청렴한 국민연금, 든든한 노후행복

정책보고서 2017-05

국민연금 해외투자가 외환시장에 미치는 영향 및 시사점

주상철 · 원상희

NPS 국민연금공단
국민연금연구원

머 리 말

최근 국민연금은 협소한 국내시장의 제약요인을 극복하고 새로운 투자 기회를 찾기 위한 대안으로 해외 투자 규모를 빠르게 증가시켜왔다. 그리고 국민연금의 해외투자가 빠르게 증가함에 따라 해외투자에 수반되는 대규모 외환거래가 국내 외환시장의 유동성과 환율에 영향을 미칠 수 있다는 우려가 대두되고 있다.

더욱이 원화는 국제화되어 있지 않기 때문에 원화로 달러화를 매입하거나 달러화를 원화로 환전하는 거래는 국내 외환시장을 통해서 이루어지게 되므로 국민연금의 대규모 외환거래가 환율에 미치는 영향이 클 수 있다. 특히 국내 외환시장은 그 거래량이 세계 외환거래량에서 0.7%를 차지할 만큼 작으므로 국민연금의 대규모 외환거래는 환율의 변동성에 영향을 줄 수 있다. 따라서 국민연금의 해외투자를 위한 외환거래가 외환시장에 미치는 영향을 검토해볼 필요가 있다.

이러한 인식 하에 본 연구에서는 국민연금의 해외투자와 국내 외환시장의 현황을 살펴보고 국민연금의 해외투자를 위한 외환거래가 실제 국내 외환시장 환율의 변동성에 영향을 미치는지를 실증적으로 분석했다. 그리고 향후 해외투자가 더 증가할 경우 그 것이 외환시장에 미칠 영향을 전망하고 그 영향이 국민연금 해외투자에 주는 시사점을 모색하고자 했다.

본 보고서는 국민연금연구원의 주상철 연구위원의 책임 하에 원상희 주임연구원의 연구 참여로 집필되었다. 연구 수행 과정에서 연구의 질적 향상을 위해 유익한 비판과 조언을 해주신 관계 전문가들에게도 저자를 대신하여 감사를 드린다.

본 보고서의 연구 결과를 비롯한 모든 내용은 전적으로 연구자 개인의 의견이며 국민연금공단이나 국민연금연구원의 공식 견해가 아님을 밝혀둔

다. 아울러 본 자료가 향후 국민연금기금의 해외투자 전략 수립 시에 시사점을 제공해 줄 수 있기를 기대하며, 정책 입안자나 기금운용 실무자들에게 기초자료로써 참고가 되기를 바란다.

2017년 12월

국민연금공단 이사장 김 성 주
국민연금연구원 원장 직무대리 이 용 하

목 차 | Contents

요 약 ····· 1

Ⅰ. 서론 ····· 27
1. 연구배경과 목적 ····· 27
2. 연구범위와 방법 ····· 30

Ⅱ. 선행연구 검토 ····· 33
1. 선행연구 검토 ····· 33
2. 선행연구와 본 연구와의 차별성 ····· 37

Ⅲ. 국민연금 해외투자 및 국내 외환시장 현황 ····· 39
1. 국민연금 해외투자 및 환헤지 정책 현황 ····· 39
가. 국민연금 해외투자 현황 ····· 39
나. 환헤지 정책 ····· 44
2. 국내 외환시장 현황 ····· 52
가. 외환거래 규모 추이 및 거래자별 비중 ····· 52
나. 세계 외환거래에서 차지하는 비중 ····· 54
다. 경제규모대비 외환시장 규모 ····· 56
라. 외환시장의 변동성 ····· 58

Ⅳ. 국민연금 해외투자가 외환시장에 미치는 영향 실증분석 ····· 61
1. 해외투자를 위한 현물환 매매가 현물환율 변동성에 미치는 영향 ·· 61
가. 분석방법 및 모형 ····· 61

