

KCMI

Korea Capital
Market Institute

투자자예탁금 예치제도의 효율성 분석

이석훈



투자자예탁금 예치제도의 효율성 분석

2017. 12.

연구위원 이석훈



자본시장연구원
Korea Capital Market Institute

序 言

투자자들이 시장을 신뢰할 수 없다면 자본시장의 저변은 확대될 수 없다. 그렇기에 투자자 보호와 관련된 여러가지 제도와 인프라는 꾸준히 발전되어야 한다. 투자자예탁금 별도예치제도는 투자자 보호제도의 대표적인 사례로서 투자자 예탁재산을 증권회사의 고유재산과 구분하여 관리하는 제도다. 이러한 제도는 증권회사 파산 등의 경험을 통해 투자자들이 예탁한 대기성 자금의 안전한 관리가 중요하다는 인식으로부터 발전되었다. 본 연구는 이러한 투자자예탁금 별도예치제도에 대해 검토하고 있는 바, 자본시장의 투자자를 보호하고 그로부터 투자자의 신뢰를 확보하는 제도 중의 하나를 분석하고 있는 연구라고 할 수 있다.

국내의 투자자예탁금 별도예치제도는 1999년 4월부터 집중예치방식으로 운영되고 있다. 이에 따라 국내의 모든 증권회사들은 투자자예탁금 전액을 한국증권금융에 예치하고 있다. 현재까지 국내의 집중예치방식이 운영상의 안정성을 충분히 보이고 있고 예탁재산의 안전한 반환이라는 별도예치제도의 목적도 무리 없이 달성하고 있다. 그러나 미국, 영국 및 일본 등 주요국들은 투자자예탁금이 다수의 신탁회사 또는 은행신탁 계정에 분산되어 운용되는 분산예치방식을 채택하고 있어, 일각에서는 분산예치방식으로 전환해야 한다는 견해를 제기하고 있다.

본 보고서는 집중예치방식의 타당성을 논의하는 하나의 방법으로 투자자예탁금의 변동성과 신탁기관의 운용 효율성을 분석하고 있다. 특히, 투자자예탁금의 변동성과 관련해서는 통계적 모형을, 신탁기관 운용 효율성과 관련해서는 이론적 모형을 제시하고 이러한 틀에 실증자료를 접목하고 있다. 이러한 분석을 통해 신탁기관의 투자자예탁금 운용성과가 예치제도에 따라 어떠한 차이가 있는지를 설명하고 있다. 아무쪼록 예치제도별 운용 효율성 분석이 국내 별도예치제도에 대한 이해의 폭을 넓히는 시발점이 되기를 기대해 본다.

본 보고서의 작성을 위해 노고를 아끼지 않은 본 연구원의 이석훈 연구위원에게 감사의 뜻을 전한다. 또한 보고서 작성과 관련한 원내세미나와 심사과정에서 훌륭한 논평을 해 주신 김종민 연구위원, 권민경 연구위원에게도 감사드린다. 그리고 보고서의 교정과 편집에 도움을 준 김규립 선임 연구원, 윤지아 선임연구원, 이수련 연구조원에게 감사의 마음을 전한다. 마지막으로 본 보고서의 내용은 연구자 개인의 의견이며 자본시장연구원의 공식의견이 아님을 밝혀둔다.

2017년 12월
자본시장연구원
원장 안동현

목 차

Executive Summary	vii
Abstract	x
I. 서론	3
II. 투자자예탁금 변동성 분석	9
1. 투자자예탁금 변동성 결정에 대한 이론적 분석	9
2. 국내 투자자예탁금 추이와 특징	18
3. 투자자예탁금의 변동성 비교	24
4. 소결	31
III. 투자자예탁금 예치제도별 운용성과 비교	35
1. 투자자예탁금 운용지침 및 현황	35
2. 투자자예탁금 운용에 대한 이론적 모형	37
3. 투자자예탁금 예치제도별 운용성과 모의실험	41
4. 소결	51
IV. 결론	57
참고문헌	61

표 목 차

<표 III-1> 투자자예탁금의 운용가능 상품	36
<표 III-2> 증권투자자예탁금 운용현황 (2016년)	37
<표 III-3> 모의실험 1: 예치제도별 최적 유동성 자산 비중	45
<표 III-4> 모의실험 1: 예치제도별 운용수익률	46
<표 III-5> 모의실험 1: 예치제도별 연평균 운용수익 비교	47
<표 III-6> 모의실험 2: 예치제도별 최적 유동성 자산 비중 (5개사)	48
<표 III-7> 모의실험 2: 예치제도별 연평균 운용수익률 (5개사)	49
<표 III-8> 모의실험 2: 예치제도별 최적 유동성 자산 비중 (10개사) ..	50
<표 III-9> 모의실험 2: 예치제도별 연평균 운용수익률 (10개사)	51

그림 목 차

<그림 II-1>	전체 투자자예탁금 추이	20
<그림 II-2>	일부 중대형 증권회사와 전체 투자자예탁금 추이	21
<그림 II-3>	일부 중소형 증권회사와 전체 투자자예탁금 추이	22
<그림 II-4>	증권회사 간 투자자예탁금 승인출비율 상관관계 분포 ...	23
<그림 II-5>	전체 투자자예탁금 1개월/3개월 승인출비율의 추이	25
<그림 II-6>	전체 투자자예탁금 1개월/3개월 승인출비율의 분포	26
<그림 II-7>	증권회사별 투자자예탁금 3개월 승인출비율의 평균과 표준편차	28
<그림 II-8>	증권회사별 투자자예탁금 3개월 승인출비율의 5%/95% 분위값	29
<그림 II-9>	임의추출한 5개/10개 증권회사 투자자예탁금 3개월 승인출비율의 평균과 표준편차	30
<그림 II-10>	임의추출한 5개/10개 증권회사 투자자예탁금 3개월 승인출비율의 5%/95% 분위값	30
<그림 III-1>	예치제도별 수익성과 유동성 간의 관계	52

《 Executive Summary 》

투자자들은 증권을 매매하는 과정에서 증권회사에 일시적으로 자금을 예치하게 되는데, 이러한 자금을 투자자예탁금이라 한다. 투자자예탁금은 증권회사가 관리하는 고객의 대기성 자금으로 증권회사의 자금유용 가능성과 증권회사 파산에 따른 회수 불가능성 및 파산우려로 인한 예금인출사태 등으로 인해 안전하게 보관되지 못할 가능성이 있다. 실제로 각국은 증권회사 파산 등의 경험을 통해 투자자예탁금의 안전한 관리의 어려움을 인식하고 증권회사로 하여금 투자자예탁금을 증권회사의 고유재산과 구분하여 별도 예치하도록 하고 있다.

국내의 투자자예탁금 별도예치제도는 집중예치방식을 택하여 발전되어 왔는데, 일각에서는 주요국에서 택하고 있는 방식인 분산예치방식으로 전환해야 한다는 견해를 제기하고 있다. 이러한 이유로 국내의 집중예치방식이 별도예치제도의 목적인 투자자예탁금 보호를 위한 운용상의 안정성과 효율성을 확보하고 있는지 논의할 필요가 있다.

투자자예탁금 예치제도의 효율성은 예치방식에 따라 신탁기관 간 경쟁관계, 신탁기관의 금융상품 구매 협상력 등의 차이로 인하여 달라질 수 있다. 이 외에 본질적인 측면에서 집중예치방식에서는 모든 증권회사의 투자자예탁금 총합인 반면 분산예치방식에서는 개별 증권회사 또는 복수 증권회사의 투자자예탁금으로 투자자예탁금의 구성이 다르다. 본 연구는 이와 같이 예치방식에 따라 투자자예탁금의 구성이 다르다는 점을 주목하고 예치제도의 효율성을 분석한다. 즉 통계모형과 실증자료를 통해 예치방식별 투자자예탁금의 변동성이 투자자예탁금 구성의 차이로 인해 어떻게 다른지를 검토해 보고, 이론적 모형과 이를 이용한 모의실험을 통해 예치방식별 변동성의 차이가 신탁기관의

운용수익률과 어떠한 관계를 가지는지 검토해 본다.

통계모형은 개별 증권회사의 투자자예탁금 순인출비율 간 상관 계수, 증권회사의 수, 증권회사 간 투자자예탁금의 차이가 전체 투자자예탁금의 순인출비율 변동성 결정에 중요한 요인임을 보여준다. 모형에 따르면 개별 증권회사의 투자자예탁금 순인출비율 간 상관 계수가 낮을수록, 증권회사의 수가 많을수록, 증권회사 투자자예탁금의 차이가 작을수록 전체 투자자예탁금의 순인출비율 변동성은 작아지게 된다.

실증자료를 통해 살펴본 결과, 개별 증권회사의 투자자예탁금 1개월 순인출비율 간 상관관계수가 낮았고 전체 투자자예탁금의 변동성이 개별 또는 복수 증권회사 투자자예탁금의 변동성보다 낮았다. 즉 집중예치방식 하에서 신탁기관이 운용하는 투자자예탁금의 변동성이 분산예치방식 하에서 신탁기관이 운용하는 투자자예탁금의 변동성보다 작았다. 이는 집중예치방식 하에서 신탁기관이 투자자예탁금의 유동성을 관리하기에 더 수월할 것임을 의미하는 것이다.

본 연구는 운용수익률 분석을 위한 이론모형으로 투자자예탁금의 유동성 관리 제약 하에서 신탁기관의 최적 포트폴리오를 고려하는 운용모형을 제시하였다. 모형에 따르면 신탁기관은 자신이 운용하는 투자자예탁금 순인출비율의 기대치와 표준편차가 작을수록 동일한 수준의 유동성을 확보하면서도 상대적으로 높은 운용수익률을 성취할 수 있게 된다. 이 외에 모형은 운용자산 중 수익성 자산과 유동성 자산 간의 수익률 차이와 유동성 관리 비용 등이 신탁기관의 운용수익률에 영향을 주는 요인임을 보인다.

이러한 이론적 모형에 실증자료를 접목하여 수행한 모의실험 분석 결과, 집중예치방식 하에서 신탁기관이 분산예치방식 하에서 신탁기관보다 높은 운용수익률과 운용수익을 내는 것으로 나타났다. 이러한

결과는 개별 증권회사 외에도 5개 및 10개 증권회사로 가정한 분산 예치방식의 경우 모두에서 유효한 것으로 나타났다.

본 연구는 집중예치제도의 타당성을 논의하는 하나의 방법으로 투자자예탁금의 변동성과 신탁기관의 운용 효율성을 분석하고 있다. 본 연구가 꼬리위험(tail-risk)을 내포하는 변동성을 고려하고 있지만 실증적 분포 대신 정규분포의 가정으로 꼬리위험과 관련된 논의를 깊이 있게 다루지 못한 점을 밝혀둔다. 그렇기에 향후 투자자예탁금의 대규모 인출사태 즉 꼬리위험에 대한 심층적인 분석을 통해 안정성에 대해서도 논의를 확대할 필요가 있다. 이 외에 집중예치방식에 대한 논의가 다양한 차원에서 이루어진다면, 국내의 투자자예탁금 별도예치 제도에 대한 이해의 폭이 확대될 것으로 기대된다.

— « Abstract » —

**An Efficiency Analysis on Korea's Centralized System for
the Management of Investor Deposits**

Investors temporarily deposit their funds with a securities company in order to engage in transactions. Securities firms are required to keep the standby funds, i.e., investor deposits, separate from their own assets so as to prevent the diversion of client money and protect it from bankruptcy.

Some argue that Korea should move from a centralized system for the management of investor deposits to a decentralized one, which has been adopted by many advanced countries. This argument highlights the need to examine whether the existing centralized system ensures efficiency and stability in the management of investor deposits, and achieves the purpose of the asset segregation to protect client money.

This study compares how the volatility of investor deposits and the performance of a trust institution(s) are affected by the two different systems, centralized and decentralized management systems. The finding is that the volatility of aggregate investor deposits managed by a single trust institution was lower than that of investor deposits multiple trust institutions hold and manage. It is attributed to the low correlation between investor deposit withdrawal rates of individual securities companies. That is, the alleviated

volatility of investor deposit withdrawal rates stems from the economies of scale achieved in the centralized system.

The theoretical model finds that the lower volatility of investor deposits under the centralized system allows the trust institution to reduce the proportion of optimal liquid assets and thus achieve a relatively high return on investment. This implies that the investment performance of the trust institution will be higher under the centralized system, assuming that the same level of liquidity is secured. The simulation analysis in this study also suggests that a trust institution could benefit more from the centralized system for the management of investor deposits in terms of both profitability and liquidity than the decentralized system.

This study is limited only to the volatility of investor deposits and the operational efficiency of trust institutions as a means to assess the merits of the current centralized management regime for investor deposits. Further work is needed to fully describe and understand the various aspects of the client assets regime in Korea.

1. 서론

I. 서론

투자자들은 증권을 매매하는 과정에서 증권회사에 일시적으로 자금을 예치하게 되는데, 이러한 자금을 투자자예탁금이라 한다. 투자자예탁금은 증권회사가 관리하는 고객의 대기성 자금으로 증권회사의 자금유용 가능성과 증권회사 파산에 따른 회수 불가능성 및 파산우려로 인한 예금인출사태 등으로 인해 안전하게 보관되지 못할 수 있다. 실제로 각국은 증권회사 파산 등의 경험을 통해 투자자예탁금의 안전한 관리의 어려움을 인식하고 증권회사로 하여금 투자자예탁금을 증권회사의 고유재산과 구분하여 별도 예치하도록 하고 있다.

투자자예탁금 별도예치제도는 각국의 역사적 배경에 따라 자국의 금융시스템에 적합하게 발전해 왔다.¹⁾ 국내의 투자자예탁금 별도예치 제도는 1999년 4월부터 집중예치방식²⁾으로 운영되고 있으며, 이 경우 모든 증권회사는 투자자예탁금 전액을 한국증권금융에 예치해야 한다 (자본시장법 제74조). 반면 미국, 영국 및 일본 등 주요국의 투자자예탁금 별도예치제도는 투자자예탁금이 다수의 신탁회사 또는 은행 신탁 계정에 분산·운용되는 분산예치방식으로 운영되고 있다.

현재까지 국내의 집중예치방식은 운영상의 안정성을 충분히 보이고 있고 이에 예탁재산의 안전한 반환이라는 별도예치제도의 목적이 무리 없이 달성되고 있다. 그러나 국내의 투자자예탁금 별도예치제도가 주요국의 분산예치방식과 다른 형태인 집중예치방식으로 운영되고 있기에 분산예치방식으로 전환해야 한다는 견해가 일각에서 제기되고 있다. 이에 본 연구는 국내의 집중예치방식과 분산예치방식에 대해 투자자예탁금 운영상의 효율성을 비교한다.

1) 자세한 내용은 서은숙·빈기범(2010), 정대섭(2017)을 참조하기 바란다.

2) 서은숙·빈기범(2010)은 분산예치방식 대신 집중예치방식을 도입했던 이유로 1999년 당시 신탁계정 관련한 국내 법적인 환경이 미비했던 것을 지적하고 있다.

