고 빼돌리기(tunneling)에 매우 용이한 자산으로 본다. Jensen and Meckling(1976), Esterbrook(1984) 및 Jensen(1986)은 ‘잉여현금흐름(free cash flow)’의 개념을 도입하면서 이를 제거하는 것이 기업 가치를 극대화하는 것이라고 주장하였다.¹³⁾ 서은숙 외(2007), 박순홍, 연강흠(2009), 박순홍(2013), 윤종인, 김형철(1999) 등도 대리인 문제에 관련된 기업 현금 보유를 다룬 국내 연구이다.

대리인 문제를 감안하여 기업 현금 보유가 기업 가치에 미치는 영향에 관한 연구도 매우 많다 : Faulkender and Wang(2006), 서은숙 외(2007), 김병호(2013), 김병모(2008), 김명애(2011), 박순홍, 연강흠(2009), 박순홍(2013), 신민식 외(2008) 등이 이에 해당한다. 한편, 기업이 여유 현금을 쉽게 처분하는 방법이 배당을 지급하는 것이다. 이에 기업의 배당과

12) 자본조달 제약에 관한 연구로 Fazzari et al.(1988, 2000), Fazzari and Petersen(1993), Kaplan and Zingales(1997, 2000)의 연구가 ‘투자의 현금흐름 민감도(cash flow sensitivity of investment)’와 맞물려 대표적이다. 공명재(1996), 김병기(2002) 및 이원흠(2007) 등이 국내 주요 연구이다.

13) 빼돌리기에 관한 연구는 La Porta et al.(1999), La Porta et al.(1998), Johnson(2000) 등이 대표적이지만 기업지배구조의 이슈와 맞물려 2000년대를 풍미하기도 하였다.

현금 보유는 동전의 양면 같기도 하다. 기업지배구조나 대리인 문제에 관련하여 배당정책을 논의한 연구로서 Jensen and Meckling(1976), Jensen(1986), Esterbrook(1984) 등은 기업의 잉여현금흐름을 모두 주주들에게 배당하라고 주장하였다. 김성민, 이은정(2008), 박광우 외(2005), 빈기범, 조성훈(2005), 설원식, 김수정(2006) 등은 국내 연구로서 기업소유 지배구조가 배당에 미치는 영향에 관한 실증 분석이다.

셋째, 자본조달 제약 기업은 현금이 중요하고 그래서 현금의 현금흐름에 대한 민감도 또는 현금흐름의 변동성에 대한 민감도가 크다는 대표적인 연구가 Almeida et al.(2004), Denis and Sibilkov(2010) 및 Han and Qui(2007)이다. 전자의 2가지 연구에서는 자본조달 제약 기업이 비제약 기업과 달리 현금흐름에 대한 현금 축적의 민감도가 크다는 이론과 실증분석 결과를 제시하였고, 후자에서는 예비적 동기에 주목하여 현금흐름이 아니라 현금흐름 변동성에 대한 현금 축적의 반응이 자본조달 제약 기업의 경우 유의하고, 비제약 기업의 경우 그렇지 않다는 이론과 실증 결과를 제시하였다.

기타 연구를 살펴보자. Boileau and Moyon(2009)은 기업 현금보유에 있어 불확실성에 따른 예비적 동기에 따른 현금보유와 현재의 유동성 소요(필요)에 대비한 현금보유의 두 가지 채널을 설명하는 이론 모형을 제시하였다. Riddick and Whited(2009)는 실증 분석을 통해 기업 저축(현금 등의 유동자산 보유)과 현금흐름간 관계를 분석하였다. 이러한 저축은 외부 자본조달 제약보다는 소득 불확실성에 의해 크게 영향을 받는다는 점을 발견하였다. 이에 자본조달 제약 정도를 측정하는데 저축 성향이 사용되어서는 안된다고 주장한다. 이들의 연구는 앞서 Almeida et al.(2004), Denis and Sibilkov(2009) 등의 결론과 상반된 결과를 제시하고 있다. Duchin(2010)은 기업 현금 보유는 기업의 다각화 정도와 관련이 있으며 다각화되어 투자 기회가 분산되어 있는 기업은 현금보유를 줄인다는 결과를 제시하였다.

Ⅲ. 기초 모형

1. 통화승수, 화폐유통속도 및 통화승수-유통속도의 의미

명목 GDP(경상 GDP)는 경상거래량의 합 $\sum_i p_i q_i$ (p_i 는 재화나 서비스 i 의 가격, q_i 는 재화나 서비스 i 의 물량)와 같다. 재화와 서비스의 거래를 통해 GDP가 창출된다. 실물거래가 많을수록 GDP는 상승한다. 다른 조건이 동일하다면, 통화량이 M 일 때 통화가 $v = \sum_i p_i q_i / M$ 의 회전을 또는 화폐유통속도로 유통되어 명목 GDP가 형성된다. 이를 흔히 교환방정식 또는

화폐수량 항등식 $Mv = Py$ 로 표현한다. 앞서 기존의 이론적 연구에서도 설명했듯이 화폐유통속도 v 에 대한 논쟁이 많았다. 전통적인 고전학파는 v 가 일정하다고 하였지만, 실제 관찰되는 화폐유통속도는 일정하지 않았다. 실제로 다음 장의 [그림 5]의 (e)를 보면, 화폐유통속도가 시간에 따라 변화하는 것을 볼 수 있다. 앞서 논의했듯이, Lucas(1982)의 CIA 모형은 화폐유통속도 불변의 약점이 있었으나, 이를 Svensson(1985)이 개선하여 화폐유통속도가 이자율에 따라 변화한다는 것을 이론적 모형으로 보였다. 다음으로 본원통화 B 는 통화승수 m 배로 불어나 통화량 M 을 형성한다. 이를 앞서 교환방정식과 결합하면, $Bmv = Py$ 가 된다. 통화승수 m_t 나 화폐유통속도 v_t 는 ‘회전율’ 개념으로 단위가 ‘회’이다.

통화승수 m 은 신용경색이 심할수록 낮아지고, 화폐유통속도 v 는 거래경색이 심할수록 낮아진다(물론, m 도 거래경색의 정보를, v 도 신용경색의 정보를 포함한다). 이들은 경제 주체의 행태에 따라서 결정되는 일종의 행태 모수이다. 물론, 이자율의 영향을 받지만 이자율이 경제 주체의 현금 보유 행태에 영향을 주어 m 또는 v 를 변화게 한다. 결국, 다른 조건이 동일하다면, 낮은 수준 또는 급격히 낮아지는 통화승수 m , 화폐유통속도 v , 통화 승수-유통속도 mv 는 경기에 부정적인 영향을 미치게 된다. 거래경색, 신용경색 또는 둘의 상호작용에 의한 강화효과(reinforcement effect)가 경기침체를 촉발하거나 고착화 시킬 수 있다.

본 연구에서는 m , v 또는 $m \cdot v$ 가 경기침체에 중대한 영향을 미칠 것으로 예측하였다. 이후에는 이들 행태 파라미터가 경제성장에 미치는 영향을 분석한다. 또한, 기업의 거래적 동기를 제외한 현금보유가 m 또는 v 를 낮추는 주요 원인이 됨을 실증적으로 제시하고자 한다.

2. 분석을 위한 기초 모형

거시경제 전체적 자금의 흐름과 경제활동을 이해하기 위해 경제 내에 세 경제주체인 가계, 기업, 금융기관이 존재한다고 가정하자. 이때 각 경제 주체들은 자신의 재산을 단지 금고 속에 보관하지는 않는다. 현금으로 직접 보유하기도 하고, 은행 예치를 하거나 기업이 자본조달을 위해 발행한 증권(주식, 채권 등)을 매입하여 금융 청구권(금융자산) 형태로 보유하기도 한다. 가계의 저축(saving) 수단은 다양하다. 금융기관인 은행은 예적금의 형태로 현금을 유입하고 대출의 형태로 현금을 유출하는 금융중개기관이다. 기업은 은행 대출이나 증권(주식) 발행으로 자금을 조달하여 자산 구성을 하게 된다. 생산을 하는 기업은 자금의 일부는 유동자산으로 일부는 생산에 투입되는 고정자산으로 일부는 부동산이나 토지 등으로 보유하게 된다. 이렇게 각 경제주체간 자금흐름이 이루어지고 있는 한 시점에서의 각 대차대조표를 [그림 2]가 예시적으로 보여주고 있다. [그림 2]에서 경제내 전체 현금은

이미 주어진 것으로 간주하였다. 그림에서 무엇보다도 각 주체의 대차대조표상 대변과 차변의 합은 같아야 한다. 한편, 이 경제에서 기업은 고정자산을 통해 고정자산의 10%에 해당하는 부가가치를 생산한다고 가정하자. 그리고 각 항목의 단위가 중요하진 않지만 조원이라고 하자.

상기 거시 경제의 현금통화는 15조 원, 예금통화는 38.89조 원, 본원통화는 18.89조 원, M1은 50조 원, 기업 총자산 대비 부가가치는 6.31%가 된다. 또한, 통화승수 m 은 2.65이며, 화폐유통속도 v 는 0.0770이며, 그 둘의 곱인 통화승수-유통속도 mv 는 0.2038이다.

이러한 경제에서 기업이 어떠한 이유에서든지 현금성 자산인 예금의 보유를 5조 원에서 7조 원으로 늘렸다고 하자. 은행예금은 증가하고, 은행은 이를 다시 기업과 가계에 대출한다. 기업의 예금 보유 규모의 변화에도 궁극적으로는 반드시 모든 주체의 대차대조표에서 ‘대변 = 차변’이 되어야 한다. 그 결과를 [그림 3]에서 볼 수 있다.

그림을 보면, 기업의 증가된 예금이 은행을 통해 그 일부가 다시 기업으로 유입된 상황이다. 따라서, 기업 예금 증가에 의한 금융거래의 증가는 은행, 가계, 기업의 금융자산 및 총자산을 증가시킨다. 경제 내 전체 대차대조표를 작성한다면 모든 금융자산은 상쇄되어 사라지고, 지폐와 동전 등의 현금도 중앙은행의 부채로서 모두 상쇄되며, 궁극적인 경제 전체적 부(wealth)는 실물 자본스톡(capital stock)만 남게 됨을 유의할 필요가 있다. 따라서, 경제 전체적 금융자산의 증가가 곧 부의 증가를 의미하는 것은 아니다.

[그림 3] 가상적 거시 경제에서 기업의 현금성 자산인 예금 보유의 증가에 따른 재무상태 변화
상기 [그림 2]의 가상적 거시 경제에서 기업이 예금 잔고를 5조 원에서 7조 원으로 증가시켰을 때의 각 주체의 대차대조표를 나타낸다. 궁극적으로는 모든 주체의 대변과 차변은 일치해야 한다.

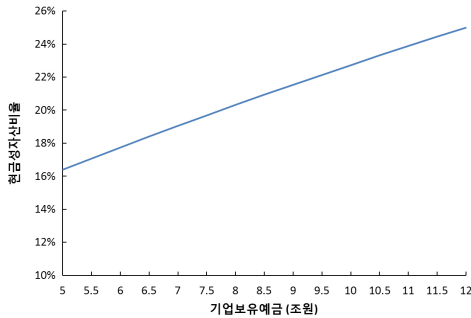
은행				기업				가계			
지급준비금(현금)	4.1111	가계예금	30.0000	현금	5.000	은행단기	7.6000	현금	10.0000	은행단기	11.4000
기업단기대출	7.6000	기업예금	7.0000	예금	7.000	은행장기	7.6000	예금	30.0000	은행장기	11.4000
가계단기대출	7.6000	한은대출	4.1111	고정자산	38.5000	채권	23.9000	채권	23.90000	순자산	100.0000
기업장기대출	11.4000	주식	1.0000	부동산	12.5000	주식	23.9000	주식	23.9000		
가계장기대출	11.4000							부동산	30.0000		
								기타 실물자산	5.0000		
총자산	42.1111	총부채 및 총자기자본	42.0000	총자산	63.0000	총부채 및 총자기자본	63.0000	총자산	122.80000	총부채 및 총자기자본	122.8000

통화승수, 화폐유통속도 및 통화승수-유통속도의 변화를 보자. 통화승수 m 은 2.7209로 2.79% 증가하였고, 화폐유통속도 v 는 0.0740으로 3.85% 하락하였으며, 통화승수-유통속도는 1.16% 감소하였다. 한편, 총자산 대비 부가가치율은 6.11%로 감소하였다. 이러한

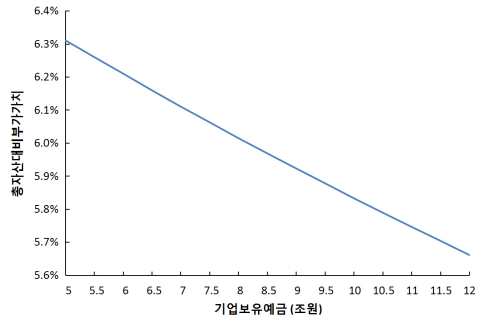
기업의 예금 증가에 따른 통화승수의 증가, 화폐유통속도의 하락은 서론에서 언급한 현금성 자산 중 민간 예금 증가에 따른 효과에 대한 논의와 일맥상통한다.

이러한 결과를 해석하면 다음과 같다. 통화승수가 늘어나는 것은 예금에 의한 금융거래가 증가했기 때문이다. 기업의 현금보유가 늘어난다고 해서 지폐와 동전 즉 순수한 현금에 대한 보유가 늘어나는 것이 아니다. 순수한 현금으로 가계나 기업의 현금보유가 늘어난다면 경제가 정지 상태에 가깝게 정체할 것이다. 하지만, 통상적인 현금 보유란 현금 자체의 보유라기보다는 쉽게 현금화 가능한 유동자산 중 대표적으로 예금의 보유 비율을 높이는 것이다. 이 예금은 은행의 신용창출기능을 통해 통화량을 늘리게 되고, 통화승수를 증가시킨다. 경제 전반적 통화량 증가에 비해 기업의 투자 증가는 없어서 총자산 대비 부가가치율, 즉 기업의 수익성은 저하된다.