나. 자료 분석 ····· 64
다. 추정결과 ····· 72
2. 환헤지를 위한 외환스왑거래가 거래가 선도환율 변동성에 미치는 영향 ·· 79
가. 분석방법 및 모형 ····· 79
나. 자료 분석 ····· 81
다. 추정결과 ····· 87

V. 국민연금 해외투자의 외환시장 영향 전망과 시사점 ····· 93
1. 국민연금의 외환시장 영향 전망 ····· 93
가. 국민연금의 외환시장 영향력 지표 ····· 93
나. 해외투자를 위한 국민연금 외환거래의 외환시장 영향 전망 ·· 98
2. 국민연금의 외환시장 영향의 해외투자에 대한 시사점 ····· 102

VI. 결론 및 정책적 시사점 ····· 109

참고문헌 ····· 113

표 차 례

〈표 Ⅲ-1〉 국민연금 자산별 해외투자 추이 ····· 42
〈표 Ⅲ-2〉 해외주식 및 채권에 대한 지역별 투자비중(2016년 말 기준) ··· 43
〈표 Ⅲ-3〉 국민연금기금의 전략적 헤지 비율 변화 ····· 46
〈표 Ⅲ-4〉 연도별 환헤지 목표비율 경과 ····· 48
〈표 Ⅲ-5〉 외환관리체계 변경 전후 외환스왑거래 규모 비교 ····· 52
〈표 Ⅲ-6〉 한국 외환상품 거래 규모 추이 ····· 53
〈표 Ⅲ-7〉 한국외환시장에서 각 외환상품거래의 거래자별 비중 ····· 54
〈표 Ⅲ-8〉 외환거래의 국가별 비중 추이 ····· 55
〈표 Ⅲ-9〉 국별 GDP대비 외환거래량 비교 ····· 56
〈표 Ⅲ-10〉 국별 무역규모대비 외환거래량 비교 ····· 57
〈표 Ⅳ-1〉 원/달러 일별 환율수익률 표본의 기초통계량 ····· 68
〈표 Ⅳ-2〉 외환시장 원/달러 일별 현물거래량 표본의 기초통계량 ··· 69
〈표 Ⅳ-3〉 국민연금 원/달러 일별 현물거래량의 기초통계량 ····· 70
〈표 Ⅳ-4〉 원/달러 현물환율 및 거래량 자료에 대한 ADF검정과
PP 검정결과 ····· 72
〈표 Ⅳ-5〉 국민연금 현물환 거래량 변화가 원/달러 환율수익률
변동성에 미치는 영향 추정 결과 ····· 75
〈표 Ⅳ-6〉 외환시장 전체 거래량이 환율수익률 변동성에 미치는 영향 추정 ·· 78
〈표 Ⅳ-7〉 원/달러 일별 선도환율 수익률 표본의 기초통계량 ····· 85
〈표 Ⅳ-8〉 국민연금 원/달러 일별 외환스왑 거래량의 기초통계량 ··· 86
〈표 Ⅳ-9〉 원/달러 선도환율 및 국민연금 외환스왑 거래량 자료에
대한 ADF검정과 PP 검정결과 ····· 87

〈표 Ⅳ-10〉 국민연금 외환스왑 거래량이 선도환율 수익률 변동성에 미치는 영향 추정 ····· 89
〈표 Ⅴ-1〉 국민연금 해외투자 비중에 대한 외환시장 비중의 회귀식 추정 결과 ····· 100
〈표 Ⅴ-2〉 국민연금의 연간 해외주식 및 해외대체자산에 대한 투자 및 회수내역 ····· 105