4 투자자예탁금 예치제도의 효율성 분석

투자자예탁금 별도예치제도는 대기성 자금인 투자자 재산의 안전한 반환을 위해 마련된 제도이다. 따라서 신탁기관은 예탁재산의 관리에 있어서 안정성 및 유동성을 최우선으로 고려해야 한다. 그러나 투자자예탁금이 20조원 이상의 규모이기에 신탁기관은 예금이나 채권, MMF 등의 투자를 통한 운용성과도 중요하게 고려할 수밖에 없다. 신탁기관은 전자의 투자자예탁금 유동성을 더욱 확보하고자 할 때 후자의 수익률을 포기해야 한다. 즉 집중예치방식의 효율성을 평가하기 위해서는 투자자예탁금의 유동성과 수익률이 함께 고려되어야 한다.

투자자예탁금 예치방식의 효율성은 예치방식에 따라 신탁기관 간 경쟁 관계, 신탁기관의 금융상품 계약상의 협상력 등의 차이로 인하여 달라질 수 있다. 그러나 본 연구는 예치방식의 효율성 평가에서 예치방식에 따라 투자자예탁금의 구성이 다르다는 점을 주목하고 예치제도의 효율성을 분석한다.

실제로 집중예치방식과 분산예치방식 간에는 투자자예탁금의 운용규모와 합산되는 증권회사의 구성 방식에서 차이가 있다. 집중예치방식 하에서는 모든 증권회사들이 자신의 투자자예탁금을 하나의 신탁기관에 위탁한다. 이러한 이유로 신탁기관은 증권회사 투자자예탁금 전체를 운용한다. 그러나 분산예치방식 하에서는 개별 증권회사들이 신탁기관을 임의로 선택할 수 있고, 이에 신탁기관은 일부 증권회사들의 투자자예탁금만을 운용하게 된다.

본 연구는 예치제도별 투자자예탁금의 운용규모와 합산되는 증권회사 투자자예탁금 구성의 차이로 인해 투자자예탁금의 인출 가능성 또는 변동성이 어떻게 달라지는지 또 그 요인이 무엇인지를 검토한다. 분석 결과, 전체 투자자예탁금의 변동성이 개별 증권회사 투자자예탁금 각각의 변동성보다 상대적으로 낮으며 그 원인이 개별 증권회사 간 투자자예탁금 순인출비율의 낮은 상관관계임을 밝힌다. 이러한 결과는 집중예치방식의 신탁기관이 상대적으로 낮은 투자자예탁금의 변동성으로 인해

유동성 위험에 대한 노출이 작아짐을 함의하기도 한다. 본 연구는 또한 예치제도에 따른 투자자예탁금 운용수익률을 검토하기 위해 투자자예탁금의 유동성 관리 제약 하에서 신탁기관의 최적 포트폴리오를 고려하는 운용모형을 제시하고 이를 이용한 모의실험을 수행한다. 모의실험 분석은 집중예치방식의 운용수익률이 분산예치방식보다 높음을 제시한다. 이러한 모의실험 결과는 집중예치방식의 신탁기관이 상대적으로 높은 비중의 수익성 자산 포트폴리오로도 분산예치방식과 동일한 수준의 유동성을 확보할 수 있다는 점에 기인한다.

본 연구는 집중예치방식이 분산예치방식보다 운용상의 효율성을 가진다는 점을 밝혔던 서은숙·빈기범(2010)의 모의실험 분석 결과가 신탁기관의 최적 운용행태를 내생화한 모형으로 확장한 경우에서도 유효함을 보이고 있다. 본 연구와 마찬가지로 서은숙·빈기범(2010)에서도 투자자예탁금의 변동성 차이가 예치제도별 신탁기관의 운용수익률에 영향을 미치는 중요한 요인이었다. 그러나 서은숙·빈기범(2010)은 중·장기투자를 단기투자자로 변경하는 과정에서 발생하는 유동화 비용을 외생적으로 주어진 것으로 가정하고 있으나, 본 연구는 유동성 부족 시에 지불해야 하는 신탁기관의 잠재적인 비용을 구조화된 모형을 통해 추정하고 있다. 또한 신탁기관의 투자전략을 회귀모형으로 추정한 그들의 연구와 달리, 본 연구는 최적 운용자산 모형을 적용하여 신탁기관의 투자전략을 예측한다.

본 보고서의 구성은 다음과 같다. II장에서는 투자자예탁금 변동성 결정에 대한 이론적 분석과 예치제도별 투자자예탁금의 변동성을 비교한다. 그리고 III장에서는 투자자예탁금의 최적 운용에 대한 이론모형과 투자자예탁금 운용성과에 대한 모의실험 분석을 제시하며, 끝으로 IV장에서는 연구의 함의 및 한계점을 제시한다.

II. 투자자예탁금 변동성 분석

1. 투자자예탁금 변동성 결정에 대한 이론적 분석
2. 국내 투자자예탁금 추이와 특징
3. 투자자예탁금의 변동성 비교
4. 소결

II. 투자자예탁금 변동성 분석

투자자예탁금 신탁기관은 적절한 유동성의 확보를 통해 투자자들이 불시에 대규모로 예탁금을 인출하는 사태에 대비하는 것을 최우선으로 하는 한편 운용수익을 추구한다. 즉 투자자예탁금의 대규모 인출 가능성이 어느 정도 높은지에 따라 투자자예탁금의 운용 포트폴리오가 달라지고 운용수익률이 결정된다. 앞서 언급하였듯이, 집중예치방식에서는 신탁기관이 모든 증권회사 투자자예탁금을 통합하여 운용하지만 분산예치방식에서는 신탁기관이 개별 증권회사 또는 일부의 증권회사 투자자예탁금을 운용한다. 즉 예치제도에 따라 투자자예탁금의 규모가 상이하고 예탁금의 대규모 인출 가능성 또는 변동성이 달라질 수 있다. 이러한 차이는 중국적으로 신탁기관의 안정성과 수익성 즉 운용 효율성에 영향을 줄 수 있다. 따라서 본 장에서는 이론 및 통계적 분석을 이용하여 예치제도에 따라 투자자예탁금의 변동성이 어떻게 결정되는지를 논의하고자 한다.

1. 투자자예탁금 변동성 결정에 대한 이론적 분석

본 절에서는 모든 증권회사 투자자예탁금을 합하여 규모가 커진 전체 투자자예탁금의 확률적 분포 즉 평균과 변동성을 논의하기 위해 통계모형을 제시한다. 투자자예탁금은 투자자들이 일(日) 단위로 증권회사에 예탁한 금액과 인출한 금액에 따라 변화한다. 당기의 투자자예탁금은 전기의 투자자예탁금에 투자자들이 신규로 예탁한 금액을 더하고 기존 예탁금에서 인출한 금액을 차감한 금액이 된다. 이에 따라 투자자예탁금은 매기 투자자들의 순인출금액 (=인출금액-예탁금액)에 따라 변화한다. 즉 투자자예탁금 순인출금액은 투자자예탁금의 변동성을 결정하는 중요한 변수이다. 본 절에서는 투자자예탁금의 순인출금액 또는 순인출비율의 확률적 분포를 이용하여 전체 투자자예탁금의 변동성을 결정하는 요인을 검토한다. 순인출비율은 순인출금액을

전기 투자자예탁금(Dep_{t-1})으로 나눈 것으로서 전기 투자자예탁금 대비 당기 투자자예탁금(Dep_t)에 대한 음(-)의 변화율인 것이다. 즉 ‘투자자예탁금 순인출 비율’은 식 (II-1)에서와 같이 정의된다.

$$W_t = \frac{-(Dep_t - Dep_{t-1})}{Dep_{t-1}},$$

$$W_{jt} = \frac{-(Dep_{jt} - Dep_{j(t-1)})}{Dep_{j(t-1)}}, \quad \forall j = 1, 2, \dots, N \quad (\text{II-1})$$

여기서, W_t 는 전체 투자자예탁금의 순인출비율이고, W_{jt} 는 개별 증권회사 j 의 순인출비율이다. 순인출금액 또는 순인출비율은 전기에 알려져 있지 않은 값으로서 매기 확률적 분포에 의해 결정되는 확률변수로 가정한다. 순인출금액은 최대 전기 투자자예탁금까지 인출될 수 있는 반면 신규 예탁 금액은 전기 투자자예탁금 규모에 관계없이 무한히 커질 수 있다. 따라서 순인출비율은 이론상 $-\infty$ 에서 1 사이의 값을 가지는 확률변수다.

$$Dep_{t-1} \times W_t = \sum_{j=1}^N Dep_{j(t-1)} \times W_{jt} \quad (\text{II-2})$$

식 (II-2)는 전체 투자자예탁금의 순인출금액과 개별 증권회사의 투자자예탁금 순인출금액간의 관계를 보여주는 식이다. 전체 투자자예탁금이 개별 증권회사 투자자예탁금의 합인 것과 같이, 전체 투자자예탁금 순인출금액은 개별 증권회사의 투자자예탁금 순인출금액의 합과 같다.

가. 투자자예탁금 변동성 분석 - 동질적인 증권회사

여기서는 t기의 모든 증권회사들이 사전적으로 동질적(homogeneous)이라고 가정한다. 즉 개별 증권회사 투자자예탁금의 순인출비율 평균과 분산 그리고 전기의 투자자예탁금 모두 아래의 식 (II-3)과 같이 동일하다.

$$\begin{aligned}
 E[W_{jt}|\Omega_{t-1}] &= E[W_{kt}|\Omega_{t-1}], \forall j, k = 1, 2, \dots, N, \\
 Var[W_{jt}|\Omega_{t-1}] &= Var[W_{kt}|\Omega_{t-1}], \forall j, k = 1, 2, \dots, N, \\
 Dep_{j(t-1)} &= Dep_{k(t-1)}, \forall j, k = 1, 2, \dots, N
 \end{aligned} \tag{II-3}$$

아래의 식 (II-4)는 전기의 정보(Ω_{t-1}) 하에서 전체 투자자예탁금 순인출 비율의 평균과 개별 증권회사 투자자예탁금 순인출비율의 평균이 동일하다는 것을 보여주고 있다.

$$\begin{aligned}
 E[W_t|\Omega_{t-1}] &= E\left[\frac{Dep_t - Dep_{t-1}}{Dep_{t-1}}|\Omega_{t-1}\right] = E\left[\frac{\sum_j^N Dep_{jt} - \sum_j^N Dep_{j(t-1)}}{\sum_j^N Dep_{j(t-1)}}|\Omega_{t-1}\right] \\
 &= \frac{1}{\sum_j^N Dep_{j(t-1)}} \sum_j^N \left\{ Dep_{j(t-1)} \times E\left[\frac{Dep_{jt} - Dep_{j(t-1)}}{Dep_{j(t-1)}}|\Omega_{t-1}\right] \right\} \\
 &= \frac{1}{\sum_j^N Dep_{j(t-1)}} \sum_j^N \{ Dep_{j(t-1)} \times E[W_{jt}|\Omega_{t-1}] \} = E[W_{jt}|\Omega_{t-1}]
 \end{aligned} \tag{II-4}$$

$$\begin{aligned}
Var[W_t|\Omega_{t-1}] &= \frac{1}{Dep_{t-1}} \times Var\left[\sum_j^N Dep_{j(t-1)} W_{jt}|\Omega_{t-1}\right] \\
&= \frac{1}{(Dep_{t-1})^2} \times \sum_j^N \sum_k^N \rho_{jk} Dep_{j(t-1)} Dep_{k(t-1)} Var[W_{jt}|\Omega_{t-1}]^{1/2} Var[W_{kt}|\Omega_{t-1}]^{1/2} \\
&= \frac{1}{N^2 \{Dep_{j(t-1)}\}^2} \times \sum_j^N \sum_k^N \rho_{jk} \{Dep_{j(t-1)}\}^2 Var[W_{jt}|\Omega_{t-1}]^{1/2} Var[W_{kt}|\Omega_{t-1}]^{1/2} \\
&= \frac{1}{N^2} \times \sum_j^N \sum_k^N \rho_{jk} Var[W_{jt}|\Omega_{t-1}] \quad (\text{II-5})
\end{aligned}$$

여기서, $\rho_{jk} (\in [-1, 1])$ 는 증권회사 j 와 k 의 투자자예탁금 순인출비율 상관계수를 의미한다. 식 (II-5)는 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산이 ρ_{jk} 와 N 에 따라 개별 증권회사 투자자예탁금의 분산과 다를 수 있음을 보여주고 있다. 상관관계의 의미를 명확하게 보기 위해 ρ_{jk} 가 ρ 로 동일하다고 가정하면 아래와 같이 식 (II-5)로부터 식 (II-6)을 유도할 수 있다.

$$\begin{aligned}
Var[W_t|\Omega_{t-1}] &= \frac{1}{N^2} \times \sum_j^N \sum_k^N \rho_{jk} Var[W_{jt}|\Omega_{t-1}] = \left\{ \sum_j^N 1 + \sum_j^N \sum_{k \neq j}^N \rho \right\} \frac{Var[W_{jt}|\Omega_{t-1}]}{N^2} \\
&= \{N + N(N-1)\rho\} \frac{Var[W_{jt}|\Omega_{t-1}]}{N^2} = \left\{ \rho + \frac{(1-\rho)}{N} \right\} Var[W_{jt}|\Omega_{t-1}] \quad (\text{II-6})
\end{aligned}$$

ρ 가 1이라면 전기의 정보(Ω_{t-1}) 하에서 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산은 개별 증권회사 투자자예탁금 순인출비율의 분산과 같아진다. 즉 증권회사 간 투자자예탁금 순인출비율의 상관계수가 1로 동일하다면 분산예치방식이든 집중예치방식이든 투자자예탁금의 통계적 분포, 즉 순인출비율의 평균과 분산이

모두 같게 된다. 반면 ρ 가 작아질수록 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산 ($Var[W_t|\Omega_{t-1}]$)은 감소하게 된다. 모든 증권회사 투자자예탁금 순인출비율이 독립적이어서 ρ 가 0이 된다면 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산은 개별 증권회사 투자자예탁금 순인출비율 분산의 $1/N$ 이 된다. 식 (II-5)는 또한 ρ 외에도 증권회사의 수(N)가 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산을 낮추는 요인임을 보여준다.

정리하면, 상관계수(ρ) 또는 증권회사의 수(N)와 관계없이 전체 투자자예탁금 순인출비율의 평균은 개별 증권회사 투자자예탁금 순인출비율의 평균과 동일하지만, 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산은 상관계수(ρ) 또는 증권회사의 수(N)에 따라 개별 증권회사 투자자예탁금 순인출비율의 분산보다 작을 수 있음을 확인하였다.