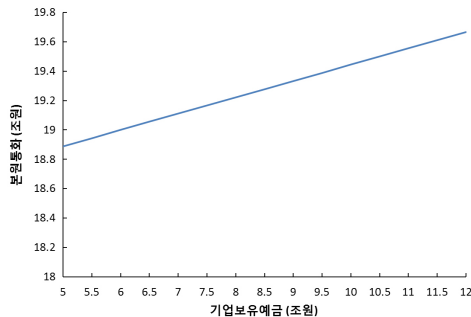
[그림 4] 가상적 거시 경제에서 기업 현금 보유 행태 변화에 따른 각종 거시 지표 변화
상기 [그림 2]의 가상적 거시 경제에서 기업이 예금 잔고를 5조 원에서 12조 원으로 연속적으로 늘릴 때 각종 거시지표의 변화를 나타낸다.



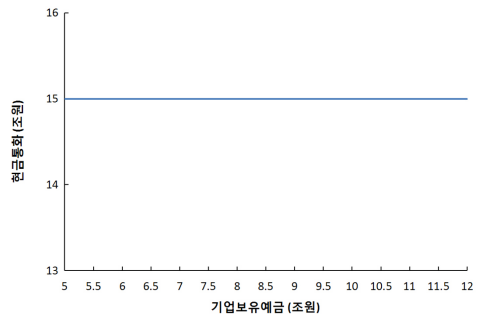
(a) 기업 총자산 대비 현금성 자산 비율



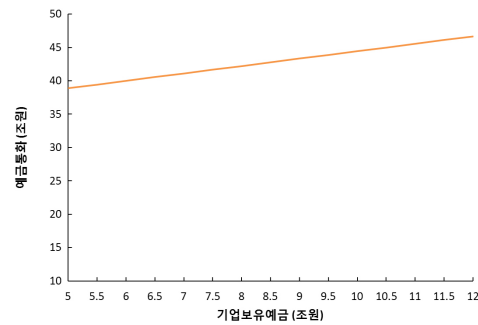
(b) 기업 총자산 대비 부가가치 비율



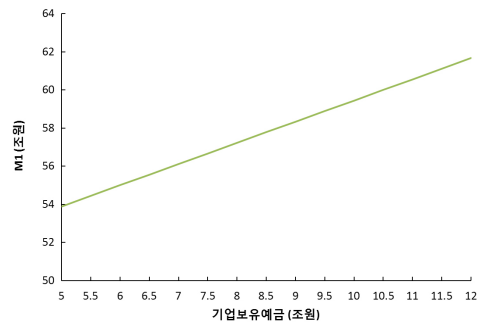
(c) 본원통화량



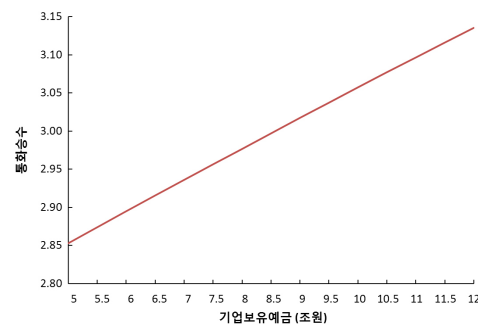
(d) 현금통화량



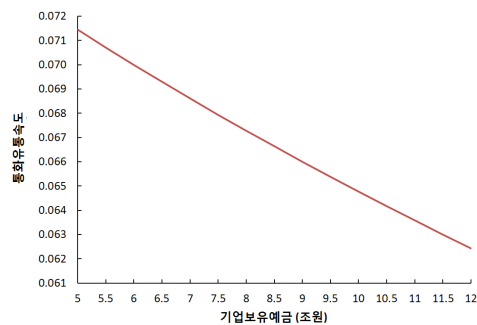
(e) 예금통화량



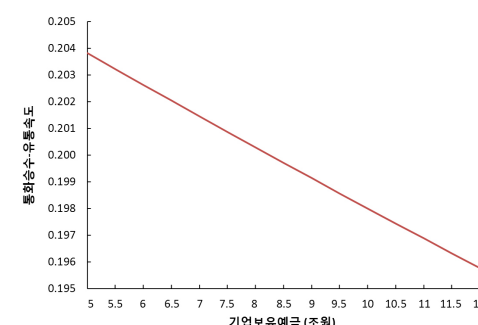
(f) M1



(g) 통화승수



(h) 화폐유통속도



(i) 통화승수-유통속도

이 사례에서 주목해야 할 사안은 현금 그 자체가 아닌 예금과 같은 현금성 자산의 증가가 신용창조를 일으켜 신용경색을 오히려 완화시키지만 결과적으로 실물 거래의 상대적 감소를 통해 화폐유통속도를 저하시키고, 거기에 통화승수-유통속도를 저하시켜 경제 전체적 생산 효율성을 저하시킨다는 것이다. 만일, 현금 자체로 보유하는 성향이 커지는 상황이라면 통화승수, 화폐유통속도, 그 곱인 통화승수-유통속도가 모두 크게 저하되고 생산 효율성도 크게 저하될 것은 자명하다.

[그림 4]는 상기 가상적 경제에서 기업이 현금 보유를 5조 원으로부터 12조 원으로 연속적으로 늘릴 때 기업의 총자산 대비 현금성 자산 비율, 총자산 대비 부가가치 비율, 현금통화량, 예금통화량, M1, 통화승수-유통속도, 통화승수, 화폐유통속도의 변화를 모의적으로 추산(simulation)한 것이다. 기업 총자산 대비 현금성 자산 비율은 단조 증가, 기업 총자산 대비 부가가치 비율은 단조 감소, 본원통화량 단조 증가, 현금통화량 불변, 예금통화량 단조 증가, M1 단조 증가, 통화승수 m 은 단조 증가, 화폐유통속도 v 는 단조 감소, 통화승수-유통속도 mv 는 단조 감소한다.

IV. 자료 및 방법론

1. 자료

본고에서는 자료 입수상의 한계로 인해 분기별 자료와 연도별 자료를 함께 사용한다. 우선 통화승수, 화폐유통속도, 통화승수-유통속도 등이 GDP나 경제성장에 미치는 효과를 파악하기 위해 분기별 거시 시계열 자료를 이용한다. 다음으로 기업의 현금 보유 성향이 통화승수, 화폐유통속도, 통화승수-유통속도 등에 미치는 효과를 파악하기 위해서 연도별 패널 자료를 활용한다. 이는 확보 가능한 기업 패널 자료의 빈도가 1년이기 때문이다. 모든 거시 시계열 자료는 한국은행 ECOS(경제통계시스템)에서 추출하였고, 기업 재무·회계 자료는 상장사협의회 TS2000에서 유가증권시장 및 코스닥 시장 즉 KRX 상장사를 대상으로 금융업을 제외하고 추출하였다.

본고의 실증분석에서는 궁극적으로 시계열 회귀분석을 하게 된다. 기업 패널 자료가 있지만 기업 부문에 대한 정보로서 동 자료로부터 연도별로 시계열적으로 집계한 변수를 사용하여 분석할 것이다. 이에 아래 주요 통계량은 시각적으로 편리한 시계열 그림이나 산포도를 이용하여 보일 것이다. 기타 자세한 통계량에 대해서는 독자의 요청시 제공할 수 있다.

이하 [그림 5]는 본고에서 사용하는 주요 거시 분기별 시계열 자료의 추이를 나타내고 있다. 원자료이므로 확연하게 계절성이 나타나지만, 분기별 더미를 사용해서 계절성 문제를 제거할 것이다. 또한, 한국은행 ECOS에서 각 변수의 값이 추출 가능한 분기부터 그림으로 나타났다. 이에 길게는 1970년 3월부터 나타내진 자료도 있으나, 이후 실증분석에서는 각 변수들이 모두 존재하는 시점의 자료만을 이용하므로 실제 추정에 사용된 표본크기는 이보다 훨씬 작을 수 있다. 한편, 실질 변수는 GDP 디플레이터로 실질화하여 구했고, 실질 GDP의 경우 한국은행 ECOS에서 추출한 원자료를 사용하였다.

실질금리의 계산은 금리 관측 시점에서 동일한 만기까지의 기대물가상승율을 알아야 하는데 기대물가상승율이 관찰되지 않기 때문에 계산이 쉽지 않다. 따라서, 특별한 가정하에 실질 금리를 계산하는 수 밖에 없다. 본고에서는 기준금리의 경우 만기가 7일 이하이므로 그 짧은 기간 동안 물가상승률은 0이라고 보았다. 그래서, 본고에서 기준금리는 실질화해도 동일하다. 통안채 1년 금리의 경우 그 시점에서 향후 1년 후 기간까지의 물가상승률 기대치를 지난 1년간 물가상승률로 대용(proxy)하였다. ‘적응적 기대(adaptive expectation)’의 가정을 사용한 것이다. 즉, 실질 금리는 명목금리에서 물가상승률 기대치의 대용치를 기하적으로 차감하여 계산한다.¹⁴⁾

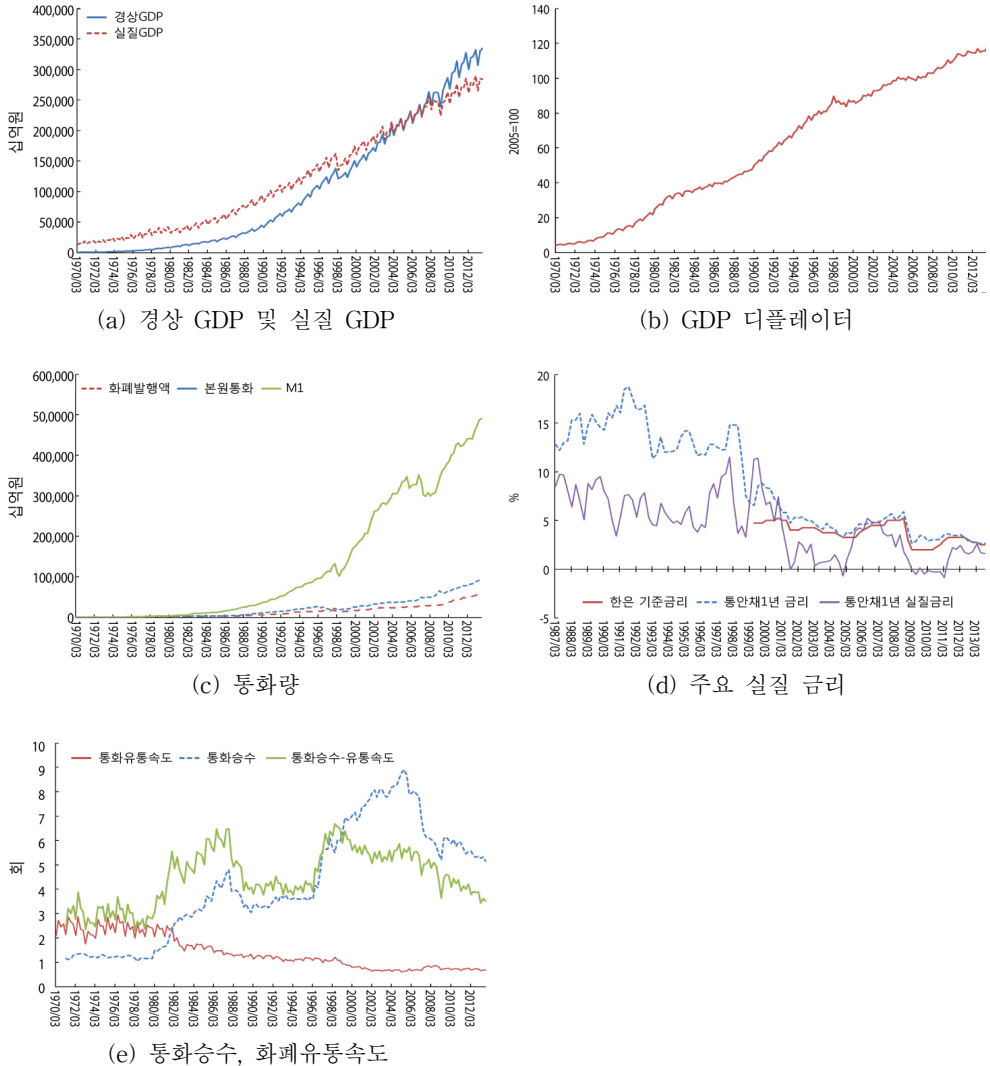
통화승수, 화폐유통속도, 통화승수-유통속도를 [그림 5]의 (e)에 나타냈다.¹⁵⁾ 이들 모두 단위가 동일하지 않기 때문에 그 절대적 수준이나 상대적 수준 차이를 비교하는 것은 의미가 없다. 한국 경제의 중요한 경색 및 경기 침체 사례로 1997년 경제 위기, 2003년 카드채 사태, 2008년 글로벌 금융위기를 들 수 있다. 1997~1998년 기간에 특별히 통화승수, 화폐유통속도, 통화승수-유통속도가 크게 하락하는 패턴은 보이지 않는다. 하지만, 주목할 점은 그 이전에 1990년대 들어 이들이 높지 않은 수준에서 상당히 오랜 기간 정체되어 왔다는 것이다. 또한, 화폐유통속도는 점진적으로 하락하는 추세다. 2003년 카드채 사태 전후를 보자. 그림에서 잘 나타나지는 않지만, 화폐유통속도는 2003년 3월 약 8.4% 하락하고, 2004년 3월 약 10% 하락한다. 결국 화폐유통속도는 2003년 1월부터 2004년 3월까지 약 7% 정도 하락한다. 2007~2008년 글로벌 금융위기 전후로는 그림상으로도 확연하게 통화승수와 통화승수-유통속도가 급락하는 것을 볼 수 있다. 그림에 잘 나타나지는 않지만 2007년 1월부터 2009년 3월까지 화폐유통속도가 분기간 약 13%, 6% 정도 하락하기도 하였다. 이러한 신용경색 및 거래경색을 해결하기 위해 중앙은행이 확장적 통화정책으로서 저금리를 유지하고 있으나(기준 금리는 2009년 3월 2%에서 이후 최고 3.25%까지 올랐다가 2013년 9월 현재 2.5%로 동결, 2014년 3월 말 시점에서도 기준금리는 동일하게 2.5%), 여전히 통화승수와 통화승수-유통속도는 하락하고 있고, 경기침체는 여전히 진행 중이다.