그 림 차 례

[그림 Ⅲ-1] 국민연금의 전체 해외투자규모 및 비중 추이 ····· 39
[그림 Ⅲ-2] 국민연금기금 적립금과 해외투자의 증가속도 비교 ····· 40
[그림 Ⅲ-3] 국민연금 신규 해외투자와 국내외환 거래량 ····· 41
[그림 Ⅲ-4] 국민연금 해외투자와 일평균 외환거래액 추이 ····· 44
[그림 Ⅲ-5] 국민연금 해외투자와 일평균 외환스왑 거래 규모 추이 ·· 50
[그림 Ⅲ-6] 미 달러대비 주요통화 지수 추이 ····· 59
[그림 Ⅲ-7] 미 달러대비 주요 통화환율의 변동성 ····· 60
[그림 Ⅳ-1] 원/달러 환율 및 환율 수익률 추이 ····· 66
[그림 Ⅳ-2] 국내 외환시장의 원/달러 현물환 거래량과 국민연금 거래량 추이 ····· 67
[그림 Ⅳ-3] 2012년 이후 국민연금 현물환 거래량과 현물환율 수익률의 조건부 분산 추이 ····· 77
[그림 Ⅳ-4] 1개월 만기 원/달러 선도환율 및 선도환율 수익률 추이 ·· 82
[그림 Ⅳ-5] 국민연금의 환헤지를 위한 일별 외환스왑 거래량 추이 ·· 83
[그림 Ⅳ-6] 2012년 이후 국민연금 외환스왑 거래량과 선도환율 수익률의 조건부 분산추이 ····· 90
[그림 Ⅴ-1] 국내 외환시장 현물 원/달러 거래량 대비 국민연금 거래량 비중 추이 ····· 95
[그림 Ⅴ-2] 외환스왑시장에서의 국민연금 거래량 비중 ····· 97
[그림 Ⅴ-3] 국민연금 해외투자 비중과 국민연금 외환거래의 외환시장 비중 ····· 99
[그림 Ⅴ-4] 국민연금 외환시장 비중의 실제치와 회귀식을 활용한 예측치 ····· 101
[그림 Ⅴ-5] 한국과 미국의 국채수익률 추이 ····· 106

요 약

Ⅰ. 서 론

○ 국민연금의 해외투자는 국내시장에서의 투자제약요인 극복, 포트폴리오의 분산투자효과 및 새로운 투자기회 확보 등을 위해서도 빠르게 확대되고 있음

- 국민연금의 총자산 대비 해외투자 규모(비중)은 2005년 말 12.6조원(7.7%)에서 2016년 말에는 150.8조원(27%)로 빠르게 증가했음

○ 이렇게 국민연금 해외투자가 빠르게 증가함에 따라 해외투자에 수반되는 외환거래가 국내 외환시장 유동성과 환율에 영향을 미칠 수 있다는 우려가 있음

- 2016년 국민연금의 일평균 외환거래량이 외환시장 전체 일평균 거래량의 11.2%에 달함

○ 더욱이 원화는 국제화되어 있지 않기 때문에 원화로 달러화를 매입하거나 달러화를 원화로 환전하는 거래는 국내 외환시장을 통해서 이루어지게 되므로 국민연금의 대규모 외환거래가 환율에 미치는 영향이 클 수 있음

- 특히 국내 외환시장은 그 거래량이 세계 외환거래량에서 0.7%를 차지할 만큼 작으므로 국민연금의 대규모 외환거래는 환율의 변동성에 영향을 줄 수 있음

○ 이러한 인식 하에 본 연구의 목적은 국민연금의 해외투자와 국내 외환시장의 현황을 살펴보고 국민연금의 해외투자를 위한 외환거래가 실제 국내 외환시장 환율의 변동성에 영향을 미치는지를 실증적으로 분석하는 것임

- 그리고 향후 해외투자가 더 증가할 경우 그 것이 외환시장에 미칠 영향을 전망하고 그 영향이 국민연금 해외투자에 주는 시사점을 검토하는 것임

Ⅱ. 선행연구 검토

1. 기존 선행연구 검토

○ 이승호 외(2006)는 거래량과 변동성 간의 관계는 동시적일 뿐만 아니라 동태적으로 정보의 흐름이 있다고 보고함. 또 매입-매도 스프레드는 거래량과 다른 방향으로 움직이며 변동성에 대해서는 대체로 양의 관계를 보인다고 보고함

○ 홍정효(2008)는 원-달러 현물시장 수익률과 원-달러 현물시장 거래변화량 사이에는 다소나마 피드백적인 상호의존 관계가 있다고 보고함. 그러나 원-달러 외환시장 거래량의 수익률에 대한 예측력이 원-달러 수익률의 거래변화량에 대한 예측력보다 상대적으로 강하고 지속적으로 나타났다고 보고함