나. 투자자예탁금 변동성 분석 - 이질적인 증권회사

여기서는 증권회사들이 사전적으로 이질적(heterogenous)이라는 가정으로 완화하여 증권회사 규모의 차이를 고려하는 대신 모형의 단순함(simplicity)을 위해 증권회사 수를 N 개사에서 2개사(j, k)로 한정하여 분석한다. 즉 증권회사들은 $t-1$ 기 투자자예탁금 규모와 순인출비율의 변동성에서 다음과 같이 다를 수 있다고 가정한다.

$$\begin{aligned}
 E[W_{jt}|\Omega_{t-1}] &= E[W_{kt}|\Omega_{t-1}], \forall j, k, \\
 Var[W_{jt}|\Omega_{t-1}] &= \beta Var[W_{kt}|\Omega_{t-1}] > Var[W_{kt}|\Omega_{t-1}], \quad \beta \geq 1, \\
 Dep_{j(t-1)} &= \alpha Dep_{k(t-1)} < Dep_{k(t-1)}, \quad \alpha \leq 1,
 \end{aligned}
 \tag{II-7}$$

증권회사 j 와 증권회사 k 의 $t-1$ 기 투자자예탁금 규모와 순인출비율의 변동성은 다양한 방식으로 차이를 가정해 볼 수 있지만, 투자자예탁금 규모가 큰 증권회사의 경우 변동성이 작아질 수 있다는 점을 고려하여 증권회사들의 이질적인 특징을 식 (II-7)과 같이 제한하였다. 즉 증권회사 j 는 증권회사 k 보다 작거나 같은 투자자예탁금을 가지고 있는($\alpha \leq 1$) 반면 증권회사 j 의 순인출비율 변동성은 증권회사 k 보다 크거나 같은($\beta \geq 1$) 것으로 가정한다.

$$\begin{aligned} E[W_t|\Omega_{t-1}] &= \frac{\{Dep_{j(t-1)} \times E[W_{jt}|\Omega_{t-1}] + Dep_{k(t-1)} \times E[W_{kt}|\Omega_{t-1}]\}}{Dep_{j(t-1)} + Dep_{k(t-1)}} \\ &= \frac{(\alpha + 1)Dep_{k(t-1)}(E[W_{jt}|\Omega_{t-1}] + E[W_{kt}|\Omega_{t-1}])}{(\alpha + 1)Dep_{k(t-1)}} = E[W_{jt}|\Omega_{t-1}] \quad (\text{II-8}) \end{aligned}$$

식 (II-8)은 증권회사 j 와 증권회사 k 의 투자자예탁금 순인출비율의 평균이 동일하다는 가정($E[W_{jt}|\Omega_{t-1}] = E[W_{kt}|\Omega_{t-1}], \forall j, k$) 하에서는 개별 증권회사의 순인출비율 변동성의 차이($\beta > 1$)나 투자자예탁금의 차이($\alpha < 1$)와 관계없이 전체 투자자예탁금 순인출비율의 평균이 개별 증권회사 투자자예탁금 평균과 동일하다는 것을 보여주고 있다.

$$\begin{aligned} Var[W_t|\Omega_{t-1}] &= \frac{Var[Dep_{j(t-1)}W_{jt} + Dep_{k(t-1)}W_{kt}|\Omega_{t-1}]}{\{Dep_{j(t-1)} + Dep_{k(t-1)}\}^2} \\ &= \frac{\{(\alpha\beta Dep_{k(t-1)})^2 + 2\alpha\beta(Dep_{k(t-1)})^2\rho_{jk} + (Dep_{k(t-1)})^2\} Var[W_{kt}|\Omega_{t-1}]}{(\alpha + 1)^2 Dep_{k(t-1)}^2} \\ &= \frac{\{(\alpha\beta)^2 + 2(\alpha\beta)\rho_{jk} + 1\} Var[W_{kt}|\Omega_{t-1}]}{(\alpha + 1)^2} \\ \text{or} &= \frac{\{(\alpha\beta)^2 + 2(\alpha\beta)\rho_{jk} + 1\} Var[W_{jt}|\Omega_{t-1}]}{\beta(\alpha + 1)^2} \quad (\text{II-9}) \end{aligned}$$

식 (II-9)는 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산과 증권회사 k 및 증권회사 j 의 순인출비율의 분산 간의 관계를 보여주고 있다. 먼저, 증권회사의 투자자예탁금 규모만 다르고($\alpha < 1$) 증권회사 순인출비율의 분산은 모두 동일하다($\beta = 1$)고 가정하자. 즉 투자자예탁금 규모가 증권회사에 따라 차이가 존재할 경우, 이러한 차이가 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산에 미치는 효과를 보고자 한다.

$$\text{Var}[W_t]/\text{Var}[W_{jt}] = \text{Var}[W_t]/\text{Var}[W_{kt}] = \frac{\alpha^2 + 2\alpha\rho_{jk} + 1}{(\alpha + 1)^2} \leq 1 \quad (\text{II-10})$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial \alpha} \text{Var}[W_t|\Omega_{t-1}]/\text{Var}[W_{jt}|\Omega_{t-1}] &= \frac{\partial}{\partial \alpha} \text{Var}[W_t|\Omega_{t-1}]/\text{Var}[W_{kt}|\Omega_{t-1}] \\ &= \frac{(2\alpha + 2\rho_{jk})(\alpha + 1) - 2\{\alpha^2 + 2\alpha\rho_{jk} + 1\}}{(\alpha + 1)^3} = \frac{2(\alpha - 1)(1 - \rho_{jk})}{(\alpha + 1)^3} < 0 \quad (\text{II-11}) \end{aligned}$$

식 (II-10)은 증권회사의 투자자예탁금 규모만 다를 경우 상관계수 ρ_{jk} 가 1이면 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산과 개별 증권회사 순인출비율의 분산이 동일해지지만 ρ_{jk} 가 1보다 작다면 α 의 값과 관계없이 언제나 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산이 개별 증권회사보다 작음을 보여주고 있다. 증권회사 간 투자자예탁금 규모의 비대칭성이 커져 α 가 0에 가까워질 때 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산의 변화를 보기 위해, 식 (II-10)을 α 에 대하여 편미분하였다. 식 (II-11)은 편미분한 결과로 α 가 0에 가까워질수록 전체 투자자예탁금 순인출비율 분산과 개별 증권회사 투자자예탁금 순인출비율 분산 간의 차이가 감소함을 보여주고 있다.³⁾ 만약 α 가 0.001과

3) $\partial(\text{Var}[W_t]/\text{Var}[W_{jt}])/\partial\alpha < 0$ 이므로, α 가 0으로 감소하면 $\text{Var}[W_t]/\text{Var}[W_{jt}]$ 은 증가하게 된다. $\text{Var}[W_t]$ 는 $\text{Var}[W_{jt}]$ 보다 항상 작거나 같은 반면 $\text{Var}[W_t]$ 가 $\text{Var}[W_{jt}]$ 대비 커지기 때문에, α 가 0으로 다가가면 둘 간의 차이는 감소하게 된다.

같이 극단적인 경우를 상정하면, ρ_{jk} 가 1보다 작더라도 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산과 개별 증권회사 투자자예탁금 순인출비율의 분산은 거의 동일한 값 ($Var[W_t|\Omega_{t-1}] \simeq Var[W_{jt}|\Omega_{t-1}]$)을 가지게 된다.

여기서는 상반된 경우로서, 모든 증권회사의 투자자예탁금 규모는 동일하고 ($\alpha = 1$) 증권회사 간 순인출비율의 분산이 비대칭적($\beta > 1$)이라고 가정하자. 즉 투자자예탁금 순인출비율의 분산이 증권회사에 따라 차이가 존재할 경우, 이러한 차이가 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산에 미치는 효과를 보고자 한다.

$$Var[W_t|\Omega_{t-1}] / Var[W_{kt}|\Omega_{t-1}] = \frac{\{\beta^2 + 2\beta\rho_{jk} + 1\}}{4}, \quad (\text{II-12})$$

$$Var[W_t|\Omega_{t-1}] / Var[W_{jt}|\Omega_{t-1}] = \frac{\{\beta^2 + 2\beta\rho_{jk} + 1\}}{4\beta} \quad (\text{II-13})$$

식 (II-12)는 두 증권회사 중 투자자예탁금 인출비율의 분산이 작은 증권회사에 대한 결과이다. 식 (II-12)에 따르면 ρ_{jk} 가 1이면 $\beta > 1$ 이므로 $Var[W_t|\Omega_{t-1}] / Var[W_{kt}|\Omega_{t-1}] = (\beta + 1)^2 / 4 > 1$ 이 된다. ρ_{jk} 가 0이더라도 β 가 $\sqrt{3} + \delta$, $\delta > 0$ 면, $Var[W_t|\Omega_{t-1}] / Var[W_{kt}|\Omega_{t-1}] = (4 + \delta^2 + 2\sqrt{3}\delta) / 4 > 1$ 이 된다. 즉 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산은 변동성이 상대적으로 작은 증권회사 k 의 투자자예탁금 순인출비율의 분산보다 클 가능성이 존재한다. 반면 식 (II-13)은 두 증권회사 중 투자자예탁금 인출비율의 분산이 큰 증권회사는 ρ_{jk} 가 1이더라도 $Var[W_t|\Omega_{t-1}] / Var[W_{jt}|\Omega_{t-1}] = (\beta + 1)^2 / 4\beta < 1$ 이 됨을 보여주고 있다. 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산은 ρ_{jk} 또는 β 와 관계없이 변동성이 상대적으로 큰 증권회사 j 의 순인출비율 분산보다 작았다. 이는 증권회사 간 투자자예탁금 순인출비율의 분산이 비대칭적이라면 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산이 개별 증권회사 투자자예탁금 순인출비율의 분산에 따라 감소하는 정도가 달라질 수 있음을 의미한다.

$$\frac{\partial}{\partial \beta} \text{Var}[W_t|\Omega_{t-1}] / \text{Var}[W_{kt}|\Omega_{t-1}] = \frac{2\beta + 2\rho_{jk}}{4} > 0, \quad (\text{II-14})$$

$$\frac{\partial}{\partial \beta} \text{Var}[W_t|\Omega_{t-1}] / \text{Var}[W_{jt}|\Omega_{t-1}] = \frac{1}{4} - \frac{1}{4\beta^2} > 0 \quad (\text{II-15})$$

증권회사 간 투자자예탁금 규모의 비대칭성(β)이 커질 때 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산 변화를 보기 위해, 식 (II-12)와 식 (II-13)을 β 에 대하여 편미분을 하였다. 식 (II-14)와 식 (II-15)는 편미분한 결과로 β 가 커질수록 전체 투자자예탁금 순인출비율 분산이 개별 증권회사 투자자예탁금 순인출비율 분산 대비 증가함을 보여주고 있다.

정리하면, 증권회사의 투자자예탁금 규모가 상대적으로 클수록 또는 변동성이 상대적으로 작을수록 해당 증권회사의 투자자예탁금 변동성이 전체 투자자예탁금 변동성 대비 작아질 수 있음을 확인하였다. 그러나 상관계수 ρ_{jk} 또는 변동성의 비대칭성 정도인 β 가 지나치게 크지 않을 경우, 전체 투자자예탁금 변동성은 개별 증권회사의 투자자예탁금 변동성보다는 작을 것임도 확인하였다. 즉 통계모형은 투자자예탁금 규모가 상대적으로 크고 변동성이 작은 증권회사 j 의 분산은 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산보다 클 수도 있지만 오히려 작을 수 있음을 예측한다. 다음 절에서는 개별 증권회사의 분산과 전체 증권회사의 분산을 실증적으로 비교해 보기로 한다.

2. 국내 투자자예탁금 추이와 특징

투자자예탁금은 투자자들의 주식투자 과정에서 나타나는 대기성 자금으로 주식시장과 관련된 여러 요인들에 의해 결정된다. 구체적으로 투자자예탁금 인출규모에 영향을 주는 요인으로는 IT 버블이나 서브프라임 사태 등과 같은 금융위기, 금리 변화, 주식시장제도 또는 온라인과 같은 주식매매 매체의 진화 등을 들 수 있다. 개별 증권회사의 투자자예탁금 인출규모는 이러한 거시·금융시장 요인 외에도 영업환경이나 경영전략, 건전성 등에 의해서도 영향을 받을 수 있다. 따라서 전체 투자자예탁금과 개별 증권회사 투자자예탁금의 인출규모 또는 변동성을 결정하는 요인이 동일하지 않을 수 있다. 이에 본 절에서는 전체 투자자예탁금과 개별 증권회사 투자자예탁금의 추이와 상관관계를 검토한다.

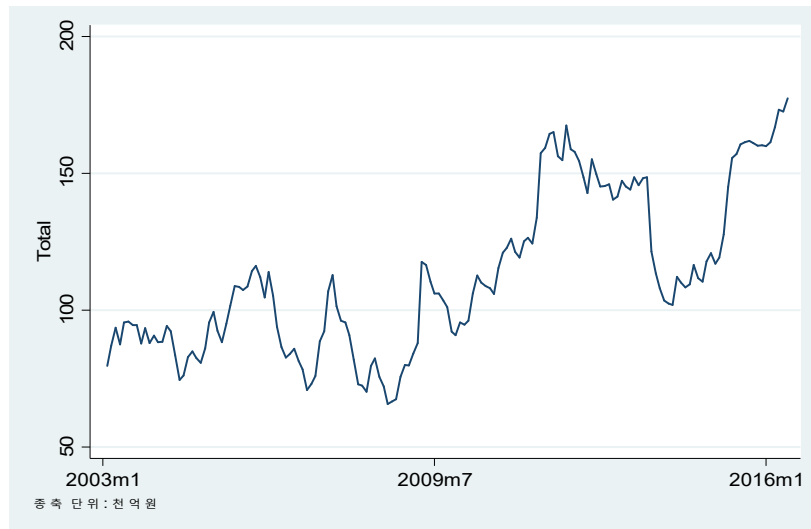
국내 증권회사별 투자자예탁금의 추이를 살펴보기에 앞서, 국내 투자자예탁금 관련 한국증권금융 예치현황 및 분석 자료를 보면 다음과 같다. 국내 투자자예탁금 예치제도는 모든 증권회사가 투자자예탁금을 한국증권금융에 별도 예치해야 하는 집중예치방식으로 운영되고 있다. 구체적으로 증권회사 고객들의 위탁자예수금, 저축자예수금, 조건부예수금은 예치방식에 의한 '증권현물 예탁예수금'과 신탁방식인 '증권투자자 예탁금신탁'이라는 한국증권금융 상품 중 하나에 예치될 수 있고, 증권회사들은 예치방식 또는 신탁방식 중 하나를 선택하여 투자자예탁금을 예치하고 있다. 현재 대부분의 국내 증권회사들은 신탁방식인 증권투자자 예탁금신탁에 투자자예탁금을 별도 예치하고 있고, 외국계 증권회사들은 예치방식인 증권현물 예탁예수금 상품에 예치하고 있다. 투자자예탁금 규모로는 2015년 12월 말 기준 신탁방식이 21.1조원이고 예치방식이 6.1조원이다. 본 연구는 신탁방식인 증권투자자 예탁금신탁에 한하여 2003년 1월부터 2016년 6월까지 43개 증권회사 자료를 분석한다. 즉 분석 자료는 증권현물 예탁예수금, 장내 파생상품거래예수금, 집합투자증권투자자예수금 등 여타 형태의 투자자예탁금을 포함하지 않고 있다.