14) 명목금리가 i 이고, 기대물가상승률이 π 라면, 기하적 차감이란 $(1+i)/(1+\pi)-1$ 을 의미한다. 이산시간 개념하의 금리나 상승률에서는 이와 같이 약간 복잡한 계산이 필요하다.

15) [그림 5]의 (e)에서 화폐유통속도 v 는 분기간 경상 GDP를 M1(평균)으로 나누어 구하였다. 따라서, 연단위로 변경하고자하면 M1이 큰 변화가 없다는 전제하에 이를 대략 4배하면 된다. 통화승수 m 은 M1(평균)을 본원통화(평균)으로 나누어 구하였다. 한편, v 나 m 을 구하는데 있어 지하경제(shadow economy)의 이슈가 있다. 지하경제의 거래는 주로 현금통화로 이루어진다. 지하경제 거래는 공식적인 GDP에 집계되지 않는다. 따라서, 지하경제까지 고려하면 v 는 과소추정될 수 있다. m 은 현금통화를 장기간 숨기지 않는 한 그러한 문제는 없다. 지하경제에 관한 대표적인 논의는 Schneider(2005)를 참고할 수 있다.

[그림 5] 분기별 거시 시계열 변수 원자료 추이

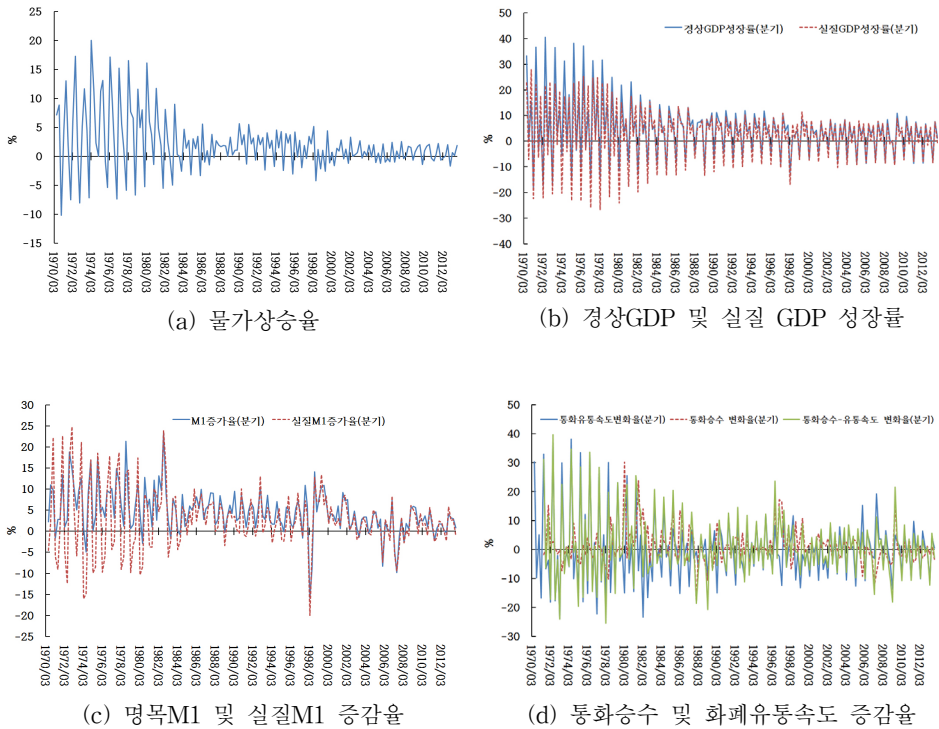
본 연구에서 사용하는 주요 분기별 거시 시계열 자료 또는 이들 원자료로부터 간단한 계산을 통해 얻어진 통화승수, 화폐유통속도 및 실질 금리 등의 추이를 나타낸다. 이후 분석에서 반드시 사용되지 않는 표본기간도 포함하고 있다. 자료가 가능한대로, 표본기간은 1970년 1사분기부터 2013년 3사분기 또는 1987년 1사분기부터 2013년 3사분기까지이다. 자료 출처는 한국은행 ECOS이다.



아래 [그림 6]은 그 분기별 증감율 추이를 나타내고 있다. 모든 그림에서는 원자료의 분기별 증감율로 계절성이 확연하게 나타난다. 이와 같은 계절성의 존재는 시계열 회귀분석 시 역시 분기별 더미의 필요성을 시사한다.

[그림 6] 분기별 거시 시계열 변수 원자료의 분기별 증감율 추이

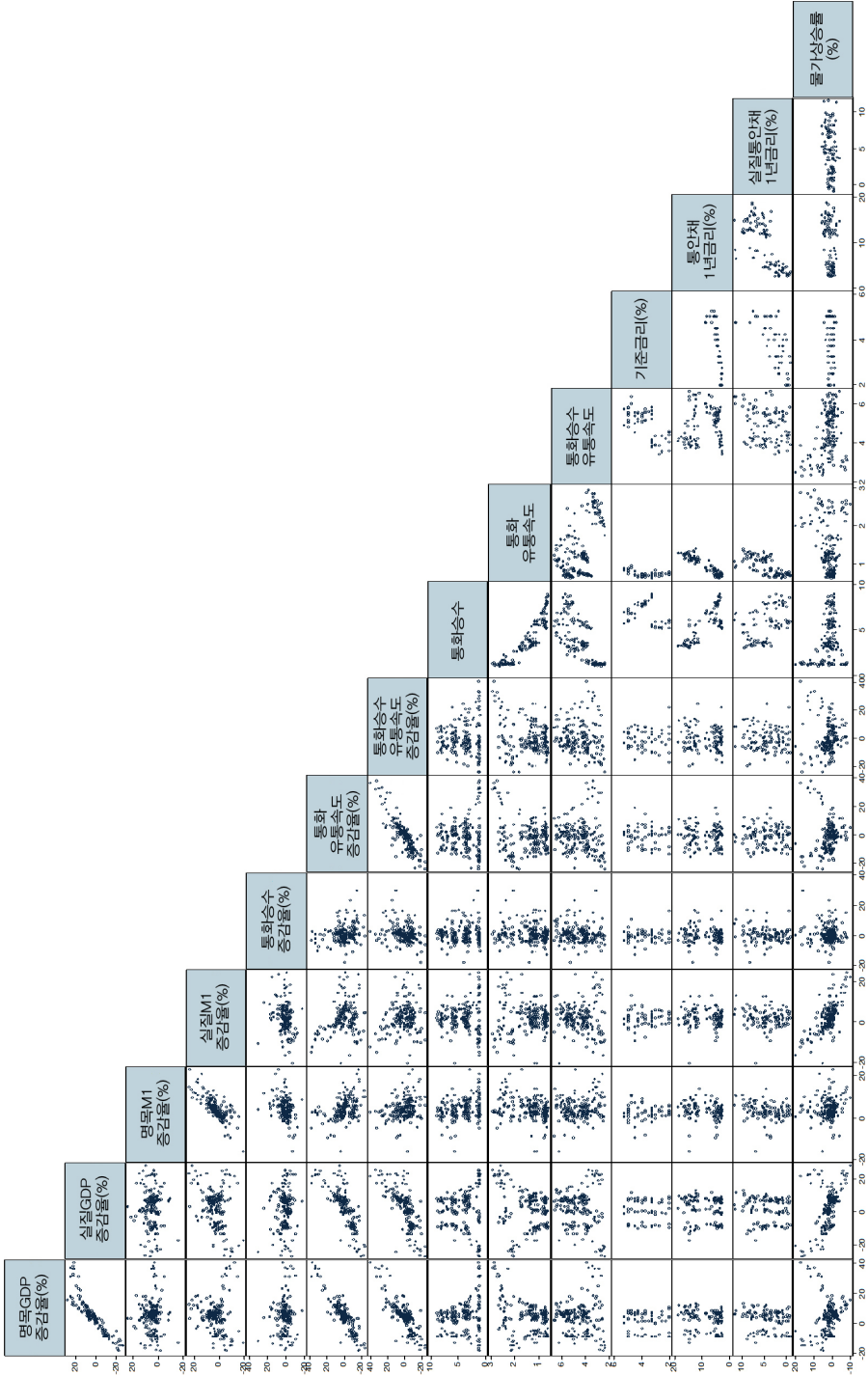
본 연구에 사용되는 주요 분기별 거시 변수, 통화승수 및 화폐유통속도의 분기별 증감율을 나타낸다. 표본기간은 자료가 가능한대로 1970년 2사분기부터 2013년 3사분기까지이다. 역시 이후 분석에서 사용하지 않는 기간도 포함되어 있다. 증감율은 a에서 b로 변화한 경우 $100 \times (b-a)/a(\%)$ 로 계산하였다. 원자료 출처는 ECOS이다.



아래 [그림 7]과 <표 1>은 상기 주요 증감율 변수(물가상승율 포함) 및 통화승수, 화폐유통속도, 통화승수-유통속도 및 금리 간 산포도 및 상관계수를 나타내고 있다. 실질 GDP 증감율과 통화승수 증감율, 화폐유통속도 증감율, 통화승수-유통속도 증감율과의 상관계수가 각각 21%, 82%, 87%로 대단히 높게 나타난다. 또한, 실질 GDP 증감율과 화폐유통속도 및 화폐유통속도-증감율과의 상관계수도 각각 37%, 31%로 매우 높은 편이다. 특이할 만한 사실은 실질 GDP 증감율이 기준금리와는 약한 양(+의) 상관관계를 보인다는 것이다.¹⁶⁾

16) 중앙은행의 기준금리는 매우 외생적인 변수이다. 중앙은행은 기준금리 인하를 통해 경기침체를 탈피하고자 하며, 물가안정을 위해 기준금리를 인상하기도 한다. 하지만, 우리나라의 경우 금리가 선제적 정책 수단이 되지 못하고, 경기침체나 물가상승을 관찰한 후 사후적 정책수단이 되는 경우가 많다. 즉, 경제성장세가 저하되고 난 후 또는 그 즈음, 사후적으로 기준금리를 인하시키는 것이다. 따라서, 상관계수는 오히려 양(+의) 관계를 보일 수 있으며 본고의 결과도 그렇다. 이에 대한 심층적 분석이 향후 연구로서 필요해 보인다.

[그림 7] 주요 분기별 시계열 거시 변수간 산포도
앞서 [그림 5], [그림 6]에서 보인 각 거시 변수 및 증감율간 산포도 행렬 그림이다. 자료가 있는 시점에서의 값들로 그려졌다.



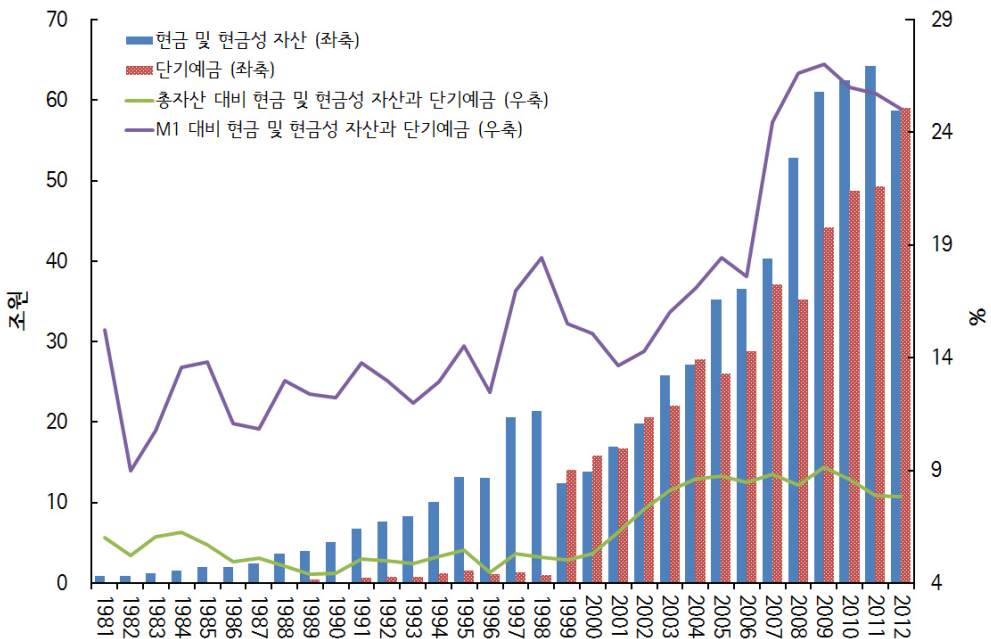
<표 1> 주요 분기별 시계열 변수간 상관계수

앞서 [그림 7]에서 제시한 각각의 산포도에 대한 상관계수를 나타내고 있다. 100을 곱하여 % 단위로 나타냈다.