○ 최기홍 외(2012)는 실증분석결과 조건부 분산방정식에 당일 외환거래량과 전일 외환거래량을 포함시킨 경우에 금융위기 전 후와 전체기간 모두에서 거래량에 의한 환율변동성의 효과가 유의하게 나타났다고 보고함

○ Galati(2000)는 1998.1.30.-1999.6.3. 동안 미 달러 대비 브라질 리알, 멕시코 페소 및 인디아 루피 등 7개 신흥국 통화의 거래에서 예상 밖의 거래량과 환율 변동성 간의 관계를 분석하고 거래량과 환율 변동성간에 정의 상관관계가 있다고 보고함

○ Mougoue et al(2011)은 미 달러화로 표시된 3개 주요 통화 즉 영국 파운드, 캐나다 달러 및 일본 엔화의 통화선물 계약 자료를

활용하여 거래량과 변동성 간의 관계를 분석한 결과 거래량과 수익률 변동성 간에는 음의 상관관계가 나타난다고 보고함

○ 류두진(2012)은 국민연금기금 규모의 증가에 대한 추계와 국내 외환시장 규모에 대한 예측치에 근거한 실증분석 결과 국민연금의 해외투자가 기금적립금의 30%정도 확대되더라도 외환시장에 미치는 파급효과는 단기적으로는 크지 않을 것이라고 보고함

○ Cheung et al(2001)은 미국 외환시장 거래자들에 대한 서베이 분석을 실시한 결과 시장 응답자의 반 이상이 대규모 시장 플레이어들이 달러-파운드 및 달러-스위스 프랑 시장을 지배한다고 답변했다고 보고함

○ 임은하 외(2016)는 2010.1~2014.6의 기간 동안 기간 전체 및 각 세부 연도별로 그 거래량이 외환시장에 미치는 영향을 분석하고 해외투자 규모가 본격적으로 확대되기 전에는 국민연금의 외환거래량은 양(+)의 방향으로 환율변동성에 영향을 미쳤으나, 오히려 해외투자 규모가 증가한 후반기에는 음의 방향으로 유의성을 나타냈다고 보고함

2. 선행연구와의 본 연구와의 차별성

○ 본 보고서는 외환의 거래량이 환율의 변동성에 미치는 영향을 다룬다는 점에서 기존 연구들과 관련성을 갖지만 다음과 같은 4가지 면에서 선행연구와의 차별성을 가짐

○ 첫째, 이승호 외(2006), 홍정효(2008), Galati(2000) 등은 외환시장 전체 거래량이 환율 변동성간에 미치는 영향을 분석했지만 본고에서는 국민연금과 같은 대규모 기관투자가의 외환거래가 외환시장에서의 환율변동성에 미치는 영향을 분석함

○ 둘째, Mougoue et al(2011)은 국제금융시장에서 거래되는 3개

주요통화 즉 영국 파운드, 캐나다 달러 및 일본 엔화의 거래량과 미 달러표시 환율의 변동성 간의 관계를 분석했지만 본 연구에서는 국제화 되지 않은 원화의 거래량과 환율의 변동성 간의 관계를 분석함

○ 셋째, 류두진(2012)은 국내 외환시장 규모에 대한 예측치를 활용하여 국민연금 해외투자가 외환시장에 미치는 영향을 분석했지만 본 연구에서는 실제 국내 외환시장의 일별 외환시장 거래량 자료와 국민연금일별 외환거래량 자료를 활용하여 외환시장에 미치는 영향을 분석함

○ 넷째, 임은하 외(2016)는 국민연금 외환거래가 원/달러 현물환율의 변동성에 미치는 영향만을 분석했지만 본 연구는 국민연금의 현물환 거래가 원/달러 현물환율의 변동성에 미치는 영향뿐만 아니라 국민연금의 환헤지를 위한 외환스왑거래가 원/달러 선도환율의 변동성에 미치는 영향을 분석함