한국증권금융은 분석대상 기간 중 43개 증권회사 투자자예탁금 신탁을 운용하였다. 이들 중 20개 증권회사 투자자예탁금만이 분석대상 기간 전체에 대한 자료가 있었고, 그 외 23개 증권회사들의 경우 일부 기간에 대해서만 투자자예탁금 자료가 있었다. 본 보고서는 분석에 따라 43개 증권회사에 대한 자료를 이용하거나 전체 분석기간에 대해 자료가 있는 20개 증권회사만을 대상으로 한다.⁴⁾

<그림 II-1>은 전체 투자자예탁금에 대한 추이를 보여주고 있다. 전체 투자자예탁금은 2003년 2월 8조원에서 2016년 6월 17조 7천억원으로, 0.7%의 월 평균 증가율로 분석기간 중 약 2.2배 성장하였다. 투자자예탁금은 2009년부터 2011년 사이와 2015년 이후부터 최근까지의 기간에서 높은 성장세를 보였다. 이를테면, 2009년 3월에서 4월까지 불과 1개월 기간에서 전체 투자자예탁금은 8조 8천억원에서 11조 8천억원으로 크게 증가하였다. 다른 한편 동양사태가 있었던 지난 2013년 10월에는 전체 투자자예탁금이 14조 9천억원에서 12조 2천억원으로 약 3조원이 인출되었으며, 순인출비율은 18.2%를 기록하였다. 동양사태 여파로 인한 투자자예탁금의 순인출은 이후에도 지속되어 2014년 3월에는 전체 투자자예탁금이 10조 2천억원까지 하락하였다. 요약하면, 전체 투자자예탁금은 분석기간 전체적으로 증가하는 추세를 보였지만 기간에 따라서는 상당한 변동성과 감소를 보이기도 하였다.

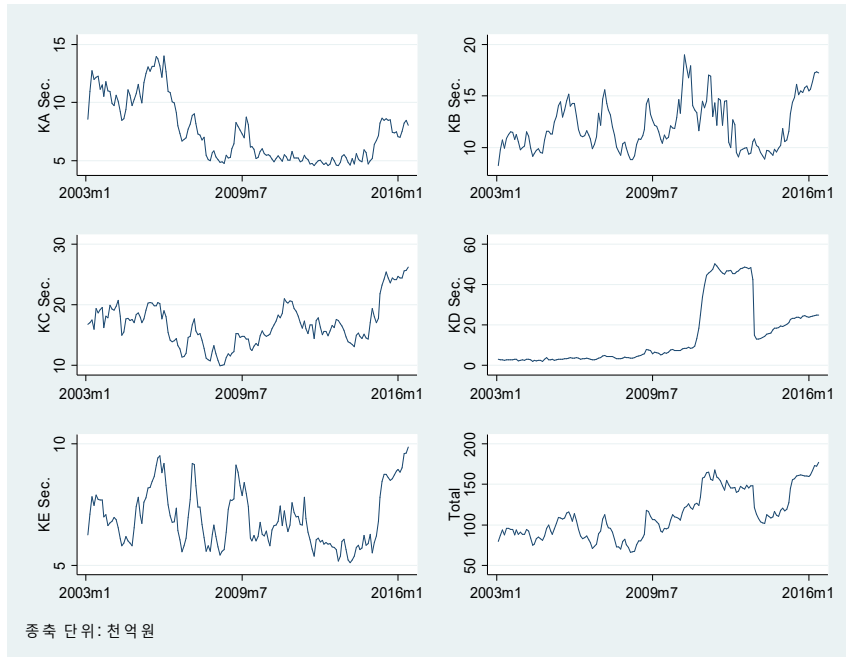
4) 전체 투자자예탁금은 원칙적으로 43개 증권회사 투자자예탁금을 모두 합한 금액이지만, 분석에 따라 20개 증권회사 투자자예탁금을 합한 금액을 전체 투자자예탁금이라고 표현하기도 한다.

<그림 II-1> 전체 투자자예탁금 추이



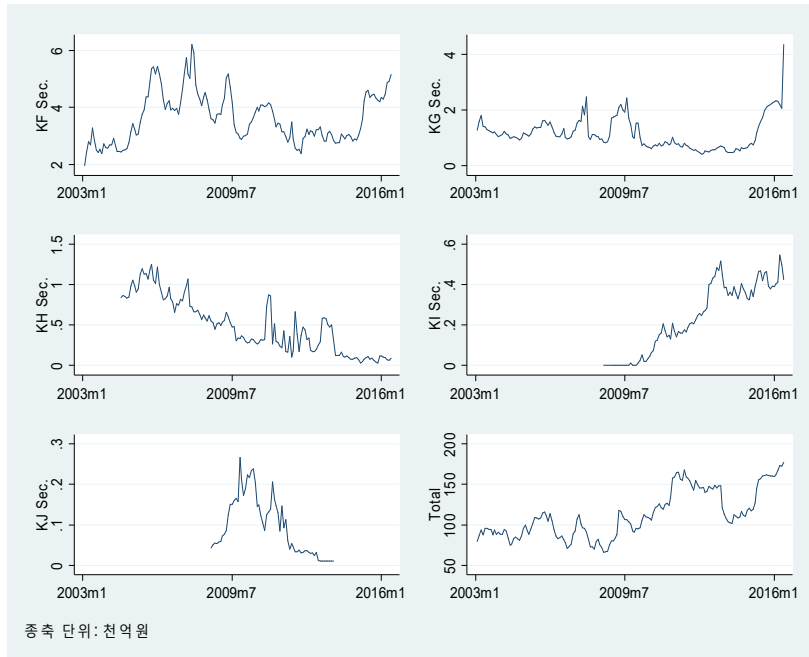
<그림 II-2>와 <그림 II-3>은 일부 중대형 증권회사와 중소형 증권회사의 투자자예탁금 추이를 제시하고 있다. 그림 우측 하단에 위치한 전체 투자자예탁금(Total)의 추이는 5개의 중대형 증권회사 투자자예탁금(KA Sec.~KE Sec.)의 추이와 상이한 모습과 추세를 보였다. 또한 중대형 증권회사 상호 간에서도 투자자예탁금은 서로 다른 추세적인 특징을 보였다. 한편, 일부 중대형 증권회사의 투자자예탁금은 1~2년 이내의 기간에서 큰 폭의 증가나 감소가 진행되었고 변동성도 작지 않았던 것으로 보인다. 이를테면, KA Sec.의 투자자예탁금은 2000년대 중반 1조 5천억원 수준까지 상승하였으나 2010년 이후 5천억원으로 크게 하락하였고 최근 1조원으로 다시 상승하는 모습을 보였다. KB Sec.와 KE Sec.의 투자자예탁금은 3개월에서 6개월 사이의 짧은 기간에서 30~40%의 증감이 발생하는 경우가 종종 나타났다.

<그림 II-2> 일부 중대형 증권회사와 전체 투자자예탁금 추이



중소형 증권회사 투자자예탁금의 추이도 중대형 증권회사와 마찬가지로 전체 투자자예탁금의 추이와 다를 뿐 아니라, 중소형 증권회사 상호 간에도 투자자예탁금은 상이한 추세적인 모습을 보여주었다. 일부 중소형 증권회사 투자자예탁금의 변동성은 상당히 큰 것으로 나타났다. 이를테면, KH Sec. 투자자예탁금은 2011~2012년 사이 1천억원에서 2백억원으로 약 80% 하락하였다. 일부 증권회사 표본에 대해서만 증권회사별 투자자예탁금 추이를 보여주었지만, 위의 <그림 II-2>와 <그림 II-3>에서 보여주지 않은 증권회사들의 투자자예탁금 추이도 증권회사별로 매우 상이한 추세적인 모습을 보였다.

<그림 II-3> 일부 중소형 증권회사와 전체 투자자예탁금 추이



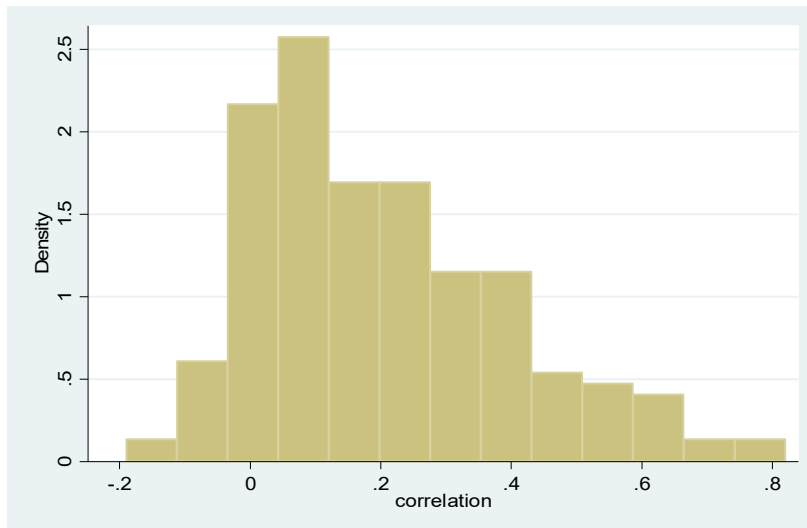
위의 분석결과를 정리하면, 증권회사별 투자자예탁금의 추이는 분석대상 기간 중 서로 상이하였다. 이는 투자자예탁금이 거시경제 및 주식시장 환경 뿐 아니라 개별 증권회사 고유한 요인에 의해서도 영향을 많이 받고 있다는 점을 보여주는 것이다. 개별 증권회사의 고유한 요인은 다음과 같은 상황에서 발생할 수 있다. 증권회사들은 위탁매매 시장에서 상호 경쟁을 하고 있어서, 특정 증권회사의 마케팅과 상품 개발이 신규 고객 뿐 아니라 경쟁 증권회사의 고객을 유치하기도 한다. 특히 2000년대 온라인과 모바일 서비스의 성장은 고객의 선점효과와 전환비용으로 인하여 증권회사 간 고객 유치의 경쟁을 부추겼던 요인이었다. 이러한 경우, 특정 증권회사의 투자자예탁금이 증가하였다면 여타의 경쟁 증권회사 투자자예탁금은 감소하였을 가능성이 높다. 증권회사에 따라 위탁매매 주요 고객의 유형이 다르고 이에 따라 주식매매 패턴이 다를 수 있다. 증권회사는 시기에 따라 위탁매매 외의 다른 영역 즉 ELS, 펀드, 자산관리를 강화하는 등 영업 전략을 달리할 수 있고,

증권회사에 따라 위탁매매 점포의 확대나 축소가 다른 시기에 나타날 수 있다. 마지막으로 동양 사태에서와 같이 증권회사 건전성이 급격히 악화될 때 투자자예탁금은 큰 폭으로 감소할 수 있다.

통계모형에서는 증권회사 간 투자자예탁금 순인출비율의 상관관계가 전체 투자자예탁금의 변동성에 중요하다는 점을 밝혔다. <그림 II-2>와 <그림 II-3>에서 제시된 증권회사별 투자자예탁금의 상이한 추이는 증권회사 간 투자자예탁금 순인출비율의 상관관계가 높지 않을 수 있음을 시사한다. 여기서는 증권회사 간 투자자예탁금 1개월 순인출비율의 상관관계를 직접 구하여 검토한다. 분석대상 증권회사는 분석기간 전체에 대해서 투자자예탁금을 신탁한 20개사로 하였다.

<그림 II-4>는 증권회사 간 투자자예탁금 1개월 순인출비율의 상관관계는 대체로 높지 않았음을 보여주고 있다. 증권회사 간 상관계수들의 평균과 중위값은 0.20과 0.16이었고, 가장 높았던 상관계수는 0.82였으며 가장 낮았던 상관계수는 -0.19였다.

<그림 II-4> 증권회사 간 투자자예탁금 순인출비율 상관관계 분포



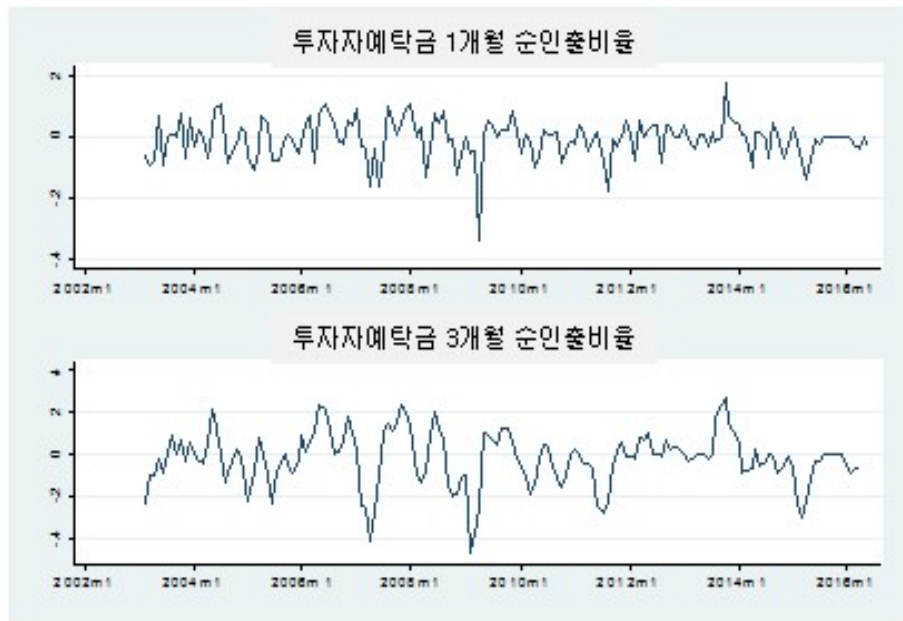
3. 투자자예탁금의 변동성 비교

앞서 제시한 통계모형은 증권회사 간 순인출비율의 상관관계가 낮을 경우 전체 투자자예탁금의 변동성이 개별 증권회사 투자자예탁금의 변동성에 비해 작을 것이라는 예측을 제시하였다. 이러한 점에 착안하여 상관관계를 분석한 결과, 증권회사 간 투자자예탁금 순인출비율의 상관관계가 높지 않았음을 확인하였다. 다른 한편, 통계모형은 투자자예탁금 규모가 상대적으로 크고 변동성이 작은 증권회사의 경우 순인출비율의 분산이 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산과 차이가 작을 것임을 예측하였다. 더욱이, 통계모형은 증권회사의 이질적인 정도에 따라 개별 증권회사 투자자예탁금 순인출비율의 분산이 전체 투자자예탁금 순인출비율의 분산보다 작을 수도 있음을 보였다. 이에 본 절은 전체 투자자예탁금의 변동성과 개별 증권회사 투자자예탁금의 변동성이 어느 수준인지를 실증적으로 파악하고, 통계모형에서 제시된 이론적 예측과 논의를 바탕으로 실증적 분석결과를 해석해 보기로 한다. 특히, 투자자예탁금의 변동성 또는 순인출비율의 분포를 평가하기 위해 히스토그램, 평균, 표준편차, 분위값 특성 등의 실증적 분포를 제시한다.

가. 투자자예탁금 1개월 및 3개월 순인출비율의 특성

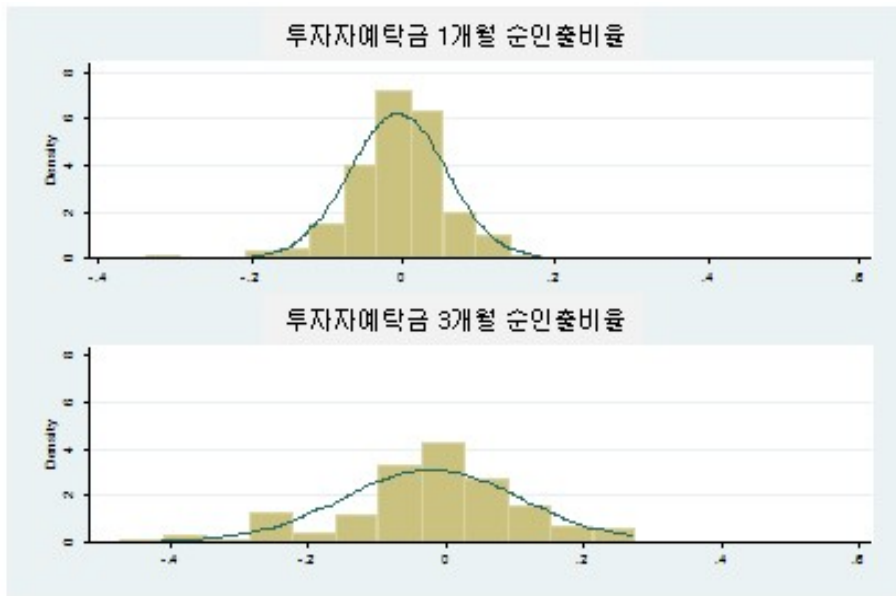
본 소절에서는 투자자예탁금 변동성 분석에 앞서, 전체 투자자예탁금의 1개월 및 3개월 순인출비율의 추이와 분포를 비교함으로써 투자자예탁금 순인출비율의 특성을 제시한다.