(N = 58, 단위 : %)										
	명목 GDP 증감율 (%)	실질 GDP 증감율 (%)	명목 M1 증감율 (%)	실질 M1 증감율 (%)	통화 승수 증감율 (%)	화폐 유통 속도 증감율 (%)	통화 승수- 유통속도 증감율 (%)	통화 승수 (회)	화폐 유통 속도 (회)	통화 승수- 유통 속도 (회)
실질 GDP 증감율 (%)	97.51	.	.	.	.	.	.	.	.	.
M1 증감율 (%)	2.15	0.98	.	.	.	.	.	.	.	.
실질 M1 증감율 (%)	10.68	17.47	92.67	.	.	.	.	.	.	.
통화승수 증감율 (%)	21.32	21.13	60.03	59.07	.	.	.	.	.	.
화폐유통속도 증감율 (%)	83.34	81.9	-53.23	-42	-15.69	.	.	.	.	.
통화승수-유통속도 증감율 (%)	88.71	87.21	-12.71	-3.12	44.03	81.67	.	.	.	.
통화승수 (회)	4.99	5.67	7.54	8.1	20.25	0.62	11.31	.	.	.
화폐유통속도 (회)	37.78	36.9	13.81	16.66	3.13	24.71	24.27	-38.88	.	.
통화승수-유통속도	30.88	31.22	17.86	20.72	23.9	17.14	28.39	78.79	25.68	.
기준금리 (%)	5.13	4.8	-3.73	-3.79	-5.3	6.79	1.99	36.96	44.48	68.39
통안채 1년 금리 (%)	11.95	11.25	21.37	20.07	5.06	-0.86	1.3	29.77	59.64	71.93
실질 통안채 1년 금리 (%)	14.32	14.29	19.13	19.4	3.38	2.54	3.44	14.09	54.43	52.68
물가상승률 (%)	-23.08	-44.06	5.69	-32.22	-5.47	-22.69	-23.72	-3.01	-8.81	-10.17
								0.94	0.35	-2.99

이하 [그림 8]은 KRX 상장사 전체의 연도별 현금 및 현금성 자산과 단기예금의 보유 잔고를 나타낸다. 단, 금융업, 외국기업 등은 제외되었다. 각 연도별 기업 수를 보기 위해서는 이하 <표 2>의 N을 보면 된다. 그림을 보면, 현금 및 현금성 자산 및 단기예금 보유 규모는 지속적으로 증가하여 둘을 합하여 약 100조 원을 넘어선 해가 2008년이다. 나아가, 2008-2009년에는 상장사가 보유한 현금 및 현금성 자산과 단기예금은 M1 대비 무려 25% 이상을 넘어서기도 하였다.

[그림 8] KRX 상장기업 현금 및 현금성 자산과 단기예금의 추이와 총자산 및 M1 대비 비율 추이
1981년부터 2012년까지 KRX 상장사의 현금 및 현금성 자산, 단기예금 및 이들의 기업 전체 총자산 대비 비율, 통화량 M1 대비 비율을 그렸다. 원자료 출처는 상장사협의회 TS2000이다.



다음의 <표 2>는 각 연도별로 각 기업의 현금 및 현금성 자산, 단기예금, 총자산 등의 분포를 요약한 것이다. 보다 자세한 통계량에 대한 요청이 있다면 제공할 수 있다.

<표 2> 2000년 이후 연도별 상장사 현금 및 현금성 자산, 단기예금, 총자산 분포

각 연도별로 KRX 상장사의 현금 및 현금성 자산, 단기예금, 총자산, 총자산 대비 현금 및 현금성 자산과 단기예금의 합을 분포를 나타낸다. 원자료 출처는 상장사협의회 TS2000이다.

연도	항목	N	평균	표준편차	최소	최대
2000	현금 및 현금성 자산(십억 원)	1,080	12.79	55.04	0.00	959.25
	단기예금(십억 원)	1,080	14.65	59.04	0.00	1,409.88
	총자산(십억 원)	1,080	518.42	2,657.98	0.27	64,529.74
	총자산 대비 현금 및 현금성 자산과 단기예금(%)	1,080	14.16	14.06	0.05	91.47
2001	현금 및 현금성 자산(십억 원)	1,167	14.53	67.80	0.00	1,384.06
	단기예금(십억 원)	1,167	14.37	71.83	0.00	1,832.50
	총자산(십억 원)	1,167	461.10	2,254.09	2.34	50,900.72
	총자산 대비 현금 및 현금성 자산과 단기예금(%)	1,167	14.68	14.37	0.02	75.97
2002	현금 및 현금성 자산(십억 원)	1,262	15.73	75.66	0.00	1,409.38
	단기예금(십억 원)	1,262	16.35	143.77	0.00	4,273.00
	총자산(십억 원)	1,262	440.88	2,303.65	2.54	53,945.61
	총자산 대비 현금 및 현금성 자산과 단기예금(%)	1,262	14.73	13.81	0.03	77.19
2003	현금 및 현금성 자산(십억 원)	1,284	20.11	94.87	0.00	1,442.52
	단기예금(십억 원)	1,284	17.17	156.71	0.00	4,246.84
	총자산(십억 원)	1,284	459.66	2,446.84	1.26	56,469.66
	총자산 대비 현금 및 현금성 자산과 단기예금(%)	1,284	13.71	12.92	0.02	84.86
2004	현금 및 현금성 자산(십억 원)	1,344	20.21	95.83	0.00	1,604.27
	단기예금(십억 원)	1,344	20.71	187.69	0.00	4,674.47
	총자산(십억 원)	1,344	474.62	2,549.14	0.63	58,917.32
	총자산 대비 현금 및 현금성 자산과 단기예금(%)	1,344	13.48	13.15	0.00	78.80
2005	현금 및 현금성 자산(십억 원)	1,410	24.94	112.59	0.00	1,803.28
	단기예금(십억 원)	1,410	18.50	155.07	0.00	3,897.93
	총자산(십억 원)	1,410	497.05	2,693.80	1.09	61,626.84
	총자산 대비 현금 및 현금성 자산과 단기예금(%)	1,410	15.03	13.69	0.00	79.91
2006	현금 및 현금성 자산(십억 원)	1,486	24.63	108.54	0.00	1,646.90
	단기예금(십억 원)	1,486	19.37	138.10	0.00	3,335.14
	총자산(십억 원)	1,486	520.37	2,824.15	2.54	63,536.20
	총자산 대비 현금 및 현금성 자산과 단기예금(%)	1,486	15.25	14.32	0.01	86.57
2007	현금 및 현금성 자산(십억 원)	1,543	26.11	114.87	0.00	2,026.79
	단기예금(십억 원)	1,543	24.04	194.14	0.00	4,862.87
	총자산(십억 원)	1,543	567.41	3,019.74	0.05	65,642.59
	총자산 대비 현금 및 현금성 자산과 단기예금(%)	1,543	14.60	14.76	0.00	99.87
2008	현금 및 현금성 자산(십억 원)	1,565	33.74	162.40	0.00	3,605.84
	단기예금(십억 원)	1,565	22.50	168.59	0.00	3,306.33
	총자산(십억 원)	1,565	674.47	3,425.42	5.18	72,519.22
	총자산 대비 현금 및 현금성 자산과 단기예금(%)	1,565	13.80	13.56	0.00	89.53
2009	현금 및 현금성 자산(십억 원)	1,585	38.47	157.97	0.00	2,259.78
	단기예금(십억 원)	1,585	27.89	289.62	0.00	8,196.85
	총자산(십억 원)	1,585	725.48	3,739.59	7.02	86,024.15
	총자산 대비 현금 및 현금성 자산과 단기예금(%)	1,585	14.77	14.50	0.00	81.52
2010	현금 및 현금성 자산(십억 원)	1,598	39.05	156.67	0.00	2,248.11
	단기예금(십억 원)	1,598	30.49	337.51	0.00	10,930.66
	총자산(십억 원)	1,598	810.55	4,293.78	3.81	107,179.00
	총자산 대비 현금 및 현금성 자산과 단기예금(%)	1,598	13.93	14.42	0.00	83.33
2011	현금 및 현금성 자산(십억 원)	1,609	39.95	157.75	0.00	2,718.73
	단기예금(십억 원)	1,609	30.65	361.68	0.00	11,269.48
	총자산(십억 원)	1,609	895.25	4,850.59	8.48	117,457.60
	총자산 대비 현금 및 현금성 자산과 단기예금(%)	1,609	12.59	13.49	0.00	77.64
2012	현금 및 현금성 자산(십억 원)	1,616	36.29	140.83	0.00	2,269.42
	단기예금(십억 원)	1,616	36.53	455.63	0.00	13,400.57
	총자산(십억 원)	1,616	929.79	5,189.49	8.18	133,264.10
	총자산 대비 현금 및 현금성 자산과 단기예금(%)	1,616	12.51	13.42	0.00	81.74

2. 분석 방법론

1) 통화승수와 화폐유통속도가 경제성장에 미치는 영향에 대한 분석

기업의 현금보유가 경기침체에 미치는 영향을 분석하기 위해 본 논문에서는 두 단계를 거친다. 첫 번째로 고려하는 사안은 통화승수, 화폐유통속도, 통화승수-유통속도의 증감율이 경제성장에 어떤 영향을 미치는가를 실증적으로 분석하는 것이다.¹⁷⁾ 이에 아래 식 (1)의 분기별 자료에 의한 시계열 회귀모형을 고려한다.

$$\dot{IP}_t = \alpha + \beta \dot{m}_t + \gamma \dot{v}_t + \delta (\dot{m}_t \cdot \dot{v}_t) + \xi' z_t + \lambda \cdot D_t^{quarter} + \epsilon_t \quad (1)$$

식 (1)에서 종속변수 $\dot{IP}_t$ 는 분기간 산업생산지수(industrial production index) IP 의 성장률을 의미한다. 본고의 분석이 연속시간 구조가 아니기에 $\dot{x}_t$ 의 표기는 다소 기호의 오남용이지만 이하에서는 분기간 연속시간 증감율의 의미로 사용한다. 즉, $\dot{x}_t = 100 \times (\ln x_t - \ln x_{t-1})$ 이며, $\dot{x}_t$ 의 단위는 %가 된다. $\dot{m}_t$ 는 분기간 통화승수 증감율(즉, 로그 차분 증감율)을 의미하며, $\dot{v}_t$ 는 분기간 화폐유통속도 증감율을 의미한다. 통화승수-유통속도 $m_t v_t$ 의 분기간 증감율 $\dot{m}_t v_t$ 는 로그 차분으로 계산할 때, $\dot{m}_t + \dot{v}_t$ 가 된다. 식 (1)을 추정하는데 있어, $\beta = 0$, $\gamma = 0$ 및 $\delta = 0$ 등의 제약하에 추정하여 모형 선정을 하도록 한다. 식 (1)의 모형에서 $\dot{m}_t \cdot \dot{v}_t$ 를 고려한 것은 각 증감율간 상호작용이 존재할 수도 있기 때문이다.

종속변수로서 실질 GDP 증감율을 사용할 수도 있지만, m_t 나 v_t 의 정의상 실질 GDP 증가율과 항등식에 의한 결정적인 선형관계를 지닌다.¹⁸⁾ 통화승수 및 화폐유통속도의 정의 및 측정치를 고려할 때, 실질 GDP로 거시경제 성과를 측정하는 것보다 산업생산지수로 측정하는 것이 나을 것으로 판단하였다. 참고로 실질 GDP 증가율과 산업생산지수 증가율간 상관계수는 74%이다. [그림 9]는 1975년 2분기부터 2013년 3분기까지 두 변수간 산포도를 나타낸다.

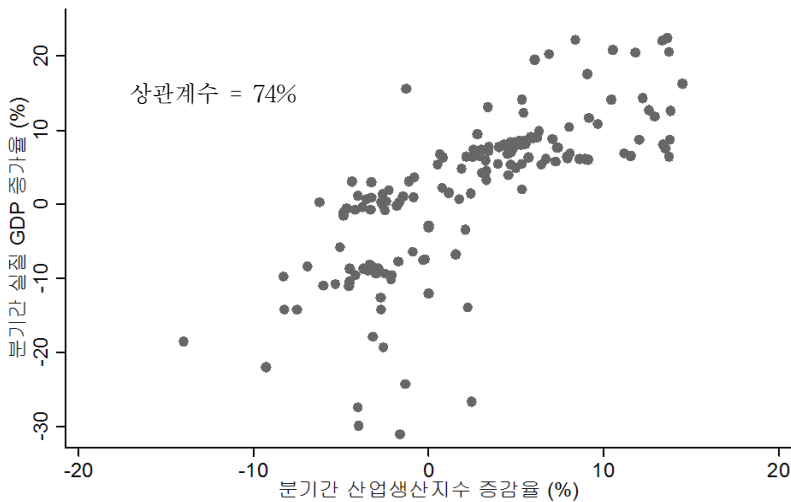
17) 산업생산지수, 통화승수, 화폐유통속도, 통화승수-유통속도, 물가상승률 등 주요 변수들은 눈으로 보기에라도 단위근에 의한 비정상성을 지닌다고 판단되어 증감율 변수를 사용하여 분석한다.

18) $Bmv = Py$ 로부터 $\dot{B} + \dot{m} + \dot{v} = \dot{P} + \dot{y}$ 가 된다. 여기서 $\dot{B}$ 는 본원통화증가율, $\dot{P}$ 는 물가상승률, $\dot{y}$ 는 실질 GDP 증가율이다. 예를 들어, m 과 v 의 정의 및 계산 상, 실질 GDP 성장률을 물가상승률, 본원통화증가율, m 증가율, v 증가율에 회귀분석하면 잔차가 모두 0이 된다.

식 (1)의 z_t 에는 다양한 통제 변수가 들어간다. 기준금리, 물가상승률, 본원통화 증감율, 경상수지 증감, 원/달러 환율 또는 증감율, 총고정자본형성 증감, 재고증감, 미국 경제 성장률 및 과거 미국 경제성장률 및 전기 산업생산지수, 2003년 카드채 사태 더미, 2007~2008년 금융위기 더미, 각 연도별 더미 등이 여기에 포함된다. λ 는 각 분기별 효과를 나타내는 계수의 집합이며, $D_t^{quarter}$ 은 각 분기별 더미의 집합이다. 카드채 사태 더미는 2003년 1사분기부터 4사분기에만 1, 나머지 기간에서 0의 값을 지니며, 글로벌 금융위기 더미는 2007년 2사분기부터 2009년 1사분기까지는 1, 나머지 기간에서 0의 값을 갖는다. 연도별 더미는 계절성을 제거하는 분기별 더미와 별도로 장기적 추세나 전반적 경기변동의 거시 환경을 통제한다.