Ⅲ. 국민연금 해외투자 및 국내 외환시장 현황

1. 국민연금 해외투자 및 환헤지 정책 현황

가. 국민연금 해외투자 현황

○ 국민연금 해외투자 규모는 2003년 말 7,000억 원에서 2016년 말에는 150.8조원으로 증가하고 총자산 대비 해외투자 비중도 동기간 0.8%에서 27%로 증가함

○ 해외투자의 증가속도도 기금적립금의 증가속도 보다 매우 빠름

- 2005-2016년 동안 기금적립금은 3.4배 증가한 반면 해외투자는 11.9배 증가함

○ 국민연금 해외투자 증가와 함께 국민연금의 원/달러 거래량도 빠르게 증가

- 2008년 해외투자 규모가 16.2조원 일 때는 원/달러 일평균 거래량이 1.3억 달러였지만 2016년 해외투자 규모가 150.8조원으로 확대되었을 때는 원/달러 일평균 거래량도 9.3억 달러로 확대됨

나. 환헤지 정책

○ 해외투자를 시작한 이후 2007년까지는 특별한 환헤지 정책이 없는 상태에서 해외투자에 대해서 100% 환헤지를 함

○ 2007년 12월: 해외투자 규모 증가 등으로 환율변동의 투자성과에 대한 영향이 커짐에 따라 환 헤지 정책을 수립

- 이때 전략적 환헤지 목표는 '개별 자산군 변동성 최소화' 였으며, 해외채권의 전략적 환헤지 비율은 100%, 해외주식의 전략적 환헤지 비율은 50%였음

○ 2009년 9월: '전체 자산군 변동성 최소화' 라는 환헤지 정책의 목표하에 전략적 환헤지 비율을 재설정함

- 해외채권의 전략적 환헤지 비율은 100%로 유지했지만 해외 주식 및 대체투자의 전략적 환헤지 비율은 0%로 변경함

○ 2015년 12월: 국민연금 해외투자 전체의 전략적 환헤지 비율이 0%로 변경됨

- 또 이때 외환 익스포저를 통합적으로 관리하는 외환관리체계 개선안도 의결됨

2. 국내 외환시장 현황

가. 외환거래 규모 및 거래자별 비중

○ 현물환, 선물환 및 외환스왑으로 구성되는 우리나라 전체 외환거래량은 2007년 333억 달러에서 2016년에는 478억 달러로 증가하여 연 평균 4.5%씩 증가함

- 2016년 외환거래 중에서는 현물환과 외환스왑이 각각 43% 및 37% 정도로 대부분을 차지하고 선물환 거래의 비중은 20% 정도에 불과함

○ 우리나라 외환시장에서 각 외환상품거래의 거래자별 비중을 보면 국제결제은행(BIS) 서베이에 보고하는 거래자로 분류되는 대형 상업은행 및 투자은행이 73% 정도를 차지함

- 소형은행 및 증권사, 연기금, 뮤추얼펀드, 헤지펀드 등으로 구성되는 기타금융기관이 차지하는 비중은 20% 내외를 차지함

나. 세계 외환거래에서 차지하는 비중 미미

○ 우리나라 외환거래가 세계 외환거래에서 차지하는 비중은 2010년에는 0.9%였지만 2016년에는 0.7%로 감소하여 매우 낮은 편임

○ 한국 외환거래의 국가별 순위는 BIS 조사 대상국 54개국 중 14위를 기록함

○ 한국 외환거래량은 외환거래량 순위 1, 2위 국가인 영국과 미국의 외환 거래량의 각각 1.9% 및 3.6% 수준임

다. 경제규모대비 외환시장 규모

○ 한국의 GDP대비 외환 거래량 비중은 2016년 4월 현재 3.5%로 2010년 4.0%를 기록한 이후 감소하는 모습을 보이며, 미국, 일본, 홍콩 및 싱가포르의 동 비중에 비해 매우 낮음