<그림 II-5> 전체 투자자예탁금 1개월/3개월 순인출비율의 추이



<그림 II-5>는 전체 투자자예탁금 1개월 및 3개월 순인출비율의 추이를 보여주고 있다. 투자자예탁금 1개월 및 3개월 순인출비율은 1개월 및 3개월 사이 투자자예탁금의 순인출비율을 계산하여 구한 값이다. 이를테면, 2016년 1월의 투자자예탁금 3개월 순인출비율은 2016년 1월 1일 기준 투자자예탁금 대비 2016년 3월 31일 기준 투자자예탁금의 감소율이다. 투자자예탁금 1개월 및 3개월 순인출비율은 -40~+30% 사이에서 변화하고 있어, 변동성이 작지 않았다. 또한 투자자예탁금 3개월 순인출비율이 1개월 순인출비율보다 1.5~2배 더 큰 변화의 폭을 보이는 것으로 나왔다. 이는 투자자예탁금의 순인출 또는 순예탁이 이루어질 때 1개월 기간에 그치지 보다는 1개월을 초과하여 3개월까지 지속적으로 이루어지는 빈도수가 낮지 않음을 의미하는 것이다.

<그림 II-6> 전체 투자자예탁금 1개월/3개월 순인출비율의 분포



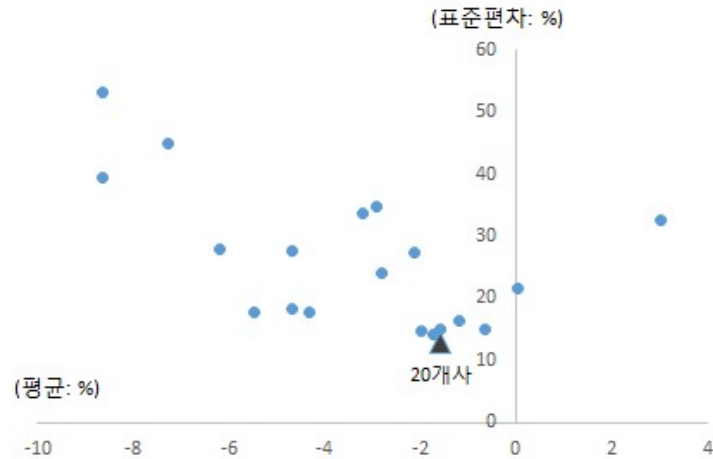
<그림 II-6>은 전체 투자자예탁금 1개월 및 3개월 순인출비율의 분포를 보여주고 있다. 순인출비율 확률분포의 구간($W_t \in (-\infty, 1]$)이 비대칭적이었던 반면, 실제 투자자예탁금 1개월 및 3개월 순인출비율은 대칭적인 분포를 보였다. 이러한 대칭적인 순인출비율 분포는 투자자예탁금이 1개월 또는 3개월 인출규모의 변화 폭과 예탁 규모의 변화 폭이 분석기간에 유사하게 나타났음을 의미한다. 투자자예탁금 3개월 순인출비율의 분포가 투자자예탁금 1개월 순인출비율보다 널리 퍼져 있었는데, 이는 앞서와 마찬가지로 순인출 또는 순예탁이 있을 경우 3개월 정도 지속되는 경향성에 따른 결과로 보인다. 이러한 결과로 미루어 보았을 때, 신탁기관은 투자자예탁금의 유동성 관리를 위해 1개월보다는 3개월 기간의 투자자예탁금의 변동성을 보다 중요하게 고려하였을 것으로 여겨진다.

나. 투자자예탁금의 변동성 비교 (개별 증권회사 vs 전체)

전체 투자자예탁금의 변동성이 개별 증권회사 투자자예탁금 대비 어느 수준인지를 보기 위해 개별 증권회사(20개사)와 전체 투자자예탁금 3개월 순인출비율의 평균과 표준편차, 5% 분위값과 95% 분위값을 비교한다. 즉 변동성을 나타내는 지표인 투자자예탁금 순인출비율의 표준편차 외에도 5% 또는 95% 분위의 순인출비율을 파악해 봄으로써 3개월 기간에서 대규모 인출금액 또는 예탁금이 어느 수준이었던지도 파악해 본다.

20개사 합계(삼각형 표식)인 전체 투자자예탁금 3개월 순인출비율의 표준편차는 개별 증권회사 투자자예탁금 3개월 순인출비율의 표준편차보다 낮았다. 전체 투자자예탁금 3개월 순인출비율의 표준편차는 12.7%로 나타났다. 이러한 전체 투자자예탁금 순인출비율 표준편차는 일부 증권회사의 표준편차와 큰 차이를 보이지 않았지만 모든 증권회사보다 작았다. 상당수의 증권회사 표준편차는 20~40% 사이로 나타나 전체 투자자예탁금 대비 2~3배 높았다. 즉 앞서 모형에서 예측한 가설과 같이 전체 투자자예탁금의 변동성의 감소가 투자자예탁금의 변동성이 작았던 증권회사에서는 상대적으로 미미하였고 투자자예탁금의 변동성이 컸던 증권회사에서는 상대적으로 유의미한 모습을 보였다.

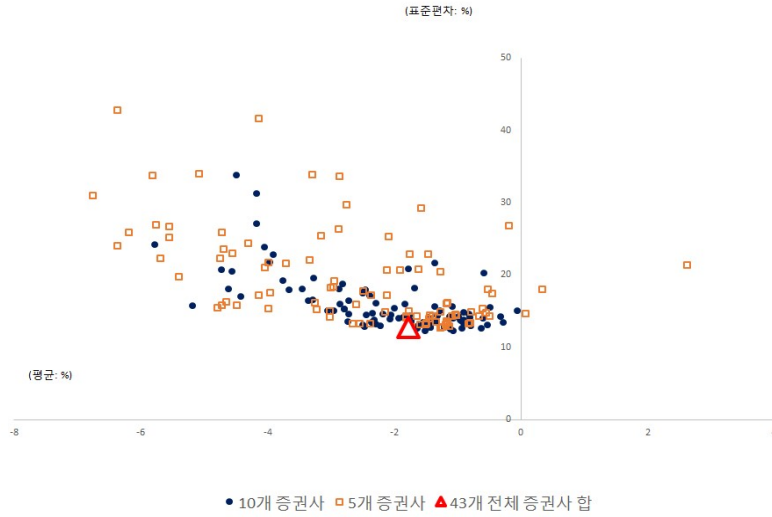
<그림 II-7> 증권회사별 투자자예탁금 3개월 승인출비율의 평균과 표준편차



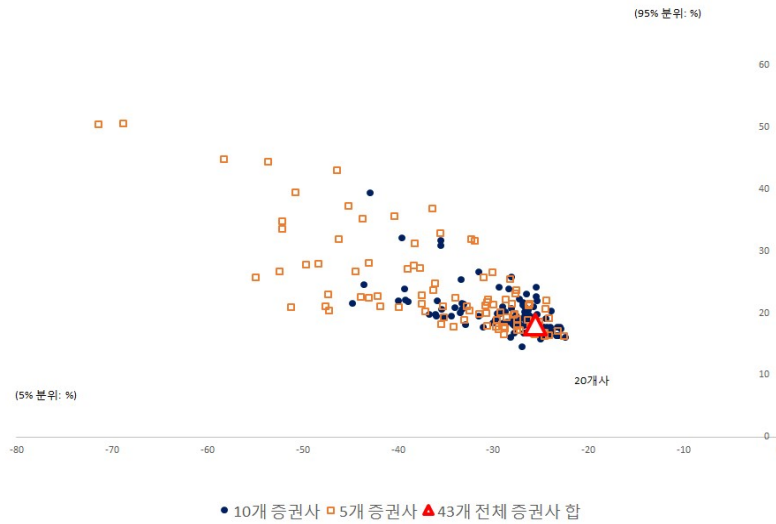
<그림 II-7>의 산포도 그림은 투자자예탁금 3개월 승인출비율의 표준편차 즉, 변동성이 투자자예탁금 승인출비율 평균에 대해 V자 형태의 관계를 가지고 있음을 보여주고 있다. 분석기간 투자자예탁금의 승인출비율 평균이 -10~-6% 사이로 낮았거나 3%대였던 증권회사에서 승인출비율의 변동성이 대체로 컸던 반면, 승인출비율의 평균이 -2~0% 수준으로 안정적이었던 증권회사에서는 승인출비율의 변동성이 대체로 작았다.

<그림 II-8>은 증권회사별로 2003년 3월부터 2016년 6월까지 160개 투자자예탁금 3개월 승인출비율 표본으로부터 추출한 5% 분위값과 95% 분위값을 보여주고 있다. 6개 증권회사의 승인출비율의 95% 분위값이 40%를 넘는 것으로 나타났고 이 중 3~4개 증권회사는 50~60% 사이에 있었다. 일부 증권회사의 경우 3개월 사이 전기 투자자예탁금 대비 50~60% 수준의 대규모 자금이 인출되는 사태가 있었음을 보여주는 것이다. 한편 20개사를 합한 전체 증권회사의 경우 승인출비율의 95% 분위값이 18.2%로 개별 증권회사들과 비교하여 가장 낮은 수준인 것으로 나타났다.

<그림 II-9> 임의추출한 5개/10개 증권회사 투자자예탁금 3개월 순인출비율의 평균과 표준편차



<그림 II-10> 임의추출한 5개/10개 증권회사 투자자예탁금 3개월 순인출비율의 5%/95% 분위값



<그림 II-9>에서 볼 수 있듯이, 100번의 임의추출로 구한 복수 증권회사(5개사와 10개사) 투자자예탁금 3개월 순인출비율의 표준편차는 43개 전체 투자자예탁금 합계(삼각형 표식)보다 95개의 표본(5개 복수 증권회사)과 90개의 표본(10개 복수 증권회사)에서 높은 것으로 나타났다. 통계적으로 집중예치방식의 표준편차가 분산예치방식보다 95% 및 90% 유의수준에서 낮은 것이다. 또한 <그림 II-10>은 순인출비율의 95% 분위값도 집중예치방식이 분산예치방식보다 95개의 표본(5개 복수 증권회사)과 90개의 표본(10개 복수 증권회사)에서 낮았음을 보여주고 있다. 통계적으로 집중예치방식의 95% 분위값이 분산예치방식의 95% 분위값보다 95%(5개 복수 증권회사) 및 90%(10개 복수 증권회사) 유의수준에서 낮은 것이다.

4. 소결

본 장은 투자자예탁금 예치제도의 효율성 평가에 앞서 예치제도에 따른 투자자예탁금의 확률적 분포 즉 변동성을 논의하였다. 집중예치방식에서 투자자예탁금은 모든 증권회사 투자자예탁금의 총합인 반면 분산예치방식에서 투자자예탁금은 개별 증권회사 또는 복수 증권회사의 투자자예탁금이 된다. 예치제도에 따른 상이한 투자자예탁금의 구성이 투자자예탁금의 변동성에 어떠한 차이를 만드는 지에 대해 통계모형과 실증분석을 통해 살펴보았다.

통계모형은 개별 증권회사의 투자자예탁금 순인출비율 간 상관관계수, 증권회사의 수, 증권회사 간 투자자예탁금 규모 또는 순인출비율 표준편차의 차이가 전체 투자자예탁금의 순인출비율 변동성 결정에 중요한 요인임을 보여준다. 모형에 따르면 개별 증권회사의 투자자예탁금 순인출비율 간 상관관계수가 낮을수록, 증권회사의 수가 많을수록, 증권회사 투자자예탁금 규모 또는 순인출비율 표준편차의 차이가 작을수록 전체 투자자예탁금의 순인출비율 변동성은 개별 증권회사 투자자예탁금의 순인출비율 변동성 대비 작아지게 된다.

실증자료를 통해 살펴본 결과, 개별 증권회사의 투자자예탁금 1개월 순인출비율 간 상관계수가 낮았고 전체 투자자예탁금의 변동성이 개별 또는 복수 증권회사 투자자예탁금의 변동성보다 낮았다. 즉 집중예치방식 하에서 신탁기관이 운용하는 투자자예탁금의 변동성이 분산예치방식 하에서 신탁기관이 운용하는 투자자예탁금의 변동성보다 작았다. 이는 집중예치방식 하에서 신탁기관이 투자자예탁금의 유동성을 관리하기에 더 수월할 것임을 의미하는 것이다.

III. 투자자예탁금 예치제도별 운용성과 비교

1. 투자자예탁금 운용지침 및 현황
2. 투자자예탁금 운용에 대한 이론적 모형
3. 투자자예탁금 예치제도별 운용성과 모의실험
4. 소결

Ⅲ. 투자자예탁금 예치제도별 운용성과 비교

본 장은 예치제도별 투자자예탁금의 운용성과를 분석하기 위해 이론적 모형을 제시하고 실증자료를 기반으로 한 모의실험을 수행한다. 투자자예탁금 운용에 대한 이론적 모형에서는 주어진 유동성 제약 하에 투자자예탁금의 확률적 분포에 대응하여 신탁기관이 결정하는 최적의 유동성 자산비중을 분석한다. 모형은 유동성 자산비중 또는 운용성과의 결정요인으로 투자자예탁금의 변동성, 수익성 자산과 유동성 자산 간 수익률의 차이, 유동성 관리 수준임을 제시한다. 본 연구의 II장에서는 상대적으로 낮은 투자자예탁금의 변동성으로 인해 집중예치방식의 신탁기관이 분산예치방식보다 유동성 자산의 비중을 어느 정도 낮출 수 있을 것으로 예측하였다. 본 장은 모의실험을 통해 예치제도별 운용성과의 양적인 추정치를 구하여 비교한다. 모의실험은 본 장에서 제시한 이론적 모형에 투자자예탁금에 대한 실증자료를 적용하여 수행된다. 신탁기관은 투자자예탁금 운용과정에서 유동성 확보를 위해 수익률이라는 기회비용을 지불해야하기 때문에, 예치제도별 운용성과를 비교하는 모의실험 분석은 동일한 수준의 유동성 확보를 전제로 이루어지도록 한다. 본 장은 한국증권금융의 투자자예탁금 운용지침 및 현황을 먼저 살펴본 후, 투자자예탁금의 운용성과를 분석하기로 한다.