[그림 9] 산업생산지수 분기간 증감율 및 실질 GDP 분기간 증감율 간 산포도

통화승수 및 화폐유통속도가 실물경기에 미치는 영향을 분석하는데 있어 실질 GDP를 사용하지 않고, 산업생산지수를 사용하였다. 그림은 실질 GDP 분기간 증감율과 산업생산지수 분기간 증감율의 산포도를 나타낸다. 원자료 출처는 한국은행 ECOS이다.



기간: 1975:2Q-2013:3Q
자료 출처: ECOS

2) 기업의 예비적 현금보유와 통화승수 및 화폐유통속도

본 논문에서는 기업의 예비적 동기에 따른 현금보유가 통화승수 및 화폐유통속도에 미치는 영향을 분석한다. 앞서 논의했듯이, 기업 역시 거래적·예비적·투기적 동기로 현금을 보유한다. 기업에게 투기적 동기는 적절하지 못할 수도 있지만, 현금이라는 유동자산과

공장, 기계, 설비 등의 고정자산간 포트폴리오 선택이라고 보면 투기적 동기에 의한 설명도 가능하다. 하지만, 그러한 투기적 동기도 거래를 위하여 미리 보유하는 것이라면 거래적 동기로도 설명 가능하며, 미래 불확실성에 따라 투자 시점을 관망하는 것이라면 예비적 동기로도 볼 수 있다. 본고에서는 기업의 현금 보유에 있어, 거래적 동기를 제외하면 나머지 두 가지를 명확히 구분하기 어렵기에 이를 모두 예비적 동기로 간주하기로 한다. 이러한 예비적 동기에 의한 기업의 현금 보유 성향이나 행태가 강해질수록 통화승수 m 또는 화폐 유통속도 v 가 저하될 것으로 예상된다.

그렇다면, 기업의 거래적 동기에 따른 현금 보유에 관하여 보다 자세히 논의해보자. 영업상 거래가 현금으로 이루어질 것이므로 영업적 거래를 위한 현금보유가 이에 속한다. 투자 지출(또는 자본지출, capital expenditure)도 거래적 동기에 따른 현금 보유를 직접적으로 유발한다. 나아가, 당장 현금이 소요되는 거래에만 맞추어 거래적 동기로 보유하는 것이 아니라, 거래적 동기인 경우에도 기업들은 미리 현금을 확보하고 있어야 하는 경우가 있다. 예를 들면, 곧 다가올 내년도 설비투자 자본지출을 위해 올해 말에 현금을 준비해두는 것이다. 이러한 경우의 화폐보유는 거래적 동기이지만 예비적 동기로 화폐를 보유하는 것과 같다. 이는 앞에서 살펴보았던 가게나 소비자에 대한 CIA 모형에서의 설명과 유사하다.

이러한 거래적 동기 및 Almeida et al.(2004)를 감안하여 기업의 예비적 동기에 따른 현금 보유 방정식을 식 (2)로 기술하였다. 이들은 기존 Fazzari et al.(1988, 2000) 및 Kaplan and Zingales(1997, 2000)의 자본조달 제약 기준의 적절성을 평가하기 위해 각 기준에 따라 자본조달 제약 기업과 비제약 기업을 구분한 후, 식 (1)과 거의 유사한 방정식으로 현금의 현금흐름 민감도를 측정하고자 하였다. 식 (1)은 거래적 동기에 따른 지출 및 지출예상을 설명변수로 포함했다는 점에서 Almeida et al.(2004)이 설정한 방정식과 약간 다르다.

$$\begin{aligned} \Delta C_{i,t} = & \alpha + \beta CF_{i,t} + \gamma_1 CAPEX_{i,t} + \gamma_2 CAPEX_{i,t+1}^e + \delta_1 OPTV_{i,t} + \delta_2 OPTV_{i,t+1}^e \\ & + \xi_1 R_{i,t}^{sales} + \xi_2 \Delta NWC_{i,t} + \xi_3 \Delta Short_{i,t} + \xi_4 \ln(Asset_{i,t-1}) + \xi_5 C_{i,t-1} \\ & + D_i' \kappa + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

식 (2)에서 $\Delta C_{i,t}$ 는 기업 i 의 $(t-1)$ 년도 대비 t 년도 현금 보유 증가분을 의미한다. 즉, $\Delta C_{i,t} = C_{i,t} - C_{i,t-1}$ 이다. 이를 위해 현금 보유 잔고 $C_{i,t}$ 를 정의해야 하는데, 본고에서는 이를 현금 및 현금성 자산(여기에는 현금등가물 포함)과 단기예금의 합으로 측정한다. 기타

유동자산 중 보유 잔고가 매우 작은 단기투자증권은 제외한다. 기업 i 는 t 년도에 거래적 동기나 예비적 동기로 현금을 추가로 $\Delta C_{i,t}$ 만큼 축적하였을 것이다.

우변에서 $CF_{i,t}$ 는 기업 i 의 t 년도 영업활동 순현금흐름, 투자활동 순현금흐름, 재무활동 순현금흐름의 합을 나타낸다. $CAPEX_{i,t}$ 는 기업 i 의 t 년도 자본지출을 의미한다. 따라서, $CAPEX_{i,t} = FA_{i,t} - (FA_{i,t-1} - \delta_{i,t-1} - a_{i,t-1})$ 로 계산한다(여기서 FA 는 고정자산, δ 는 감가상각, a 는 무형자산 감가상각을 의미). $CAPEX_{i,t+1}^e$ 는 기업 i 의 $(t+1)$ 년도 자본지출에 대한 기대를 의미한다. 자본지출은 기업이 스스로 결정할 사안이므로 미래 자본지출을 미리 안다고 가정하였다. 즉, $CAPEX_{i,t+1}^e = CAPEX_{i,t+1}$. 한편, $CAPEX_{i,t}$ 는 기업 i 에게 t 년도 현금 지출을 유발하여 종속변수 $\Delta C_{i,t}$ 에 음(-)의 영향을 미칠 것이며, $CAPEX_{i,t+1}^e$ 는 t 년도에 미리 현금을 보유하게 하여 $\Delta C_{i,t}$ 에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. $OPTV_{i,t}$ 는 기업 i 에 있어 t 년도 현금순유출을 유발하는 영업 거래 규모를 의미한다. 이는 매출원가(cost of sales)에 판매비(selling and general administrative expense)를 더하고 매출액(sales)을 제하여 측정하였다. 즉, $OPTV_{i,t}$ 는 영업으로 인한 순현금지출을 의미한다. $OPTV_{i,t+1}^e$ 는 기업 i 의 $(t+1)$ 년도에 대한 예측치인데, 이러한 영업상 순현금지출은 자본지출만큼 기업의 의사결정대로 실현되는 것이 아니다. 따라서, 적응적 기대의 개념을 고려하여 과거 3년치 평균을 예측치로 삼았다.

상기와 같이 거래적 동기에 관한 변수를 도입함으로써 식 (2)에서 $CF_{i,t}$ 의 계수인 β 를 “예비적 현금의 현금흐름 민감도”로 해석하거나 정의할 수 있다. 하지만, $\beta = \frac{\partial \Delta C}{\partial CF}$ 가 되어 그 단위의 경제적 의미는 명확하지 않다. 이후 분석에서는 연도별 예비적 현금의 현금흐름 민감도가 통화승수나 화폐유통속도에 어떠한 영향을 미치는지 분석하고자 한다. 이론적·사전적 예측은 예비적 현금의 현금흐름 민감도가 높아질수록 통화승수나 화폐유통속도가 낮아질 것이라는 것이다.

다음, $R_{i,t}^{sales}$ 는 매출액 증감율, $\Delta NWC_{i,t}$ 는 운전자본(= 유동자산-유동부채) 투자에 대한 지출, $\Delta Short$ 는 단기차입금 증가분, $Asset_{i,t}$ 는 총자산, D_i 는 산업더미(중분류 기준)를 의미한다. 한편, R^{sales} 와 산업더미 변수를 제외한 나머지 변수는 모두 $Asset_{i,t}$, 즉 총자산으로 나누고 100을 곱하여 정규화하였다. 따라서, 이렇게 정규화된 경우 단위는 %가 된다. R^{sales} 는 매출액성장률로 종종 M/B 비율이나 Tobin's Q와 함께 기업의 성장기회를 나타낸다. $R_{i,t}^{sales} = 100 \cdot (\ln(sales_{i,t}) - \ln(sales_{i,t-1}))$ 로 계산하며($sales$ 는 매출액), 단위는 %이다.

이후 분석에서 연도별로 예비적 현금 보유 성향에 대한 측정치가 필요하여 식 (2)를 연도별로 횡단면 회귀분석하였다. 각 연도마다 OLS 추정을 하고, Huber(1967)-White

(1980)의 방식에 따라 강건 표준오차를 계산하였다.

다음으로, 식 (3)의 시계열 회귀분석을 통해, 기업의 예비적 현금 보유 성향 $\hat{\beta}$ 가 통화승수 m 및 화폐유통속도 v 에 어떠한 영향을 미치는지 검증한다.

$$m_t(\text{or } v_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\beta}_t + \alpha_2 i_t + \alpha_3 i_t^{BOK} + \alpha_4 \pi_t + \alpha_5 \pi_{t-1} + \alpha_6 r_t^B + \delta_1 D_t^{0203} + \delta_2 D_t^{0708} + \epsilon_t \quad (3)$$

식 (3)에서 $\hat{\beta}_t$ 는 식 (2)의 연도별 횡단면 회귀분석에서 도출된 기업 부문 예비적 현금의 현금흐름 민감도로서 기업의 거래적 동기를 제외한 현금 보유 성향을 나타낸다. 앞서 언급했듯이, $\alpha_1 < 0$ 일 것으로 예상된다. i_t 는 한은의 기준금리 및 i_t^{BOK} 는 통안채 1년 금리이며, t 년의 기초값과 기말값의 평균을 사용하였다.¹⁹⁾ 통안채 1년 금리는 무위험금리에 대한 대용치이다. 순수 할인채 국채(정부채)가 없으므로, 1년 만기 통안채 금리를 1년 만기 무위험 금리로 사용하였다. π_t 는 t 년의 1년간 물가상승률(GDP 디플레이터 상승률)이다. 1기전 물가상승률 π_{t-1} 을 식 (3)에 도입한 이유는 과거의 물가상승도 물가상승에 대한 기대를 형성하는 요인이기 때문이다. r_t^B 는 t 년도 본원통화상승률을 나타낸다. 이들 i_t , π_t 및 r_t^B 모두 단위는 %이다. 하지만, $\hat{\beta}_t$ 는 앞서 언급했듯이 그 단위를 부여하기 어렵다.

기준금리에 대한 연도별 자료가 1999년 이후로만 확보가능하다. 이에 식 (3)의 추정에는 1999~2012년의 자료만을 사용한다. 이에 앞서 식 (2)의 연도별 횡단면 분석에서도 1999~2012년에 대해서만 예비적 현금의 현금흐름 민감도 계수 β 를 추정한다. 한편, 과거 시차를 포함하는 변수가 있어 식 (3) 추정에 사용되는 시계열 자료의 표본크기는 12에 불과하다. 다시 식 (3)에서 D^{0203} 은 2002~2003년에 대한 더미로 국내 카드채 신용경색 사태를 통제하며, D^{0708} 은 2007~2008년에 대한 더미로 글로벌 금융위기를 통제한다. 1999년 이후 자료를 추정에 사용하므로, 1997년 IMF 경제위기 시기에 대한 통제는 고려 대상이 아니다.

다음으로, 식 (3)의 추정에 있어 중요한 사항을 논의하고자 한다. 식 (3)의 주요한 설명 변수인 식 (2)의 연도별 횡단면 분석에서 도출된 $\hat{\beta}$ 는 기준 금리는 물론 기업의 조달금리의 영향을 받는다. 하지만, 연도별 횡단면 분석에서는 그러한 기준금리나 금리의 통제

19) Svensson(1985)은 이자율이 화폐유통속도에 양(+)의 영향을 미친다는 이론적 결과를 도출하였다. 그의 예측이 맞다면 기준금리를 낮추는 확장적 통화정책은 경제내 전반적 금리수준을 낮추어 유동성 위기의 기업이 자금조달의 용이성을 제고하는 효과도 있겠지만, 오히려 화폐유통속도를 낮추어 경기진작으로 이어지지 못하는 결과를 낳을 수도 있다.

불가능하다. 따라서, 식 (3)의 설명변수인 $\hat{\beta}$ 에는 외생적 금리요인이 여전히 잔존한다. 그러한 추측이 맞다면, $\hat{\beta}$ 는 식 (3)에서 내생변수(endogenous variable)이다. 이 경우, 식 (3)에 대한 OLS 추정은 바람직하지 않다. 본고에서는 $\hat{\beta}$ 에 대한 도구변수(instrumental variable)로 기업의 조달 금리에 대한 대응치로 회사채(3년, 우량) 금리와 무위험금리 대응치인 통안채(1년) 금리를 사용하여, 식 (3)을 2SLS(two stage least squares) 추정하고, Huber-White의 강건 표준오차를 계산한다. 추정 후 내생변수 선정의 적절성 검증을 위해 Wooldridge(1995)의 강건 스코어 검정(robust score test)에 따른 카이제곱 통계량을 제시한다. 추정 방식의 적절성이 확보되기 위해서는 모든 설명변수가 외생적이라는 귀무가설이 기각되어야 한다.