- 미국 및 일본의 동 비율은 2016년 현재 각각 7.1% 및 9.7%에 달하며 2010년에 비해 20% 정도 증가했음
- 홍콩 및 싱가포르의 경우는 2016년 GDP대비 외환거래량의 비율이 각각 141% 및 171%에 달할 뿐만 아니라 2010년에 비해 30% 이상 상승

○ 한국의 무역규모 대비 외환거래량의 비중은 2016년 4월 현재 5% 수준으로 2010년 4.9% 보다는 소폭 증가

- 2016년 미국, 일본, 홍콩 및 싱가포르의 동 비중은 각각 33%, 31%, 44% 및 80%로 한국의 경우보다 6배 이상 큼

라. 외환시장의 변동성

○ 우리나라 외환시장은 경제규모에 비해 외환거래량이 상대적으로 작을 뿐만 아니라 은행 간 시장이 발달되지 못해 외부 충격 시 환율의 쏠림현상이 쉽게 발생되는 경향이 있음

- 2008년 글로벌 금융위기가 발생하였을 때 2008.6-2008.11 동안 유로/달러 환율은 22%, 싱가포르 달러는 11%, 인도 루피는 18% 상승했지만 원/달러 환율은 외국인의 주식투자 자금이 급격하게 유출됨에 따라 44% 정도 상승

○ 2007.1-2017.1 까지 주요국의 달러화 대비 자국통화 환율의 전일대비 변동률의 표준편차를 보면 원화의 경우 0.8%로 유로화(0.6%), 엔화(0.7%), 싱가포르 달러(0.4%) 그리고 인도 루피(0.5%)의 경우 보다 큼

Ⅳ. 국민연금의 해외투자가 외환시장에 미치는 영향의 실증분석

1. 해외투자를 위한 현물환 매매가 현물환율 변동성에 미치는 영향

가. 분석방법 및 모형

○ 환율변동성 추정을 위해서는 변동성의 시간 가변성과 군집성을 잘 표현 할 수 있는 일반화 자기회귀 조건부 이분산(GARCH)모형을 활용

○ 여기서는 악재와 호재에 대해서 변동성에 미치는 영향이 비대칭적으로 추정될 수 있는 Glosten et al(1993)의 GJR-GARCH 모형을 선택

- 또 국민연금의 외환거래량이 환율변동성에 미치는 영향을 분석하는 것이 주요 목적이므로 분산방정식에 국민연금의 외환거래량을 공변량(covariate) 변수로 추가하는 GARCH-X 모형을 구성

○ 이상을 고려하여 다음과 같은 AR(1)-GJR-GARCH(1,1)-X 모형을 설정함

평균방정식: $SR_t = \mu + \phi SR_{t-1} + \theta MKTSVR_t + \psi NPSSVR + \epsilon_t$ (1)

분산방정식: $h_t = c + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \lambda d_{t-1} \epsilon_{t-1}^2 + \delta NPSSV_t$ (2)

- 식(1)에서 SR_t는 환율 수익률, $MKTSVR$은 국내 외환시장 외환 거래량의 변화율, $NPSSVR$는 국민연금의 일일 외환거래량의 변화율이며, μ는 환율 수익률의 기대치임
- 식(2)에서 h_t는 조건부 분산을 의미하고 c는 평균변동성을, α는 변동성의 시간가변성 혹은 이분산성을 나타내며, 양(+)의 값을 가짐. 또 β는 변동성이 지난 시점에서의 조건부 분산에 의존하는 정도를 의미하므로 변동성의 군집화 정도를 나타내며 양(+)의 값을 가짐
- 한편 d_{t-1}은 나쁜 뉴스일 경우에는 $d_{t-1}=1$이고, 좋은 뉴스일 경우에는 $d_{t-1}=0$인 더미변수이므로 λ 계수가 양(+)의 값을 가지면 나쁜 뉴스가 좋은 뉴스보다 변동성을 더 크게 증가시킨다는 것을 뜻함
- 공변량 변수인 $NPSSV_t$는 국민연금 현물환 거래량이며 양의 값을 가짐