1. 투자자예탁금 운용지침 및 현황

「자본시장과 금융투자업에 관한 법률」 제74조에 의거하여 증권회사는 투자자예탁금을 고유재산과 구분하여 한국증권금융에 예치 또는 신탁하고 있다. 한국증권금융은 예금, 국공채 등의 운용 대상 및 한도를 엄격하게 제한하는 관계법령에 따라 투자자예탁금을 운용하고 있다. <표 III-1>은 관계법령에 의해 투자자예탁금의 운용이 가능한 상품을 보여주고 있다. 한국증권금융의 운용상품으로는 장기로 보유해야 하는 정기예금과 채무증권,

RP 등의 수익성 자산이 있고 단기로 인출이 가능한 MMF, MMDA 등의 유동성 자산이 있다. 또한 투자자예탁금을 예치한 금융투자업자에 의한 통제기구인 운용자문위원회가 한국증권금융의 투자자예탁금 운용을 관리하고 있다. 이를테면, 별도예치신탁금 운용위원회는 매월 개최되고 있으며 신탁운용에 관한 결과 및 운용계획 등에 대해 심의하고 있다.⁵⁾

<표 III-2>는 2016년 기준, 한국증권금융의 투자자예탁금 운용 포트폴리오를 보여주고 있다. 투자자예탁금 전체 운용자산 중 유동성 자산의 비중이 47.57%로 유동성 자산의 비중이 높았는데, 이는 ‘예탁재산의 관리에 안정성 및 유동성을 최우선으로 고려해야 한다’는 운용 목표에 따른 것으로 보인다.

<표 III-1> 투자자예탁금의 운용가능 상품

구 분	운용가능 상품
증권	- 국채, 지방채, 특수채, 정부·지자체·금융기관 보증채 및 공공적 법인 발행채권, BIS 10% 초과 은행채, 한국주택금융공사 발행 주택저당증권 - MMF (한도: 하단의 콜론과 합산하여 예탁금의 30%)
대출	- 증권 및 원화CD 담보대출 - 콜론 (한도: 예탁금의 10%) - RP 매수
기타	- 보유 유가증권의 대여 - 법령에 의한 원금보호금융상품 가입 또는 매입 - 한국은행, 우체국, BIS비율 8% 이상 은행 예금 및 CD 매입

자료: 한국증권금융

5) 투자자예탁금 관련 운용자문위원회는 별도예치신탁금 운용위원회 외에도 투자자예탁금 운용자문위원회, 전업과생상품거래예수금 운용자문위원회 등 투자자예탁금의 성격과 예치 또는 신탁방식에 따라 별도로 개최되고 있다.

<표 Ⅲ-2> 증권투자자예탁금 운용현황 (2016년)

(단위: 억원, %)

항목		운용평잔	운용비중
유동성 자산	MMF	54,419	30.40
	MMDA	30,739	17.17
소계 (유동성 자산)		85,157	47.57
수익성 자산	정기예금	90,172	50.38
	채무증권	869	0.49
	RP	2,800	1.56
소계 (수익성 자산)		93,841	52.43

자료: 한국증권금융

2. 투자자예탁금 운용에 대한 이론적 모형

앞서 제시하였듯이, 한국증권금융의 투자자예탁금 운용자산은 크게 유동성 자산과 수익성 자산으로 구분될 수 있다. 유동성 자산은 투자자예탁금의 대규모 인출사태에 대비할 수 있는 반면 수익성 자산에 비해 수익률이 낮다. 수익성 자산은 반대로 유동성 자산에 비해 상대적으로 높은 수익률을 제공하지만 대규모 인출사태에 대응하기 어려운 단점을 가지고 있다. 투자자예탁금 신탁기관은 대규모 인출사태를 대비하는 유동성 관리의 제약 하에 수익률을 극대화하는 자산 포트폴리오를 구성할 것이다. 이에 본 연구는 신탁기관이 주어진 유동성 제약 하에서 투자자예탁금 수익률을 극대화하는 자산 포트폴리오 모형을 제시한다.

투자자예탁금은 고객들이 불시에 자금을 인출할 수 있는 자금이라는 점에서 유동성을 중요하게 관리하는 은행의 예금과 유사하다. 이에 본 연구의 이론적 모형은 유동성 제약 하에서 은행의 최적 포트폴리오를 고려하는 기존 연구문헌의 모형을 따른다. 유동성 위험을 고려한 은행의 최적 운용모형을

제시한 논문으로는 Baltensperger & Milde(1976), Prisman, Slovin & Sushka(1986), Ringbom, Shy & Stenbacka(2003) 등을 들 수 있다.⁶⁾ 본 장은 Ringbom, Shy & Stenbacka(2003)가 제시한 유동성 관리 모형을 응용하여 투자자예탁금에 대한 최적 운용모형을 구축하였다.

본 장에서 고려하는 투자자예탁금 최적 운용모형은 다음과 같다. 신탁기관은 매기 투자자예탁금(Dep)을 받아 운용한다. 신탁기관이 투자할 수 있는 자산은 수익성 자산과 유동성 자산으로 구성된다. 신탁기관은 매기 투자자예탁금의 최적의 운용을 위해 유동성 자산의 비중 $r(0 \leq r \leq 1)$ 을 선택한다. 즉 신탁기관은 $rDep$ 를 유동성 자산에, $(1-r)Dep$ 를 수익성 자산에 투자한다. 이 때, 수익성 자산에 대한 기대수익률 g_F 는 유동성 자산에 대한 기대수익률 g_L 보다 크다고 가정한다. 신탁기관은 0기에 투자한 유동성 자산을 인출 필요에 따라 매기 회수할 수 있다. 그러나 신탁기관은 0기에 투자한 수익성 자산의 높은 비중으로 투자자예탁금 인출에 대응하지 못할 경우 δ 의 비용을 지불해야 한다고 가정한다. 이러한 비용 δ 는 수익성 자산의 인출에 따른 높은 이자와 같은 실제 지불하는 비용 뿐 아니라 신탁기관의 평판관리 또는 운용에 대한 법률적인 규제 등의 암묵적인 비용 또는 제약을 모두 포함하며 본 연구에서는 이를 유동성 관리 비용이라 칭한다.

신탁기관은 $t-1$ 기 말에 보유한 정보(Ω_{t-1}) 하에서 주어진 유동성 관리 비용(δ)의 제약 하에서 투자자예탁금의 운용 수익을 식 (III-1)에서와 같이 극대화한다.

$$\begin{aligned} \text{Max } E[\Pi_t | \Omega_{t-1}] &= (1-r)g_F Dep_{t-1} + rg_L Dep_{t-1} \\ &\quad - \delta E[\max(W-r, 0) | \Omega_{t-1}] Dep_{t-1} \end{aligned} \quad (\text{III-1})$$

6) Freixas & Rochet(2008)은 신용 위험, 유동성 위험, 이자율 위험, 시장 위험 등에 대한 은행의 위험관리 포트폴리오 모형을 소개하고 있다.

식 (III-1)의 투자자예탁금 운용수익 함수는 3개항으로 구성되어 있다. $(1-r)g_F Dep_{t-1}$ 은 투자자예탁금 중 $(1-r)$ 비중으로 투자한 수익성 자산으로부터 얻는 기대수익, $rg_L Dep_{t-1}$ 은 투자자예탁금 중 r 비중으로 투자한 유동성 자산으로부터 얻는 기대수익, $\delta E[\max(W-r,0)|\Omega_{t-1}] Dep_{t-1}$ 은 투자자예탁금 순인출금액이 유동성 자산보다 클 가능성으로 인한 기대비용이 된다. 세 번째 항은 순인출금액이 유동성 자산보다 작으면 0이 되지만 순인출금액이 유동성 자산보다 크면 $\delta(W-r) Dep_{t-1}$ 이 됨을 의미하는 것이다. 신탁기관은 t-1기 투자자예탁금(Dep_{t-1})의 운용으로부터 수익을 극대화하되 t기 순인출금액이 유동성 자산을 초과할 수 있는 가능성에 따른 비용을 고려하고 있는 것이다. 신탁기관이 식 (III-1)의 수익함수를 극대화하기 위해 선택해야 하는 변수는 유동성 자산의 비중 즉 r 이 된다. 투자자예탁금 운용수익 극대화 조건식은 식 (III-1)을 r 로 편미분함으로써 아래와 같이 유도된다.

$$\frac{1}{Dep_{t-1}} \times \frac{\partial}{\partial r} E[\Pi_t | \Omega_{t-1}] = -g_F + g_L + \delta(1 - F(r | \Omega_{t-1})) = 0$$

$$1 - F(r^* | \Omega_{t-1}) = \frac{g_F - g_L}{\delta} \quad (III-2)$$

여기서 $F(r^* | \Omega_{t-1})$ 은 t-1기 시점의 정보(Ω_{t-1}) 하에서 확률변수인 순인출비율 W_t 가 r^* 보다 작을 누적확률분포를 의미한다. 조건식 (III-2)에 따르면, r^* 는 투자자예탁금 순인출비율의 확률분포 $F(\cdot | \Omega_{t-1})$, 수익성 자산과 유동성 자산의 수익률 차이 $g_F - g_L$, 유동성 관리 비용 δ 에 의해 결정된다.

한편 투자자예탁금 순인출비율의 누적확률분포 $F(r^* | \Omega_{t-1})$ 가 정규분포 ($W \sim N(E[W], Var[W])$)를 따른다고 가정하면, 위의 조건식 (III-2)는 아래와 같이 정리될 수 있다.

$$1 - F(r^*|\Omega_{t-1}) = \frac{g_F - g_L}{\delta}$$

$$\Leftrightarrow r^* = E[W_t|\Omega_{t-1}] + \sqrt{\text{Var}[W_t|\Omega_{t-1}]} \Phi^{-1}\left(1 - \frac{g_F - g_L}{\delta}\right) \quad (\text{III-3})$$

식 (III-3)은 앞서 언급한 주요한 요인들이 r^* 에 어떻게 영향을 주는지를 보여주고 있다. 식 (III-3)에 따르면, Ω_{t-1} 하에서 $E[W_t|\Omega_{t-1}]$ 가 클수록 r^* 는 상승한다. $\Phi^{-1}((\delta - g_F + g_L)/\delta)$ 는 $\delta \geq 2(g_F - g_L)$ 이면 양(+)의 부호를, $\delta < 2(g_F - g_L)$ 이면 음(-)의 부호를 가진다. 따라서 $\delta \geq 2(g_F - g_L)$ 을 충족하는 경우⁷⁾ $\text{Var}[W_t|\Omega_{t-1}]$ 가 클수록 r^* 는 상승한다. $\Phi(\cdot)$ 는 증가함수이므로 $g_F - g_L$ 가 커질수록 r^* 는 하락한다. 마지막으로 δ 가 커질수록 r^* 는 상승한다.

최적 유동성 자산 비중(r^*)이 낮아질수록 신탁기관의 투자자예탁금 운용수익률($=r^*g_L + (1-r^*)g_F$)은 높아진다. 이론적 모형은 $E[W_t|\Omega_{t-1}]$ 또는 $\text{Var}[W_t|\Omega_{t-1}]$ 를 낮추는 예치방식에서 투자자예탁금의 최적 유동성 자산의 비중이 낮아지고 운용수익률이 높아질 것임을 예측한다. II장의 변동성 분석은 집중예치방식에서 투자자예탁금 순인출비율의 표준편차가 분산예치방식보다 낮음을 제시하였다. 이러한 II장의 분석결과를 본 절의 투자자예탁금 최적 운용모형에 적용하면, $\text{Var}[W_t|\Omega_{t-1}]$ 를 낮추는 예치방식인 집중예치방식에서의 투자자예탁금 운용수익률이 분산예치방식보다 더 높을 것임을 알 수 있다.

7) 후술하겠지만, 추정된 $\hat{\delta}_t$ 은 충분히 크다. 따라서 $\delta \geq 2(g_F - g_L)$ 가정은 타당성을 가진다.

3. 투자자예탁금 예치제도별 운용성과 모의실험

본 절은 예탁재산의 동일한 유동성 수준 하에서 예치제도별 투자자예탁금 운용성과를 모의실험의 방식으로 추정하고 이를 비교한다. 모의실험에서는 투자자예탁금 최적 운용모형에 예치제도별 투자자예탁금의 실증자료를 적용한다. 즉 최적 유동성 자산 비중의 결정식 (Ⅲ-3)에 예치제도별 투자자예탁금 순인출비율에 대한 기대치와 표준편차를 대입하여 최적 투자운용을 구하는 방식을 택하였다. 이와 같이 이론모형을 이용한 모의실험은 외생적인 모수(parameter)에 따라 신탁기관의 최적 투자운용 변화를 반영한 추정치를 구할 수 있는 장점을 가지고 있다. 또한 신탁기관의 최적 투자운용 행태를 임의로 가정하는 대신 구조화된 모형에 근거하여 추정하고 있는 것이다. 이러한 이유로 분산예치방식이 국내에 존재하지 않았던 경우라도 최소한의 임의적인 가정으로 운용성과에 대해 추정할 수 있게 된다.

가. 운용성과 모의실험의 주요 가정과 방법

1) 모의실험의 주요 가정

가정 1) 집중예치와 분산예치방식 모두에서 신탁기관은 식 (Ⅲ-3)에 의거하여 최적의 유동성 자산 비중을 결정한다. 이는 신탁기관들이 예치방식과 관계없이 최적의 운용전략을 추구한다고 가정하는 것이다. 구체적으로 설명하면, 신탁기관은 자신이 운용하는 투자자예탁금 순인출비율에 대한 분포(평균과 표준편차)를 식 (Ⅲ-3)에 적용하여 유동성 자산의 비중을 결정한다. 신탁기관은 예치제도에 따라 상이한 투자자예탁금의 규모와 변동성을 가진다. 즉 집중예치방식에서 신탁기관은 증권회사 전체 투자자예탁금을 운용하는 반면, 분산예치방식에서 신탁기관은 자신의 고객인 증권회사들의 투자자예탁금만을 운용하게 된다. 집중예치방식의 신탁기관인 한국증권금융은 43개 전체 증권회사의 투자자예탁금을 운용한다. 한국증권금융은 이때

전체 투자자예탁금 순인출비율의 분포를 이용하여 유동성 자산의 비중을 결정하게 된다. 분산예치방식의 경우, 5개 증권회사 투자자예탁금을 관리하는 신탁기관이 있다고 가정해 볼 수 있다. 해당 신탁기관은 5개 증권회사 투자자예탁금 순인출비율의 분포를 이용하여 최적의 유동성 자산 비중을 결정하게 된다.

가정 2) 집중예치와 분산예치방식 모두에서 신탁기관은 동일한 유동성 관리 비용을 지불한다. 이는 분산예치방식에서의 신탁기관이 한국증권금융의 유동성 관리수준을 유지해야 한다고 가정하는 것이다.

가정 3) 운용자산의 수익률은 예치제도에 따라 다르게 결정되지 않는다. 집중예치방식에서 신탁기관인 한국증권금융이 운용하는 투자자예탁금 규모는 분산예치방식 하에서 각각 운용되는 투자자예탁금보다 크다. 즉 집중예치방식의 신탁기관은 대규모 투자자예탁금을 운용하기 때문에 은행 등의 중개기관에 대해 큰 협상력(bargaining power)을 가진다. 따라서 동일한 정기예금이라 하더라도 협상력이 더 큰 신탁기관은 은행에 대해 더 높은 이자를 요구할 수 있다. 여기서의 가정은 예치방식에 따라 신탁기관 협상력이 다르므로 인해 운용자산 수익률이 달라질 수 있지만 이를 고려하지 않고 있음을 의미한다.