V. 실증분석 결과

1. 통화승수, 화폐유통속도가 경제성장에 미치는 영향에 대한 분석

<표 3>은 식 (1)의 시계열 회귀분석 모형에 대한 추정 결과를 나타낸다. 오차항의 잡재적 계열상관을 고려하여 Newey and West(1987)의 HAC(heteroscedsticity and autocorrelation consistent) 공식에 의하여 표준오차를 추정하였다. 포함된 과거 시차는 과거 1분기이다. 표에서 보듯, 4가지 모형 설정 중 상호작용항 $\dot{m}_t \cdot \dot{v}_t$ 가 없는 모형 (4)가 가장 높은 F-값을 나타낸다. 또한, 상호작용항 $\dot{m}_t \cdot \dot{v}_t$ 이 포함된 모형 (1), (2)에서도 그 계수는 통계적으로 유의하지 않다. 따라서, 상호작용은 없는 것으로 판단되며, 통화승수 증감율 $\dot{m}_t$ 와 화폐유통속도 증감율 $\dot{v}_t$ 가 산업생산에 각각 독립적인 영향을 미치는 것으로 파악된다. 한편, $\dot{m}_t v_t = \dot{m}_t + \dot{v}_t$ 이고, 통화승수-유통속도 $m_t v_t$ 자체의 증감율이 산업생산에 영향을 미칠 수도 있다. 모형 (4)를 보면 두 계수가 유사하다. 이에 모형 (4)에서 $\dot{m}_t$ 의 계수와 $\dot{v}_t$ 의 계수가 같다는 귀무가설을 검증하였으나, F-값이 4.61(p = 4.66%)로 5%에서 기각한다. 따라서, 다른 모형설정으로 $\dot{m}_t$ 와 $\dot{v}_t$ 가 포함되지 않고, $\dot{m}_t \cdot \dot{v}_t$ 만 들어간 모형은 추정하지 않았다.

다시 <표 3>의 모형 (4)를 보자. 통화승수 증감율 $\dot{m}_t$ 도 산업생산에 매우 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있으며, 화폐유통속도 증감율 $\dot{v}_t$ 도 산업생산에 매우 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있다. 앞서 예상했듯이, 신용경색이 완화되고, 즉 통화승수가 커질수록, 그리고 거래가 활발히 일어날수록, 즉 화폐유통속도가 높아질수록 산업 생산은 증가하는 것으로 나타났다.

<표 3> 산업생산지수 성장률에 대한 시계열 회귀분석 결과

산업생산지수가 종속변수이며, 표의 첫 번째 컬럼의 변수가 설명변수인 회귀분석 결과를 나타낸다. 최대한 사용할 수 있는 분기별 자료를 사용하여 추정하였다. 표본크기는 53개 분기이다. 표에서 괄호 ()안의 수치는 표준오차를 나타내며, *, **, ***는 각각 양측 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 각 모형은 OLS 추정하였고, 표준오차는 Newey-West의 HAC 공식을 이용하여 계산하였다.

	종속변수 : t기 산업생산지수 증감율(%)			
	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)
$\dot{m}_t(\%)$	2.1060*** (0.40)	-0.0672 (0.34)		2.0648*** (0.39)
$\dot{v}_t(\%)$	2.2340*** (0.40)		0.5754** (0.26)	2.2422*** (0.38)
$\dot{m}_t \cdot \dot{v}_t(\%)$	-0.0048 (0.02)	-0.0118 (0.02)	0.0221 (0.02)	
t기 초 기준 금리(%)	-17.2714 (117.73)	-199.5803 (232.96)	-73.3027 (255.24)	-13.3153 (116.64)
t기 물가상승율(%)	-1.7435*** (0.49)	0.3632 (0.88)	0.2345 (0.76)	-1.7221*** (0.51)
t기 본원통화상승률(%)	2.0114*** (0.40)	-0.1614 (0.26)	0.0208 (0.18)	1.9778*** (0.39)
t기 경상수지 증감(백만 달러)	0.0002 (0.00)	0.0001 (0.00)	0.0001 (0.00)	0.0002 (0.00)
(t-1)기 경상수지 증감(백만 달러)	0.0002 (0.00)	0.0004 (0.00)	0.0003 (0.00)	0.0002 (0.00)
t기 원/달러 환율 증가율(%)	-0.2177** (0.09)	-0.3167* (0.17)	-0.2938* (0.15)	-0.2146** (0.09)
(t-1)기 원/달러 환율 증가율(%)	-0.2298** (0.10)	-0.1820 (0.23)	-0.3102 (0.22)	-0.2394** (0.09)
t기 미국 경제성장률(%)	-15.3334 (16.97)	5.7705 (29.52)	22.0585 (28.58)	-13.1134 (14.98)
(t-1)기 미국 경제성장률(%)	-15.7590 (18.87)	34.2762 (40.03)	31.6757 (35.23)	-15.4249 (19.27)
(t-2)기 미국 경제성장률(%)	10.3063 (18.85)	0.7548 (22.58)	-8.7432 (24.02)	8.6042 (15.66)
t기 총고정자본 형성 증감(십억 원)	0.0001 (0.00)	0.0002 (0.00)	0.0002 (0.00)	0.0001 (0.00)
(t-1)기 총고정자본 형성 증감(십억 원)	0.0002 (0.00)	0.0002 (0.00)	0.0001 (0.00)	0.0002 (0.00)
t기 재고 증감(십억 원)	0.0002 (0.00)	0.0004 (0.00)	0.0003 (0.00)	0.0002 (0.00)
(t-1)기 재고 증감(십억 원)	0.0004 (0.00)	0.0005 (0.00)	0.0004 (0.00)	0.0003* (0.00)
(t-1)기 산업생산지수	-0.4545 (0.37)	-1.4433*** (0.41)	-1.0989** (0.41)	-0.4231 (0.31)
(t-1)기말 원/달러 환율(원/달러)	0.0107 (0.01)	-0.0266 (0.02)	-0.0026 (0.02)	0.0124 (0.01)
카드채 사태 더미	-21.9823 (17.20)	-64.8738*** (21.17)	-52.7250** (20.76)	-20.7289 (15.00)
글로벌 금융위기 더미	-0.9806 (2.40)	-1.2376 (4.11)	3.3981 (3.46)	-0.4292 (1.10)
분기별 더미	포함	포함	포함	포함
연도별 더미	포함	포함	포함	포함
N	53	53	53	53
HAC계산시 포함 과거 시차	1	1	1	1
F	188.4	33.70	33.54	253.4
[p-값]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]

<표 3>에서는 또 다른 중요한 사항을 도출할 수 있다. 첫째, 기준금리가 산업생산 증가율에 유의한 영향을 미치지 못한다. 부호는 예상대로 음(-)이지만 유의한 관계는 아니다. 따라서, 기준금리를 낮추는 확장적 통화정책은 경기침체를 극복하는 주효한 수단은 아니라고 판단된다. 기준금리를 낮추더라도 경색 현상이 해소되지 않는 한 경기침체를 탈피하기 어렵다. 기준금리를 낮추어 행태 파라미터인 통화승수나 화폐유통속도에 영향을 미칠 수도 있겠지만, 이론적으로는 오히려 금리 수준을 높여야 화폐유통속도가 높아진다. 따라서, 신용경색이나 거래경색이 심한 국면에서는 불확실성이 증가하여 기준금리 인하는 오히려 화폐 및 준화폐적 자산에 대한 예비적 동기의 수요를 더욱 증가시키므로 통화승수나 화폐유통속도가 하락하고 경기침체를 오히려 고착화시킬 수 있다. 반면, 본원통화 증가율이 산업생산증가율에 양(+)의 유의한 영향을 미친다. 이는 경기침체 시 차라리 기준금리 인하보다는 중앙은행이 직접 본원통화를 공급하는 ‘양적완화(quantitative easing)’ 정책이 낫다는 것을 부분적으로 시사한다. 중앙은행이 저금리 정책을 시행할 경우, 금리로 인해 자금조달 제약 유무에 따라 자금이 필요한 곳으로 흐르지 못할 가능성이 존재한다. 하지만, 직접 유동성을 확대하는 경우 직접적으로 늘어난 통화는 자금조달 제약 기업에 투입되어 유동성 경색을 해소할 수 있고, 생존하거나 생존 여력이 높아진 기업은 생산을 유지하거나 늘릴 수 있다. 따라서, 본원통화 증가율이 산업생산 증가율에 양(+)의 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난 본고의 실증분석 결과는 중요한 시사점을 포함하고 있다.

둘째, 카드채 사태 더미, 금융위기 더미는 부호가 예상과 일관된다. 다만, 모형설정에서 통계적 유의성에서는 차이가 있다. 기타, 다른 변수들은 부호와 유의성이 동시에 사전적 예측을 벗어나는 경우는 없다. 다만, 세계 경기에 대한 대응치로 고려한 미국 경제성장률의 계수가 유의하지 않게 나왔는데, 최근 중국 경기가 한국 경제에 더욱 중요한 타일 수도 있다. 이에 대한 분석은 본 논문의 분석 목적을 벗어나는 것으로 추가적인 분석을 시도하지는 않았다. 한국은 수출주도형 성장 국가이고 한국 기업은 글로벌 경기에 민감하게 반응하므로, 향후 이에 대한 심층적 연구가 필요해 보인다.

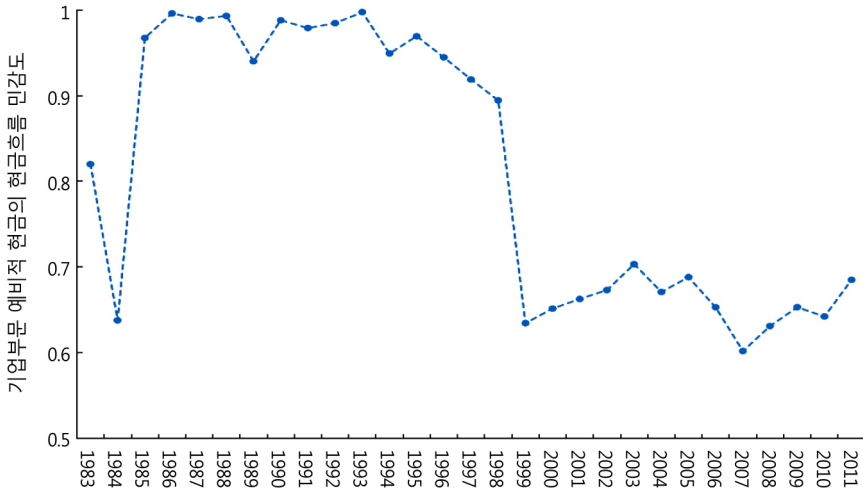
2. 기업의 예비적 현금보유가 통화승수 및 화폐유통속도에 미치는 영향

앞서 식 (2)의 연도별 추정 결과를 <표 4>에 제시하였다. 가장 중요한 계수는 $CF_{i,t}$ 의 계수인 β 이다. 예외 없이 계수 β 는 모두 통계적으로 매우 유의한 양(+)의 값으로 추정되었다. 즉, 현금의 유입으로 현금의 추가적 축적이 이루어진 것이다. 그 계수 크기는 대략

0.6~0.7로 미국의 자금조달 제약 기업에 대한 현금의 현금흐름 민감도 추정치로서 Almeida et al.(2004)이 보고한 0.5보다는 다소 크다. 다만, 본고에서는 거래적 동기에 따른 현금 소요 요소(자본지출, 영업 순지출 및 이들의 기대치 등)를 모두 통제하였으므로, 그 계수는 예비적 현금의 현금흐름 민감도에 대한 추정치다. 아래 [그림 10]은 연도별 예비적 현금의 현금흐름 민감도 추정치 변화를 보여주고 있다.

[그림 10] 연도별 기업 부문 예비적 현금의 현금흐름 민감도 추정치 추이

그림은 연도별 횡단면 회귀분석을 통해 얻어진 예비적 현금의 현금흐름 민감도 추정치를 나타낸다. 세로축으로 나타낸 동 민감도의 단위는 특별한 경제적 해석이 어렵다.



다음으로, 식 (3)에 대한 2SLS 추정 결과는 아래 <표 5>에 제시하였다. 중요한 계수는 α_1 이다. 표에서 제시된 것처럼, 부호는 예상과 일관되게 음(-)으로 나타나지만 통계적 유의성은 부족하다. 하지만, t -값이 1은 넘기 때문에 모형 선택의 기준상으로는 기업 부문 예비적 현금의 현금흐름 민감도 $\hat{\beta}_t$ 가 각 식의 설명변수로 들어가는 것이 맞다. 아울러, 표본크기가 12 밖에 되지 않아 과소표본 문제(micro-numerosity)가 있을 수 있다. 따라서, 이와 같이 작은 소표본으로 계수 추정치의 통계적 유의성을 논하는 것은 다소 무리가 있을 것으로 판단된다. 한편, 도구변수 적절성에 대한 Wooldridge(1995)의 강건 스코어 검정 결과는 귀무가설을 통화승수 m_t 의 방정식에서는 5% 유의수준에서 기각하고, 화폐유통 속도 v_t 의 방정식에서는 10% 유의수준에서 기각한다. 따라서, 도구변수에 대한 가정은 큰 무리가 없어 보인다.

<표 4> 기업의 예비적 현금의 현금흐름 민감도를 측정하기 위한 연도별 횡단면 회귀분석 결과

기업의 예비적 현금의 현금흐름 민감도 측정을 위한 연도별 회귀분석 결과를 나타낸다. 종속변수는 현금 및 현금성 자산과 단기예금을 현금 잔고라고 할 때 그 연간 변화이다. 기타 설명변수는 표의 첫 번째 컬럼에 나타나 있다. 더미변수 및 매출액증감율을 제외한 모든 설명변수는 당해연도 종자산으로 나누고 100을 곱하여 정규화하였다. 표에서 괄호 () 안의 수치는 표준오차를 나타내며, * **, ***는 양측 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. OLS 추정 후 Huber-White의 강건 표준오차를 계산하였다.