나. 자료 분석

○ 본 연구에서 사용한 자료는 2008년 1월 1일부터 2017년 1월 31일까지의 원-달러 환율, 국내 외환시장의 현물환 거래량, 국민연금의 현물환 거래량의 시계열임

○ 전체 분석기간은 2008.1.2.~2011.12.31.동안의 해외투자 비중 15% 미만 기간 그리고 2012.1.2.~2017.1.31까지의 해외투자 비중 15% 이상의 기간으로 구분하였음

(1) 시계열자료 추이

○ 원/달러 환율은 2009.3월 1,570원까지 상승했다가 2014.7월 1,010원으로 하락, 그 후 1,100-1,200원 사이에서 등락함

○ 환율 수익률은 '08년 중반 이후 ±10%까지 등락, 그 후 점차 안정세를 보임
○ 국내 외환시장 현물거래량은 2008년 초 160억 달러를 기록했다가 2008년 11월 23억 달로 감소한 후 2012년 7월 이후에는 80억 달러 전후에서 움직임
○ 국민연금 현물거래량은 2009년 중반까지 미미했지만 2009-2014년 동안 5억 달러 전후 수준을 유지하다가 2015년부터 확대됨

(2) 기초통계분석

○ 일별 원/달러 환율 수익률의 평균과 변동성은 해외투자 비중 15% 이상의 기간 동안 각각 0.001%과 0.51%로 해외투자 비중 15% 미만의 기간 동안의 각각 0.023% 및 1.21%보다 크게 낮음
○ 우리나라 외환시장의 일평균 거래량은 해외투자 비중 15% 미만 기간 동안 77.1억 달러에서 해외투자 비중 15%이상의 기간에는 83.9억 달러로 확대되었지만 그 차이는 8% 정도로 크지 않음
○ 국민연금 일평균 거래량은 해외투자 비중 15% 미만의 기간 2.8억 달러에서 해외투자 비중 15% 이상 기간에는 6.1억 달러로 2배 이상 확대되었음
○ 각 표본기간 동안 변수들의 기초 통계량을 보면 왜도는 0보다 크거나 작아 대칭적이지 못하고, 첨도는 3보다 크거나 작아 정규분포 보다는 더 뾰족하거나 덜 뾰족한 분포를 보임
○ 또 J-B 통계량도 시계열이 정규분포를 한다는 귀무가설을 기각함

(3) 단위근 검정

○ 시계열 표본자료의 안정성 또는 정상성(stationarity)을 판단할 수 있는 단위근(unit root) 검정을 실시한 결과 모든 기간에 있어서 원/달러 환율 수익률 및 거래량 시계열에 대한 ADF 및 PP검정 통계 값은 이들 시계열에 단위 근이 존재한다는 귀무가설을 기각함

○ 따라서 본 분석에서 활용되는 모든 시계열은 안정적인 시계열 자료임을 알 수 있음

다. 추정결과

○ 국민연금 원/달러 현물 거래량이 원/달러 환율의 변동성에 미치는 영향을 보기 위해 앞에서 설정된 AR(1)-GJR-GARCH(1, 1)-X 모형의 추정결과를 보면 다음과 같음

○ φ 계수는 음의 값을 갖지만 통계적으로 유의하지 못해 전일의 환율수익률은 금일의 환율 수익률에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타남

○ θ 계수는 모든 기간에서 1% 유의수준에서 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나 모든 기간에서 외환시장 현물 거래량이 증가할 때 환율 수익률이 상승했음을 뜻함

○ ψ계수는 양의 값을 가져 국민연금 외환거래량의 증가가 환율 수익률에 양(+)의 영향을 미칠 수 있음을 시사 하지만 통계적 유의성이 없어 신뢰할 수 없음