요약하면, 모의실험은 집중예치방식과 분산예치방식 간 수익성 자산과 유동성 자산의 수익률과 유동성 관리 비용이 모두 동일하다고 가정하고 있다. 다만, 예치제도에 따라 신탁기관이 고려하게 되는 투자자예탁금 순인출비율의 평균과 표준편차가 다르게 된다. 즉 본 연구의 모의실험에서 구하고자 하는 집중예치방식과 분산예치방식 간의 운용성과 차이는 투자자예탁금 순인출비율의 확률적 분포가 서로 다른 것에 기인하는 것이다.

2) 모의실험의 방법

본 연구는 모의실험을 위해 2003년 3월부터 2016년 6월까지 43개 증권회사의 투자자예탁금, 한국증권금융이 운용한 유동성 자산의 비중, 유동성 및 수익성 자산 수익률을 이용하였다. 운용성과를 비교하기 위한 모의실험은 2011년 7월부터 2016년 6월까지 5년의 기간으로 설정하였다.

모의실험의 방법은 다음과 같다.

첫 번째 단계에서는 모의실험 기간 한국증권금융의 유동성 관리 비용 $\hat{\delta}_t$ 을 추정한다. 이를 위해 먼저, 2003년 3월부터 투자자예탁금 운용 시점 직전까지의 기간에 대해 한국증권금융의 전체 투자자예탁금 순인출비율 표본으로부터 구한 평균과 표준편차를 $E[W_t|\Omega_{t-1}]$ 와 $\sqrt{Var[W_t|\Omega_{t-1}]}$ 의 추정치로 사용한다. 이와 같이 추정한 투자자예탁금 순인출비율의 평균과 표준편차 외에도 유동성 및 수익성 자산의 운용수익률 차이, 한국증권금융이 운용한 유동성 자산의 비중을 식 (Ⅲ-3)에 대입함으로써 모의실험 기간 한국증권금융의 유동성 관리 비용 $\hat{\delta}_t$ (8)을 추정한다.

두 번째 단계에서는 분산예치방식에서 신탁기관이 선택하는 유동성 자산의 비중을 추정한다. 이를 위해 모의실험 분석기간 개별 증권회사 또는 복수 증권회사의 투자자예탁금 순인출비율 평균과 표준편차를 첫 번째 단계에서 설명한 한국증권금융과 동일한 방식으로 추정한다. 이와 같이 추정한 투자자예탁금 인출비율 평균과 표준편차와 유동성 및 수익성 자산의 수익률 차이, 유동성 관리 비용 추정치 $\hat{\delta}_t$ 을 식 (Ⅲ-3)에 대입함으로써 분산예치 방식의 신탁기관이 선택한 \hat{r}_{jt} 을 추정한다. 마지막으로, 식 (Ⅲ-1)의 투자자예탁금 수익함수에 \hat{r}_{jt} 과 모의실험 기간 투자자예탁금을 함께 대입하여 운용 수익을 추정한다.

8) 2011년 7월부터 2016년 6월까지의 기간에 대해 추정된 $\hat{\delta}_t$ 의 평균이 6.416%로 나와, 한국증권금융이 고려한 평판비용 또는 유동성관리 수준이 매우 높았음을 확인하였다.

나. 운용성과 모의실험의 분석결과

모의실험에서는 분산예치방식을 두 가지의 형태로 고려한다. 첫 번째는 신탁기관이 개별 증권회사의 투자자예탁금을 운용한다고 가정하는 것이다. 두 번째는 신탁기관이 복수 증권회사 투자자예탁금을 통합(pooling)하여 운용한다고 가정하는 것이다. 복수 증권회사의 수는 5개사와 10개사로 설정한다. 모의실험은 유동성 자산 수익률을 2.5%로 정하고 수익성 자산과 유동성 자산의 수익률 차이를 0.25%p, 0.50%p, 0.75%p, 1.00%p로 달리 설정하여 수행한다. 본 절에서는 모의실험을 통해 추정된 예치제도별 투자자예탁금의 운용성과를 중심으로 논의한다. 두 예치방식의 신탁기관이 각각 선택한 최적 유동성 자산의 비중, 연평균 운용수익률과 연평균 수익에 대한 분석결과를 비교한다.

1) 모의실험 1: 분산예치방식 - 개별 증권회사

모의실험 1에서는 신탁기관이 개별 증권회사별로 투자자예탁금을 운용하는 분산예치방식을 가정한다. 분산예치방식의 신탁기관은 20개 증권회사 각각에 대해 유동성 자산 비중을 선택하게 된다. 분산예치방식의 경우, <표 III-3>에서 20개 증권회사의 최적 유동성 자산 비중⁹⁾에 대해 평균, 최소값, 중위값, 최대값을 보여주고 있다. 분산예치방식과 비교하기 위해 집중예치방식에서는 한국증권금융이 20개 증권회사의 투자자예탁금을 통합하여 운영한다고 가정한다.

분석결과, 집중예치방식의 신탁기관이 선택하는 유동성 자산 비중은 분산예치방식 하에서 평균과 중위값에 있는 증권회사 투자자예탁금을 운용하는 신탁기관보다 약 33%p와 40%p 낮았다. 분산예치방식에서의 유동성 자산 비중의 최소값도 50.99~55.49%로 집중예치방식보다 4.07~4.45%p 높은

9) 모의실험에서 구한 최적 유동성 자산 비중에 대한 결과는 2011년 7월부터 2016년 6월까지 매월의 유동성 자산 비중의 추정치를 평균한 값이다.

것으로 나타났다. 분산예치방식 하에서 동일한 수준의 유동성 관리를 위해서는 어떠한 신탁기관도 집중예치방식보다 높은 유동성 자산 비중을 확보해야 함을 의미하는 것이다.

증권회사에 따라 투자자예탁금 순인출비율의 분포가 달랐던 것과 같이, 분산예치방식 하에서 최적 유동성 자산 비중은 증권회사별로 매우 상이하였다. 이를테면, 최적 유동성 자산 비중의 최소값은 50.99~55.94%였던 반면 최대값은 100%였다. 이는 분산예치방식의 일부 신탁기관이 집중예치방식 하에서보다 5%p 높은 수준에서 최적 유동성 자산 비중을 유지할 수 있었던 반면, 분산예치방식의 다른 일부 신탁기관은 투자자예탁금 전액을 유동성 자산으로 운용할 수밖에 없었음을 의미한다.

또한 <표 Ⅲ-3>의 모의실험 분석결과는 수익성 자산과 유동성 자산 수익률 간의 격차가 커지게 되면 신탁기관은 유동성 자산의 비중을 낮춘다는 이론적 모형의 예측에 부합하고 있음을 보여주고 있다. 이를테면, 두 자산 간 수익률 차이가 0.25%p에서 1%p로 커질 때, 집중예치방식 하에서 최적 유동성 자산 비중은 51.49%에서 46.92%로 하락하였고, 분산예치방식의 경우 평균 84.26%에서 80.41%로 하락하였다.

<표 Ⅲ-3> 모의실험 1: 예치제도별 최적 유동성 자산 비중

(단위: %)

수익률 차이	집중예치	분산예치			
		평균	최소값	중위값	최대값
0.25%p	51.49	84.26	55.94	91.87	100.00
0.50%p	49.25	82.48	53.52	89.27	100.00
0.75%p	47.90	81.31	52.05	87.54	100.00
1.00%p	46.92	80.41	50.99	86.22	100.00

주 : 유동성 자산 수익률을 2.5%로 정하고 수익성 자산과 유동성 자산의 수익률 차이를 0.25%p, 0.50%p, 0.75%p, 1.00%p로 달리 설정

<표 III-4> 모의실험 1: 예치제도별 운용수익률

(단위: %)

수익률 차이	집중예치	분산예치			
		평균	최소값	중위값	최대값
0.25%p	2.621	2.539	2.500	2.520	2.610
0.50%p	2.754	2.588	2.500	2.554	2.732
0.75%p	2.891	2.640	2.500	2.593	2.860
1.00%p	3.031	2.696	2.500	2.638	2.990

주 : 유동성 자산 수익률을 2.5%로 정하고 수익성 자산과 유동성 자산의 수익률 차이를 0.25%p, 0.50%p, 0.75%p, 1.00%p로 달리 설정

<표 III-4>는 집중예치와 분산예치방식 하에서 투자자예탁금 운용수익률을 제시하고 있다. 투자자예탁금 운용수익률($1/T \sum_{t=1}^T \{r^*_t g_L + (1 - r^*_t) g_F\}$)은 수익성 및 유동성 자산 수익률을 월별 유동성 자산 비중으로 가중한 운용수익률을 모의실험 기간에 대해 평균한 값이다. <표 III-3>과 동일하게 <표 III-4>는 분산예치방식에 대한 모의실험 결과로 20개 증권회사에 대한 투자자예탁금 운용수익률의 평균, 최소값, 중위값, 최대값을 보여준다. 집중예치방식의 투자자예탁금 운용수익률은 2.62%(0.25%p)~3.03%(1%p)였고, 분산예치방식의 경우 평균 기준 2.54%(0.25%p)~2.696%(1%p)를 보였다. 예치방식별 운용수익률을 비교해보면, 집중예치방식에서의 투자자예탁금 운용수익률이 분산예치방식보다 적게는 0.082%p, 많게는 0.335%p 높았다.

집중예치방식의 투자자예탁금 운용수익률은 분산예치방식의 운용수익률 최대값보다 높았다. 즉 개별 증권회사 투자자예탁금을 운용하는 어떠한 신탁기관도 집중예치방식보다 높은 운용수익률을 구하지 못했음을 보여주는 결과이다. 그 외 분석결과로, 분산예치방식 하에서 신탁기관의 운용수익률 최소값이 수익성 자산 수익률의 상승과 관계없이 유동성 자산 수익률인 2.5%였다. 이는 일부 증권회사의 경우 투자자예탁금 순인출비율의 변동성이 매우 커 신탁기관이 수익성 자산 수익률과 관계없이 이들의 투자자예탁금 전액을 유동성 자산으로 운용할 수밖에 없기 때문이다.

<표 Ⅲ-5> 모의실험 1: 예치제도별 연평균 운용수익 비교

(단위: 억원)

수익률 차이	집중예치(A)	분산예치(B)	수익 차이(A-B)
0.25%p	3,074	3,000	74
0.50%p	3,229	3,079	150
0.75%p	3,389	3,163	226
1.00%p	3,552	3,251	301

주 : 유동성 자산 수익률을 2.5%로 정하고 수익성 자산과 유동성 자산의 수익률 차이를 0.25%p, 0.50%p, 0.75%p, 1.00%p로 달리 설정

<표 Ⅲ-5>는 집중예치와 분산예치방식에서 신탁기관의 연평균 운용수익을 비교하고 있다. 연평균 운용수익은 운용수익률에 모의실험 분석기간 동안의 연평균 투자자예탁금을 곱하여 구하였다. 분산예치방식에서 신탁기관의 운용수익은 20개 증권회사 투자자예탁금 연평균 수익을 합하여 구한 집중예치방식에서의 운용수익과 비교할 수 있도록 하였다.

분산예치방식의 연평균 운용수익이 두 운용자산의 수익률 차이에 따라 3,000억원(0.25%p)~3,251억원(1%p)이었고 집중예치방식의 경우 3,074억원(0.25%p)~3,552억원(1%p)이었다. 즉 집중예치방식에서의 연평균 운용수익은 분산예치방식보다 74억원~301억원 높은 것으로 나타났다.

2) 모의실험 2: 분산예치방식 - 복수 증권회사

모의실험 2에서는 분산예치방식의 신탁기관이 복수 증권회사의 투자자예탁금을 통합하여 운용한다고 가정한다. 복수 증권회사는 5개사와 10개사로 가정한다. 모의실험에서는 43개 전체 증권회사 중 5개사 및 10개사를 1000번에 걸쳐 임의추출하여 분산예치방식 하에서 각각 운용되는 투자자예탁금으로 가정한다.

<표 III-6> 모의실험 2: 예치제도별 최적 유동성 자산 비중 (5개사)

(단위: %)

수익률 차이		0.25%p	0.50%p	0.75%p	1.00%p
집중예치		52.46	50.18	48.81	47.81
분산예치	평균	74.03	72.08	69.61	67.38
	최소값	49.60	47.58	46.14	45.43
	5% 분위	53.32	51.10	49.92	48.63
	10% 분위	54.74	52.54	51.47	49.94
	중위값	69.99	66.66	63.72	60.53
	90% 분위	99.94	99.74	98.78	97.97
	95% 분위	100.00	100.00	100.00	100.00
	최대값	100.00	100.00	100.00	100.00

주 : 1) 유동성 자산 수익률을 2.5%로 정하고 수익성 자산과 유동성 자산의 수익률 차이를 0.25%p, 0.50%p, 0.75%p, 1.00%p로 달리 설정
 2) 분산예치방식은 43개 전체 증권회사 중 5개사가 1,000번에 걸쳐 임의추출된 표본에 대해 평균 및 분위값을 나타내고 있음

<표 III-6>은 집중예치와 분산예치방식에서의 최적 유동성 자산 비중을 제시하고 있다. 분산예치방식의 분석결과는 1,000번에 걸쳐 임의추출한 5개 증권회사 투자자예탁금 표본으로부터 구한 최적 유동성 자산 비중을 의미한다. <표 III-6>은 분산예치방식의 분석결과로 1,000개의 임의추출 표본으로부터 구한 최적 유동성 자산 비중의 평균, 최소값, 중위값, 최대값을 보여주고 있다. 집중예치방식의 경우, 43개 전체 증권회사 투자자예탁금으로부터 구한 최적 유동성 자산 비중을 제시하였다.

1,000번에 걸쳐 임의추출한 분산예치방식의 표본 중 95% 이상의 경우 분산예치방식에서 최적 유동성 자산 비중이 집중예치방식보다 높았다. 이는 통계적으로 분산예치방식에서의 최적 유동성 자산 비중이 집중예치방식 하에서보다 5% 유의수준에서 더 높음을 의미한다. 분산예치방식에서 최적 유동성 자산 비중의 최소값이 집중예치방식보다 2.38~2.86%p 낮았으나, 이러한 차이는 크지 않은 수준이다.

<표 Ⅲ-7> 모의실험 2: 예치제도별 연평균 운용수익률 (5개사)

(단위: %)

수익률 차이		0.25%p	0.50%p	0.75%p	1.00%p
집중예치		2.619	2.749	2.884	3.022
분산예치	평균	2.565	2.640	2.728	2.826
	최소값	2.500	2.500	2.500	2.500
	5% 분위	2.500	2.500	2.500	2.500
	10% 분위	2.500	2.501	2.509	2.519
	중위값	2.575	2.666	2.771	2.891
	90% 분위	2.613	2.737	2.864	3.001
	95% 분위	2.617	2.744	2.876	3.013
	최대값	2.626	2.762	2.904	3.046

주 : 1) 유동성 자산 수익률을 2.5%로 정하고 수익성 자산과 유동성 자산의 수익률 차이를 0.25%p, 0.50%p, 0.75%p, 1.00%p로 달리 설정
 2) 분산예치방식은 43개 전체 증권회사 중 5개사가 1,000번에 걸쳐 임의추출된 표본에 대해 평균 및 분위값을 나타내고 있음

<표 Ⅲ-7>은 집중예치와 분산예치방식에서의 연평균 운용수익률을 제시하고 있다. 분석결과, 집중예치방식에서의 연평균 운용수익률이 분산예치방식의 95% 이상 표본에서 분산예치방식에서의 운용수익률보다 더 높았다. 분산예치방식에서 운용수익률의 최대값이 집중예치방식보다 0.005~0.024%p 높았지만, 이러한 차이는 크지 않은 수준이다.