종속변수 : 현금 잔고 연간 변화													
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
현금흐름(t)	0.6346*** (0.04)	0.6516*** (0.09)	0.6628*** (0.06)	0.6733*** (0.06)	0.7035*** (0.04)	0.6710*** (0.05)	0.6882*** (0.05)	0.6531*** (0.05)	0.6020*** (0.04)	0.6312*** (0.05)	0.6532*** (0.06)	0.6423*** (0.04)	0.6851*** (0.05)
CAPEX(t)	0.0235 (0.02)	0.0121 (0.02)	0.0087 (0.02)	-0.0500* (0.03)	-0.0159 (0.02)	-0.0170 (0.02)	0.0089 (0.02)	0.0595*** (0.02)	0.0358*** (0.02)	0.0077 (0.02)	0.0289 (0.02)	0.0202 (0.02)	-0.0175 (0.02)
기대CAPEX(t)	-0.0107 (0.01)	0.0066 (0.01)	0.0205 (0.02)	0.0099 (0.02)	0.0003 (0.01)	0.0155 (0.01)	-0.0033 (0.01)	-0.0133 (0.01)	0.0029 (0.01)	0.0195 (0.02)	0.0022 (0.01)	0.0074 (0.01)	-0.0022 (0.02)
영업거래량(t)	-0.0887 (0.10)	0.0399 (0.12)	-0.1378* (0.08)	-0.3324*** (0.08)	-0.0497 (0.06)	-0.0601 (0.07)	0.1032 (0.07)	0.0005 (0.06)	0.0488 (0.07)	-0.1345** (0.06)	-0.0313 (0.06)	-0.0168 (0.05)	0.0736 (0.06)
기대영업 거래량(t+1)	-0.0098 (0.12)	0.0543 (0.16)	0.1228 (0.11)	0.0731 (0.07)	0.0064 (0.05)	-0.0209 (0.07)	-0.1412* (0.08)	0.0165 (0.07)	-0.0831 (0.08)	0.0488 (0.07)	-0.0981 (0.06)	-0.0764 (0.06)	-0.2521*** (0.07)
매출액 성장률(t)	0.0134 (0.02)	0.0474* (0.03)	0.0018 (0.02)	-0.0085 (0.01)	0.0307*** (0.01)	0.0039 (0.01)	0.0155 (0.01)	0.0027 (0.01)	-0.0087 (0.01)	-0.0111 (0.01)	0.0029 (0.01)	0.0090 (0.01)	0.0158* (0.01)
운전자본	0.2838*** (0.04)	0.4400*** (0.05)	0.1780*** (0.03)	0.0729 (0.04)	0.2078*** (0.04)	0.2329*** (0.03)	0.3266*** (0.04)	0.3641*** (0.04)	0.4021*** (0.03)	0.2504*** (0.04)	0.3411*** (0.05)	0.3207*** (0.03)	0.1881*** (0.03)
단기차입금 증감(t)	0.2540*** (0.05)	0.4836*** (0.07)	0.2138*** (0.04)	0.0521 (0.04)	0.1111*** (0.03)	0.1134*** (0.03)	0.2211*** (0.05)	0.1851*** (0.04)	0.2713*** (0.04)	0.1807*** (0.03)	0.2373*** (0.04)	0.2196*** (0.03)	0.1234*** (0.03)
총자산 (t-1)	0.0374 (0.24)	0.0496 (0.24)	-0.3099* (0.17)	-0.6006*** (0.19)	-0.0247 (0.16)	0.0813 (0.16)	-0.5050*** (0.16)	-0.3482* (0.19)	-0.3738* (0.20)	-0.3897** (0.17)	-0.2941 (0.20)	-0.1537 (0.15)	-0.5330*** (0.14)
현금 잔고(t-1)	-0.0263 (0.05)	0.0720 (0.05)	-0.1229*** (0.03)	-0.1117*** (0.03)	-0.0765*** (0.03)	-0.0839*** (0.03)	-0.0503*** (0.02)	-0.0282 (0.02)	-0.0343 (0.03)	-0.1421*** (0.02)	-0.0589** (0.03)	-0.0553* (0.02)	-0.0978*** (0.02)
유가증권시장/ 코스닥시장 더미	-0.9822 (0.83)	1.3073 (0.89)	0.2848 (0.66)	-0.6487 (0.59)	-0.0180 (0.50)	-0.2493 (0.50)	0.1212 (0.52)	0.3303 (0.55)	-0.1304 (0.46)	-1.0685** (0.44)	-0.2504 (0.52)	-0.1084 (0.41)	0.6582* (0.39)
산업더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
N	715	726	933	1,072	1,165	1,259	1,278	1,334	1,397	1,478	1,535	1,564	1,583
R ²	0.687	0.661	0.494	0.559	0.659	0.565	0.700	0.630	0.616	0.556	0.556	0.566	0.429

<표 5> 통화승수 및 화폐유통속도에 대한 기업의 예비적 현금 보유 성향의 영향을 측정하기 위한

연도별 자료 시계열 회귀분석 결과

각 연도별로 측정된 기업 부문 예비적 현금의 현금흐름 민감도, 즉 예비적 동기에 따른 현금 보유 성향이 통화승수 및 화폐유통속도에 미치는 영향을 분석하기 위한 시계열 회귀분석 결과를 나타낸다. 종속변수는 통화승수 및 화폐유통속도이다. 예비적 현금의 현금흐름 민감도를 추정하는데 있어 횡단면 분석의 한계상 이자율의 효과를 반영하지 못하였다. 이에 예비적 현금의 현금흐름 민감도 추정치 $\hat{\beta}_t$ 는 내생성을 지닐 것으로 판단하였고, 이에 회사채금리 및 통안채 금리를 도구변수로 사용하여 2SLS 추정하였다. 표에서 괄호 ()안의 수치는 표준오차를 나타내며, *, **, ***는 양측 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 표준오차 계산에 있어 Huber-White 강건 표준오차를 준용하였다. 강건 스코어 검정 통계량의 귀무가설은 “모든 설명변수가 외생적이다”라는 것이다.

	종속변수 : m_t	종속변수 : v_t
$\hat{\beta}_t$	-6.3812 (4.57)	-3.6375 (2.95)
i_t	-0.2019* (0.11)	-0.3534*** (0.09)
i_t^{BOK}	0.1861*** (0.06)	0.3039*** (0.03)
π_t	-0.0845* (0.05)	-0.0610** (0.03)
π_{t-1}	0.0587 (0.10)	0.0387 (0.07)
r_t^B	-0.0103** (0.00)	-0.0027 (0.00)
D^{0203}	0.0952 (0.14)	0.0025 (0.08)
D^{0708}	0.3115* (0.16)	0.2141* (0.12)
N	12	12
Wald 통계량	163.08 [0.0000]	209.95 [0.0000]
R ²	0.756	0.884
Robust score $\chi^2(1)$ [p-값]	5.8822 [0.0153]	3.62747 [0.0568]

결국, 통계적 신뢰도를 바탕으로 논의하기는 어렵지만, 기업 부문의 예비적 동기에 따른 현금 보유 성향이 높아질수록 통화승수 및 화폐유통속도는 하락하는 것으로 판단된다. 물론, 향후 축적되는 자료를 통하여 그러한 관계가 통계적 신뢰성을 지니게 되는지 판단해야 할 필요가 있다.

VI. 결론 및 시사점

금융위기나 이를 잇는 경기침체시, 중앙은행은 기준금리를 인하하거나 저금리 기조를 유지하면서 시중에 유동성을 확대하고자 하는 정책을 사용한다. 통화정책의 금리채널에 따르면 기준금리 하락으로 시장의 장단기금리가 하락하게 되고, 가게 및 기업은 소비와 투자를 활성화하여 생산이 늘면서 경기침체에서 벗어날 수 있다. 이러한 기대를 바탕으로 각국 중앙은행은 확장적 통화정책으로 저금리 정책을 사용한다. 예로는 재할인율을 인하하기도 한다. 아울러, 기준금리의 하락에 따른 금리 체계의 전반적 인하는 기업에게 자본 조달의 어려움을 완화시키면서 유동성 위기를 완화시킨다.

하지만, 2007년에 발생한 글로벌 금융위기 이후 많은 국가들의 중앙은행들이 저금리 기조와 함께 확장적 통화정책을 시도하여 신용경색은 상당히 완화했지만, 소비와 투자의 활성화로 이어지지는 않았고 기업의 현금 잔고 규모는 지속적으로 증가하고 있다. 투자나 고용은 늘지 않고 있다. 기업의 현금 보유는 불확실한 미래에 대한 예비적 저축이기도 하지만, 낮은 금리는 현금 보유의 기회비용을 낮추어 현금 보유를 증가시키는 요인이 된다. 현금 보유 성향의 증대는 통화승수와 화폐유통속도를 저하시킨다. Svensson(1985)는 금리와 화폐유통속도가 서로 이론적으로 양(+)의 관계임을 주장한 바 있다. 기업 부문의 막대한 현금 보유는 중앙은행의 기준 금리 인하에 의존하는 통화정책의 유효성을 제한한다. 결과적으로 저금리 정책은 통화승수와 화폐유통속도의 저하를 통해 경기침체를 고착화할 수 있다. 그러한 결과에 이르는 핵심적 중간 기제는 민간 특히 기업의 막대한 현금성 자산 잔고에 있다. Keynes(1936)는 극단적으로 낮은 금리에서 극단적으로 높은 화폐 수요가 존재하는 상황을 유동성 함정이라고 묘사하였다.

실제로 저금리 기조하에 오랫동안 경기침체를 경험하고 있다. 본 연구는 ‘과연 기준 금리 인하가 현재의 경기침체를 벗어나기 위한 적절한 정책적 처방인가’에 대한 의문으로부터 시작되었다. 이를 위해, 첫째로 통화승수나 화폐유통속도가 경기에 미치는 영향을 분석하였고, 둘째로 KRX 상장사에 대해서 연도별로 예비적 현금의 현금흐름 민감도를 측정하여 그것이 통화승수나 화폐유통속도에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다.

첫 번째 분석에서는 경제성장률에 대한 프락시 변수로 산업생산지수 증가율을 사용하고, 다양한 통제변수들을 사용하여 분석하였다. 그 결과, 통화승수 증감을 $\dot{m}_t$ 과 화폐유통속도 증감을 $\dot{v}_t$ 모두 산업생산에 매우 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 즉, 신용경색이 완화되고(통화승수의 값이 커지고), 거래가 활발히 일어나게 되면(화폐유통속도가 높아지면), 산업생산은 증가한다.

첫 번째 분석 결과는 또 다른 중요한 시사점을 지닌다. 기준금리가 산업생산 증감율에 미치는 영향을 살펴보면 부호는 예상대로 음(-)이지만 유의한 관계는 아니다. 이는 기준금리를 낮추더라도 경색 현상이 해소되지 않는 한 경기침체를 탈피하기 어렵다는 해석을 가능하게 한다. 즉, 신용경색이나 거래경색이 심한 국면에서는 불확실성이 증가하여 기준금리 인하는 오히려 화폐 또는 화폐성 자산에 대한 예비적 동기의 수요를 증가시키므로 경기침체를 오히려 고착화시킬 수 있다는 우려가 기우는 아니라는 증거이다. 반면, 본원통화 증감율은 산업생산증감율에 양(+)의 유의한 영향을 미친다. 이는 불확실성이 커진 경기침체 상황에서는 차라리 기준금리를 통한 정책보다는 중앙은행이 직접 자금을 공급하는 ‘양적완화(quantitative easing)’ 정책이 낫다는 것을 부분적으로 시사한다. 중앙은행이 저금리 정책을 취하는 경우, 자금이 적적적소에 투입되지 못할 가능성이 존재한다. 하지만, 직접 유동성을 투입한다면 중앙은행이 자금조달 제약 기업에 대한 자금 투입이 가능하고, 이러한 기업의 자금은 기업의 생존과 생산에 긍정적 영향을 미치게 될 것이다. 이는 한은의 정책금융수단인 ‘총액한도대출’에 대해서도 시사하는 바가 크다. 아울러, 김현의, 이홍모(2013) 및 김병모, 송승주(2010)의 논의와 마찬가지로 금리 중시 통화정책도 중요하지만 통화량 정보도 통화정책에 반영해야 할 필요성이 있어 보인다.

두 번째 분석은 기업의 예비적 동기에 따른 현금보유가 통화승수 및 화폐유통속도에 미치는 영향에 관한 것이다. 기업의 예비적 동기에 의한 현금의 현금흐름 민감도는 연도별 횡단면 회귀분석에서 예외 없이 0.6~0.7의 범위에서 매우 유의한 양(+)의 값을 보이는 것으로 나타났다. 기업은 현금흐름으로부터 예비적 동기에 의해 현금을 추가적으로 축적하는 성향을 보이는 것은 분명하다. 이러한 기업의 현금 보유 성향의 잠재적 내생성을 고려하여 추정한 결과, 이는 통화승수와 화폐유통속도에 예상대로 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만, 통계적 유의성은 부족하다. 다만, 과소표본의 문제는 감안할 필요가 있다.

본 연구는 기업재무 분야의 전통적인 주제와 거시 및 화폐금융론 분야의 주제를 복합적으로 연계한 학제간 연구이다. 본 연구에서는 기업이 현금보유를 증가시키고자 하는 성향으로 인해 정부나 중앙은행의 저금리 정책이 의도나 기대와는 다른 결과를 가져올 수 있다는 직간접적 증거를 제시하였으며, 이러한 주제의 연구로는 국내 최초의 성과를 거두었다고 판단된다. 아울러, 본 연구는 중앙은행의 통화정책의 수립과 시행에 있어 기업의 재무관리적 의사결정을 고려해야 하는 것이 통화정책의 유효성을 제고하는데 매우 중요하다는 시사점을 제시하고 있다.