<표 Ⅲ-8>과 <표 Ⅲ-9>는 10개 증권회사의 투자자예탁금을 가정한 분산예치방식의 운용성과를 보여주고 있다. 이 경우, 앞서 5개 증권회사로 고려한 분산예치방식에 비해 신탁기관의 유동성 자산 비중이 낮아지고 운용수익률이 높아졌다. 분산예치방식의 90% 이상 표본에서, 최적 유동성 자산 비중은 집중예치방식보다 분산예치방식에서 높았고 운용수익률은 분산예치방식보다 집중예치방식이 높았다.

95% 또는 90%에 해당하는 표본에서 집중예치방식의 운용수익률이 분산예치방식보다 높았지만, 복수 증권회사 투자자예탁금에 대한 임의추출 표본 중

5% 또는 10%의 분산예치방식 운용수익률은 집중예치방식보다 높았다. 이러한 결과로 미루어볼 때, 투자자예탁금 변동성이 낮은 일부 증권회사들이 모여 투자자예탁금을 자체로 관리하는 경우를 가정하면 현행 집중예치방식보다 더 높은 운용수익률을 얻을 가능성이 없지 않다. 그러나 이 경우 분산예치와 집중예치방식 간 운용수익률의 차이가 그리 크지 않은 모의실험 결과에 주목할 필요가 있다. 또한, 본 연구의 분석은 증권회사 투자자예탁금 순인출 비율의 변동성을 중심으로 보았으나, 투자자예탁금은 변동성 외에도 대규모 인출사태와 같은 꼬리위험(tail-risk)으로 인하여 안정성이 약화될 수 있다. 특정 증권회사의 파산 가능성이나 재무건전성이 약화된 경우, 변동성이 낮았던 소수의 증권회사들로 구성된 분산예치방식의 신탁기관은 안정성을 약화시키는 꼬리위험에 노출될 가능성이 더 높을 수 있다. 증권회사 수가 최대로 많은 집중예치방식에서는 다수의 증권회사로 인해 꼬리위험의 가능성이 상대적으로 낮아질 수 있을 것으로 여겨진다.

<표 III-8> 모의실험 2: 예치제도별 최적 유동성 자산 비중 (10개사)
(단위: %)

수익률 차이	0.25%p	0.50%p	0.75%p	1.00%p	
집중예치	52.46	50.18	48.81	47.81	
분 산 예 치	평균	63.06	60.67	59.14	57.85
	최소값	48.53	46.16	45.12	43.44
	5% 분위	51.02	48.99	47.78	47.06
	10% 분위	52.25	50.19	48.58	47.98
	중위값	59.44	57.85	55.92	54.86
	90% 분위	79.27	76.86	75.10	72.11
	95% 분위	88.11	85.08	82.03	79.47
	최대값	100.00	100.00	100.00	100.00

주 : 1) 유동성 자산 수익률을 2.5%로 정하고 수익성 자산과 유동성 자산의 수익률 차이를 0.25%p, 0.50%p, 0.75%p, 1.00%p로 달리 설정
 2) 분산예치방식은 43개 전체 증권회사 중 5개사가 1,000번에 걸쳐 임의추출된 표본에 대해 평균 및 분위값을 나타내고 있음

<표 III-9> 모의실험 2: 예치제도별 연평균 운용수익률 (10개사)

(단위: %)

수익률 차이		0.25%p	0.50%p	0.75%p	1.00%p
집중예치		2.619	2.749	2.884	3.022
분산예치	평균	2.592	2.697	2.806	2.921
	최소값	2.500	2.500	2.500	2.500
	5% 분위	2.529	2.575	2.635	2.704
	10% 분위	2.551	2.616	2.687	2.779
	중위값	2.601	2.711	2.831	2.951
	90% 분위	2.619	2.749	2.886	3.020
	95% 분위	2.622	2.755	2.892	3.029
	최대값	2.629	2.769	2.912	3.066

주 : 1) 유동성 자산 수익률을 2.5%로 정하고 수익성 자산과 유동성 자산의 수익률 차이를 0.25%p, 0.50%p, 0.75%p, 1.00%p로 달리 설정
 2) 분산예치방식은 43개 전체 증권회사 중 5개사가 1,000번에 걸쳐 임의추출된 표본에 대해 평균 및 분위값을 나타내고 있음

4. 소결

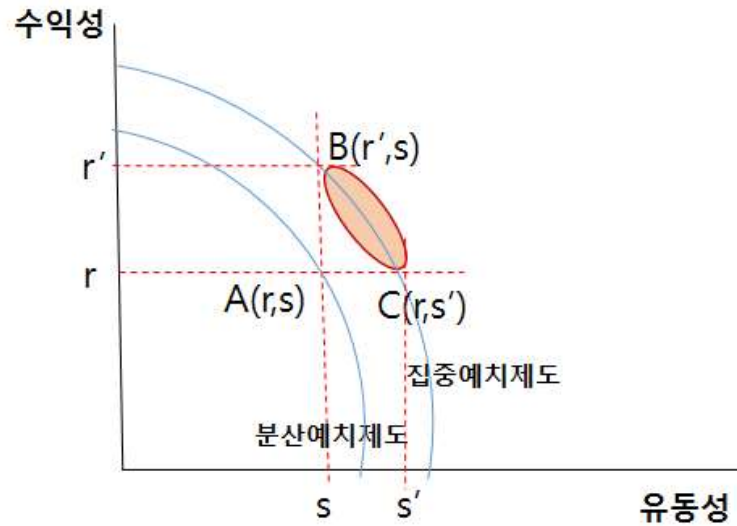
본 장에서는 투자자예탁금 최적 운용에 관한 이론모형을 제시하였으며 이를 기반으로 한 모의실험을 통해 예치제도에 따른 투자자예탁금의 운용 효율성을 비교하였다.

이론모형은 투자자예탁금의 유동성 관리 제약 하에서 신탁기관의 최적 포트폴리오를 고려하는 운용모형을 제시하였다. 모형에 따르면 신탁기관은 운용하는 투자자예탁금 순인출비용의 기대치와 표준편차가 작을수록 동일한 수준의 유동성을 확보하면서도 상대적으로 높은 운용수익률을 성취할 수 있다. 이 외에 모형은 운용자산 중 수익성 자산과 유동성 자산의 수익률 차이와 유동성 관리 비용 등이 신탁기관의 운용수익률에 영향을 주는 요인임을 보인다.

이러한 이론적 모형에 실증자료를 접목하여 수행한 모의실험 결과, 집중예치방식 하에서 신탁기관이 분산예치방식 하에서 신탁기관보다 높은 운용수익률과 운용수익을 내는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 개별 증권회사 또는 5개 및 10개 증권회사로 가정한 분산예치방식의 경우에서도 모두 유효한 것으로 나타났다. 다만, 일부 복수 증권회사의 투자자예탁금을 통합하는 경우 분산예치방식보다 높은 운용수익률을 보여주었다. 그러나 이 경우에 대해서는 둘 간의 운용성과 차이가 미미하다는 점과 변동성 외의 꼬리위험에 따른 안정성을 고려할 필요가 있다.

모의실험 분석결과는 집중예치방식 하에서 신탁기관이 분산예치방식과 동일한 수준의 투자자예탁금 유동성을 확보하면서도 높은 운용수익률을 구현한 것을 함의한다. 그러나 이러한 분석결과는 아래의 <그림 III-1>을 이용하여 좀 더 확대하여 해석해 볼 수 있다.

<그림 III-1> 예치제도별 수익성과 유동성 간의 관계



<그림 III-1>에서 집중예치방식 하에서 신탁기관은 $B(r',s)$ 지점에 있는 r' 수준의 운용수익률을, 분산예치방식 하에서 신탁기관은 $A(r,s)$ 지점에 있는 r 수준의 운용수익률을 내는 것으로 본 연구의 분석결과와 질적으로 동일한 상황을 가정하자. 이 때 <그림 III-1>은 신탁기관이 운용수익률을 r 로 달성하는 것을 목표로 할 경우 분산예치방식 하에서는 s 수준의 유동성 ($A(r,s)$)을 확보할 수 있고 집중예치방식 하에서는 s' 수준의 유동성 ($C(r,s')$)을 확보할 수 있음을 보여준다. 더욱이 집중예치방식 하에서 신탁기관은 $B(r',s)$ 와 $C(r,s')$ 사이의 곡선을 따라 투자자예탁금 최적 포트폴리오로 운용할 수 있다.¹⁰⁾ 이러한 구간은 분산예치방식 하에서 신탁기관이 구현할 수 없는 수익성과 유동성의 교합 부분이 된다. 즉 그림에서 타원형으로 표시된 $B(r',s)$ 와 $C(r,s')$ 사이 곡선 부분은 집중예치방식 하에서 신탁기관이 포트폴리오 변화로 구현할 수 있는 수익성과 유동성의 기회집합(opportunity set)을 보여준다. 정리하면, 본 장의 분석결과는 집중예치방식 하에서 신탁기관이 분산예치방식에서 구현될 수 있는 운용수익률을 확보하면서도 더 높은 유동성을 확보할 수 있음을 함의한다.

10) 신탁기관은 투자자예탁금의 운용수익률을 높이기 위해 수익성 자산을 포트폴리오에 추가할 경우 유동성 자산의 비중을 낮추어야 한다. 즉, 신탁기관은 투자자예탁금의 수익성을 높일 경우 유동성을 포기해야 한다. 이에 따라 수익성과 유동성을 양측으로 한 그림에서 주어진 외생적인 조건 하에서 예치제도별 신탁기관이 구현할 수 있는 투자자예탁금 최적 포트폴리오 운용을 나타내는 선을 우하향하는 곡선의 형태로 상정해 볼 수 있다.

IV. 결론

IV. 결론

본 연구는 집중예치방식과 분산예치방식의 투자자예탁금 변동성과 운용성과를 비교하였다. 특히 집중예치방식에서는 신탁기관이 전체 투자자예탁금을 운용하지만 분산예치방식에서는 신탁기관이 개별 증권회사 또는 복수 증권회사 투자자예탁금을 운용하게 된다는 점을 주목하였다. 본 연구는 이와 같이 예치방식에 따라 상이한 투자자예탁금의 구성이 투자자예탁금의 변동성과 운용성과에 미치는 효과가 작지 않음을 확인하였다.

변동성 분석에서는 증권회사 투자자예탁금 순인출비율 간 상관관계가 낮았음을 제시하였고 이러한 낮은 상관관계가 모든 증권회사의 투자자예탁금을 병합한 전체 투자자예탁금의 순인출비율 변동성을 낮추는 중요한 요인임을 보였다. 결과적으로 집중예치방식 하에서 신탁기관은 변동성이 상대적으로 작은 전체 투자자예탁금을 운용하고 이에 따라 분산예치방식에 비해 투자자예탁금의 유동성 관리에 수월한 여건을 가지게 된다.

운용성과 분석에서는 투자자예탁금의 유동성 관리 제약 하에서 신탁기관의 최적 포트폴리오를 고려하는 운용모형을 제시하였다. 모형에 따르면 신탁기관은 운용하는 투자자예탁금 순인출비율의 기대치와 표준편차가 작을수록 동일한 수준의 유동성을 확보하면서도 상대적으로 높은 운용수익률을 성취할 수 있다. 이러한 이론적 모형에 실증자료를 접목하여 수행한 모의실험 분석결과, 집중예치방식 하에서 신탁기관이 분산예치방식 하에서 신탁기관보다 높은 운용수익률과 운용수익을 내는 것으로 나타났다.

정리하면, 본 연구는 집중예치방식 하에서 신탁기관이 운용하는 전체 투자자예탁금의 변동성이 분산예치방식 하에서 신탁기관에 의해 운용되는 개별 또는 복수 증권회사 투자자예탁금의 변동성보다 작았으며, 이에 집중예치방식 하에서 신탁기관은 분산예치방식과 동일한 수준의 투자자예탁금 유동성을 확보하면서도 높은 운용수익률을 구현할 수 있음을 보였다.

본 연구는 집중예치방식의 타당성을 논의하는 하나의 방법으로 투자자

예탁금의 변동성과 신탁기관의 운용 효율성을 분석하였다. 투자자예탁금의 대규모 인출사태는 극단적인 현상으로서 꼬리위험(tail-risk)에 해당된다. 본 연구는 이러한 꼬리위험을 내포하는 변동성을 고려하였지만 꼬리위험과 관련된 분석을 심층적으로 다루지는 못하였다. 즉 집중예치방식과 분산예치방식 모두 정규분포 모형을 고려함으로써 동일한 형태의 분포 또는 꼬리위험을 가정하였다. 그러나 증권회사의 수에 따라 투자자예탁금의 분산이 동일하더라도 실증적 분포(empirical distribution) 즉 꼬리위험이 달라질 수 있다. 꼬리위험의 차이는 두 예치제도의 안정성에 영향을 미치는 중요한 요인일 것으로 사료되기 때문에, 예치제도에 따른 꼬리위험의 차이가 어떻게 달라지는지 살펴볼 필요가 있다.

이 외에도 향후 복수의 신탁기관이 참여한 경쟁 시스템이 투자자예탁금 운용의 안정성과 효율성에 미칠 수 있는 영향, 투자자예탁금 운용기관의 다양성을 요구하는 사회적 수요, 예치제도별 신탁기관의 대리인 비용과 감시 및 감독의 편의성, 투자자예탁금 운용과 행정상의 비용, 단일 창구인 운용기관의 협상력 등을 논의할 필요가 있다. 이러한 주제와 관련된 논의가 한층 깊어진다면, 국내의 투자자예탁금 별도예치제도에 대한 이해의 폭이 보다 넓혀질 것으로 기대된다.

참고문헌

참 고 문 헌

- 서은숙·빈기범, 2010, 투자자예탁금 예치 제도에 관한 연구: 모의실험을 이용한 집중예치 제도와 분산예치 제도의 운용 성과 비교, 『금융안정 연구』 제11권 제2호, 79-121.
- 정대섭, 2017, 자본시장법상 투자재산 보호제도에 관한 연구, 한양대학교 박사학위논문
- Baltensperger, E., Milde, H., 1976, Predictability of reserve demand, information costs and portfolio behavior of commercial banks, *Journal of Finance* 31, 835-843.
- Freixas, X., Rochet, J.-C., 2008, *Microeconomics of Banking, 2nd*, MIT Press.
- Prisman, E., Slovin, M., Sushka, M., 1986, A general model of the banking firm under conditions of monopoly, uncertainty and recourse, *Journal of Monetary Economics* 17, 293-304.
- Ringbom, S., Shy, O., Stenbacka, R., 2003, Optimal liquidity management and bail-out policy in the banking industry, *Journal of Banking and Finance* 28, 1319-1335.

이석훈 (Seokhoon Lee)

연구위원 / 경제학 박사

연구분야

- Industrial Organization
- Investment Banking

KCMI



자본시장연구원
Korea Capital Market Institute

서울시 영등포구 의사당대로 143
T 02.3771.0600 www.kcmi.re.kr

값 10,000원



ISBN 978-89-6089-180-7