참 고 문 헌

- 공명재, “현금흐름변수가 상장제조기업의 투자에 미치는 영향에 관한 연구 : 총자산규모에 따른 분석”, 재무연구, 제12호, 1996, 1-28.
- 공재식, “우리나라 기업의 현금보유수요 결정요인 분석”, 재무연구, 제19권, 2006, 1-41.
- 김명애, “개인 대주주지분이 소액주주의 이익에 미치는 영향 : 현금배분의사결정을 중심으로”, 재무관리학회, 제28권, 2011, 109-137.
- 김성민, 이은정, “대리인문제 및 외부자본조달제약 하에서 지배구조와 배당정책”, 증권학회지, 제37권, 2008, 949-981.
- 김병기, “투자-현금흐름 민감도에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”, 재무연구, 제15권, 2002, 79-108.
- 김병기, 송승주, “인플레이션 타게팅에 관한 최근 논의”, 금융경제연구, 제441호, 한국은행, 2010.
- 김병모, “지속적인 현금보유와 영업성과”, 재무관리학회, 제25권, 2008, 137-164.
- 김병호, “우리나라 상장기업에서 기업 현금 보유액의 크기와 기업가치 간의 관련성에 대한 실증적 연구 : 기업의 회계학적 보수주의 정도에 따른 횡단면 분석”, 재무관리연구, 제3권 제4호, 2013, 39-64.
- 김 철, 표상원, “주요 통화관련 지표 동향 및 평가”, *Issue Paper Series*, No. 2013-11, 한국은행, 2013.
- 김현의, 이흥모, “우리나라 통화정책에서 통화 · 신용량의 역할”, 금융연구, 제27권 제2호, 2013, 145-170.
- 박광우, 박래수, 황이석, “기업지배구조와 주주부의 배분에 관한 연구”, 증권학회지, 제34권 제4호, 2005, 149-188.
- 박순홍, 연강흠, “대리인문제가 보유현금의 가치에 미치는 영향에 관한 연구”, 재무관리연구, 제26권, 2009, 1-34.
- 박순홍, “지배주주가 보유 현금, 투자, 배당에 미치는 영향”, 재무관리연구, 제34권 제3호, 2013, 133-139.
- 빈기범, 서은숙, “금융제약 중소기업의 생존과 현금의 경제적 가치 : 이중차분 및 성향점수 기법의 응용”, 한국증권학회지, 제42권 제4호, 2013, 759-789.
- 서은숙, 빈기범, 송민규, “기업 현금성 자산 보유가 기업가치에 미치는 영향”, 한국경제연구, 한국경제학회, 제19권, 2007, 5-37.

- 손삼호, 황세운, 빈기범, “한국 주식시장에서 장기소비위험 모형의 유효성과 경기변동에 대한 시사점”, *선물연구*, 제20권, 제3호, 2012, 265-295.
- 신동령, “한국제조기업의 현금보유의 변화와 결정요인에 관한 연구”, *재무관리연구*, 제25권, 2008, 1-32.
- 신민식, 김수은, “기업의 소유구조와 현금 보유간의 관계”, *재무관리연구*, 제27권, 2010, 89-120.
- 신민식, 김수은, 김공영, “운전자본의 고정자산투자 스무딩 효과의 실증적 분석”, *재무관리연구*, 제25권, 2008, 25-51.
- 윤종인, 김형철, “자금조달순위이론과 여유현금흐름가설의 타당성에 관한 실증연구 : 상장 기업을 대상으로, 증권학회지”, 제25집, 1999, 301-342.
- 이원흠, “기업투자와 성장기회, 현금흐름의 민감도에 관한 실증연구”, *재무관리연구*, 제24권, 2007, 1-40.
- Almeida, H., M. Campbello, and M. S. Weisbach, “The cash flow sensitivity of cash,” *Journal of Finance*, 59, 2004, 1777-1804.
- Barsky, R. B., N. G. Mankiw, and S. P. Zeldes, “Ricardian Consumers with Keynesian Propensities,” *American Economic Review*, 76, 1986, 676-691.
- Baumol, W. J., “The Transactions Demand for Cash : An Inventory Theoretic Approach,” *Quarterly Journal of Economics*, 66, 1952, 545-556.
- Boileau, M. and N. Moyen, Corporate Cash Savings : Precaution versus Liquidity, Cahiers de recherche 0953, CIRPEE, 2009.
- Breeden, D., “An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment”, *Journal of Financial Economics*, 7, 1979, 265-296.
- Caballero, R. J., “Consumption Puzzles and Precautionary Savings”, *Journal of Monetary Economics*, 25, 1990, 113-136.
- Campbell, J. Y. and N. G. Mankiw, “Consumption, Income, and Interest Rates : Reinterpreting the Time Series Evidence”, *NBER Macroeconomics Annual*, 4, 1989, 185-216.
- Christopher, D. C. and M. S. Kimball, Precautionary Saving and Precautionary Wealth, Economics Working Paper Archive 530, Department of Economics, Johns Hopkins University, 2006.
- Chudson, W. A., The Pattern of Corporate Financial Structure : A Cross-Section View of Manufacturing, Mining, Trade, and Construction 1937, 1945, NBER.

- Cooley, T. F. and G. D. Hansen, "The Inflation tax in a real Business cycle model," *American Economic Review*, 79, 1989, 733-748.
- Cúrdia, V. and M. Woodford, "Credit spreads and monetary policy," *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 2010, 3-35.
- Denis, D. J. and V. Sibilkov, "Financial constraints, investment, and the value of cash holdings," *Review of Financial Studies* 23, 2010, 247-269.
- Dittmar, A., J. Mahrt-Smith, and H. Servaes, "International corporate governance and the value of cash holdings," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38, 2003, 111-133.
- Dreze, J. H. and F. Modigliani, "Consumption Decisions under Uncertainty," *Journal of Economic Theory*, 5, 1972, 308-335.
- Duchin, R., O. Ozbas, and B. A. Sensoy, "Costly external finance, corporate investment," and the subprime mortgage credit crisis, *Journal of Financial Economics*, 97, 2010, 418-435.
- Esterbrook, F. H., "Two Agency-cost Explanations of Dividends," *American Economic Review*, 74, 1984, 650-659.
- Faia, E. and T. Monacelli, "Optimal Interest Rate Rules, Asset Prices and Credit Frictions," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31, 2007, 3228-3254.
- Faulkender, M. and R. Wang, "Corporate Financial Policy and the Value of Cash," *Journal of Finance*, 61, 2006, 1957-1990.
- Fazzari, S., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen, "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1988, 141-195.
- Fazzari, S., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen, "Investment-cash flow sensitivities are useful : A Comment on Kaplan and Zingales," *Quarterly Journal of Economics*, 115, 2000, 695-706.
- Fazzari, S. and B. Petersen, "Working capital and fixed investment : New evidence on financing constraints," *RAND Journal of Economics*, 24, 1993, 328-342.
- Friedman, M., *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press, 1957.
- Flavin, M. A., "Adjustment of Consumption to Changing Expectations About Future Income," *Journal of Political Economy*, 89, 1981, 974-1009.
- Hall, R. E., "Stochastic Implications of the Life-Cycle/Permanent Income Hypothesis,"

- Journal of Political Economy*, 86, 1978, 971-987.
- Han, S. and J. Qiu, "Corporate precautionary cash holdings," *Journal of Corporate Finance*, 13, 2007, 43-57.
- Holmström, B. and J. Tirole, "LAPM : A Liquidity-Based Asset Pricing Model," *Journal of Finance*, 56, 2001, 1837-1867.
- Huber, P. J., The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions, Proceedings of the 5th Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability, 1967, 221-233.
- Issing, O., Lessons for Monetary Policy : What Should the Consensus Be?, IMF Working Paper, 2011.
- Jensen, M. and W. Meckling, "Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and capital structure," *Journal of Financial Economics*, 3, 1976, 305-360.
- Jensen, M., "Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers," *American Economic Review*, 76, 1986, 323-339.
- Johnson, S. and R. La Porta, F., "Lopez-De-Silanes and A. Shleifer, Tunneling," *American Economic Review*, 90, 2000, 22-27.
- Kaplan, S. N. and L. Zingales, "Do financing constraints explain why investment is correlated with cash flows?," *Quarterly Journal of Economics*, 112, 1997, 169-215.
- Kaplan, S. N. and L. Zingales, "Investment-cash flow sensitivities are not valid measures of financing constraints," *Quarterly Journal of Economics*, 115, 2000, 707-712.
- Keynes, J. M., *The general theory of employment interest and money*, London, Macmillan, reprinted, 1951.
- Kim, C.-S., D. C. Mauer, and A. E. Sherman, "The determinants of corporate liquidity : Theory and evidence," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33, 1998, 335-359.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer, "Corporate ownership around the world," *Journal of Finance*, 54, 1999, 471-517.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. W. Vishny, "Law and finance," *Journal of Political Economy*, 106, 1998, 1113-1155.
- Leland, H., "Saving and Uncertainty : The Precautionary Demand for Saving," *Quarterly Journal of Economics*, 2, 1968, 465-473.

- Lucas, Robert E. Jr., "Interest rates and Currency Prices in a Two Country Model," *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, 335-359.
- Lucas, Robert E., Jr., and N. L. Stockey, "Money and Interest in a Cash in Advance Economy," *Econometrica*, 55, 1987, 491-514.
- Merton, R. C., "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica*, 41, 1973, 867-887.
- Mikkelson, W. and M. Partch, "Do persistent large cash reserves hinder performance," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38, 2003, 275-294.
- Miller, M. H. and D. Orr, "A model of the demand for money by firms," *Quarterly Journal of Economics*, 80, 1966, 413-435.
- Mulligan, C. B., "Scale economies, the value of time, and the demand for money : Longitudinal evidence from firms," *Journal of Political Economy*, 105, 1997, 1061-1079.
- Myers, S., "Determinants of corporate borrowing," *Journal of Financial Economics*, 5, 1977, 147-175.
- Myers, S. and N. Majluf, "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not," *Journal of Financial Economics*, 13, 1984, 187-221.
- Newey, W. K. and K. D. West, "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix," *Econometrica*, 55, 1987, 703-308.
- Opler, T. and S. Titman, "The determinants of leveraged buyout activity : Free cash flow versus financial distress costs," *Journal of Finance*, 48, 1994, 1985-1999.
- Ozkan, A. and N. Ozkan, "Corporate cash holdings : An empirical investigation of UK companies," *Journal of Banking and Finance*, 28, 2004, 2103-2134.
- Pinkowitz, L. and R. Williamson, "Bank power and cash holdings : Evidence from Japan," *Review of Financial Studies*, 14, 2001, 1059-1082.
- Riddick, L. and T. Whited, "The corporate propensity to save," *Journal of Finance*, 64, 2009, 1729-1766.
- Romer, D., *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill, 1996.
- Romer, P. M., Capital, Labor, and Productivity, *Brookings Papers Economics Activity : Microeconomics*, 1990, 337-367.

- Rubinstein, M., "The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options," *Bell Journal of Economics*, 7, 1976, 407-425.
- Shea, J., "Union Contracts and the Life-Cycle/Permanent-Income Hypothesis," *American Economic Review*, 85, 1995, 186-200.
- Schneider, F., "Shadow Economies around the World : what do we really know?" *European Journal of Political Economy*, 21, 2005, 598-642.
- Svensson, Lars E. O., "Money and Asset Prices in a Cash in Advance Economy," *Journal of Political Economy*, 93, 1985, 919-944.
- Tobin, J., "The Interest Elasticity of the Transactions Demand for Cash," *Review of Economics and Statistics*, 38, 1956, 241-247.
- Vogel, R. C. and G. S. Maddala, "Cross-Section Estimates of Liquid Asset Demand by Manufacturing Corporations," *Journal of Finance*, 22, 1967, 557-575.
- Whalen, E. L., "A Rationalization of the Precautionary Demand for Cash," *Quarterly Journal of Economics*, 80, 1966, 314-325.
- White, H., "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, 1980, 817-838.
- Wooldridge, J. M., Score diagnostics for linear models estimated by two stage least squares, in G. S. Maddala, P. C. B. Phillips, and T. N. Srinivasan (eds.), *In Advances in Econometrics and Quantitative Economics : Essays in Honor of Professor C. R. Rao*, Blackwell, 1995, 66-87.

An Empirical Analysis of the Effect of Precautionary Cash Holding of Corporate Sector on the Recession*

Ki Beom Binh** · Eunsook Seo***

〈abstract〉

This study is an interdisciplinary and comprehensive research of traditional corporate finance and money-banking. The purpose of this study focuses on analyses how the firm sector's precautionary cash holding affects the credit crunch and tight transaction, then explains how these firms' behaviors influence the economic recession. If the interest rate channel of monetary policy could not work well and low standard interest rate causes tremendously high cash demand (i.e. money demand) of private corporate sector, the low rate would make recession regime be more persistent through the money multiplier and/or velocity of money with much low level.

Major findings show that easing on credit crunch and active transaction augments industrial production with statistical high significance. Also, the expansionary monetary policy through base money would have more significant effect rather than the standard rate on the industrial production. The empirical result shows that firms have tendency to stack more cash from cash flows under precautionary perspective. However, there does not exist a statistically significant relationship between the precautionary cash holding propensity and the money multiplier or velocity of money. Nonetheless, we should consider the limitation of micro-numerosity problem.

These results implies partly that the quantitative easing of central bank is better solution than the base rate during the economic recession with high level uncertainty.

Keywords : Cash and Cashable Asset, Precautionary Cash Holding of Firm, Credit Crunch, Cash Flow Sensitivity of Cash, Industrial Production

* This work was supported by the National Research Foundation of Korea Grant funded by the Korean Government(NRF-2011-32A-B00066).

** Main author, Associate Professor, Department of Economics, Myongji University

*** Corresponding author, Associate Professor, Department of Economics and Finance, Sangmyung University.