〈표 1〉 국민연금 현물환 거래량 변화가 원/달러 환율 수익률의 변동성에 미치는 영향 추정 결과

	해외비중 15% 미만 기간 ('08.01.02– '11.12.30)	해외비중 15% 이상 기간 ('12.01.02– '17.01.31)	전체기간
평균 방정식			
μ	0.0713 (2.2786)	0.0375 (1.1454)	–0.3246 (1.1386)
ϕ	0.0147 (0.0374)	–0.0246 (0.0285)	–0.0064 (0.0232)
θ	0.0067*** (0.0011)	0.0027*** (0.0006)	0.0036*** (0.0005)
ψ	0.00006 (0.00008)	0.00002 (0.00009)	0.00006 (0.00006)
분산 방정식			
C	326.160 (127.616)	16.2841* (8.0203)	42.3961*** (12.0954)
α	0.2298*** (0.0385)	0.0430*** (0.0123)	0.1358*** (0.0178)
β	0.8572*** (0.0232)	0.9804*** (0.0115)	0.9163*** (0.0127)
λ	–0.2075*** (0.0365)	–0.0698*** (0.0115)	–0.1188*** (0.0171)
δ	–0.3866 (0.2941)	0.0768*** (0.0223)	0.0042 (0.0043)
로그우도	–4832.39	–6711.9289	–11573.06
LB Q(40)	40.75(0.393)	46.97(0.178)	49.25(0.125)

○ α , β 계수는 모든 기간에서 1% 유의수준에서 양의 값으로 추정되었는데 이것은 전일의 환율 수익률에 대한 충격이 현재의 환율 수익률의 변동성에 영향을 미치며, 변동성의 군집성이 지속된다는 것을 의미함

○ λ 계수 값은 통계적으로 유의한데 이는 변동성의 비대칭성이 존재한다는 것을 뜻함
  - 그렇지만 λ 계수 값이 음(−)으로 추정되어 나쁜 뉴스의 발생이 좋은 뉴스의 발생보다 변동성을 더 크게 증가시키지 못한다는 것을 시사함

○ LB Q통계량의 P 밸류는 모든 기간에 있어서 0.05보다 크게 나타나 잔차들이 계열 상관성을 갖지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하고 수용한다는 것을 뜻함
  - 따라서 모형 내에서 잔차들 간의 계열 상관성이 존재하지 않아 모형은 적절하게 선택된 것으로 판단

○ 그런데 국민연금 외환거래량이 환율 수익률의 조건부 변동성에 미치는 영향을 나타내는 δ 계수는 기간별로 다르게 나타남
  - 해외투자 비중 15% 미만의 기간에서는 분산 방정식에서 δ 계수가 통계적으로 유의하지 않아 국민연금의 외환거래가 환율 수익률의 변동성에 영향을 주지 못했던 것으로 나타남
  - 그 이유는 이 기간 동안에는 글로벌 금융위기가 발생되어 그 변동성이 컸던 데다 국민연금의 외환 거래량이 전체 거래량에서 차지하는 비중도 3.7% 정도로 적었기 때문으로 판단됨
  - 그러나 국민연금의 현물환 거래량이 전체 외환시장 거래량의 약 7.3%였던 해외투자 비중 15% 이상의 기간에서 δ 계수 추정치는 1% 유의수준에서 양(+)의 부호를 가짐
  - 이런 결과는 국민연금의 외환거래량의 증가가 환율 수익률의 변동성을 증가시키는 쪽으로 영향을 미쳤음을 시사함
  - 그렇지만 전체기간 동안에서는 δ 계수의 추정치가 통계적으로 유의하지 못한 것으로 나타남

○ 또한, 해외투자 비중 15% 이상인 기간에서 추정된 조건부 분산과 국민연금 현물거래량 추이 역시 국민연금 외환거래량이 증가

함에 따라 환율 수익률의 조건부 분산도 증가하는 모습을 보임
- 이 같은 모습은 조건부 분산과 국민연금 현물달러 거래량의 60일 이동평균 추이를 보면 보다 뚜렷하게 나타남

○ 이와 같은 분석결과는 국민연금의 해외투자 확대로 외환거래량이 증가할수록 국민연금의 외환거래가 환율의 변동성에 더 크게 영향을 미칠 수 있다는 가능성을 시사함

2. 환헤지를 위한 외환스왑거래가 선도환율 변동성에 미치는 영향

가. 분석방법 및 모형

○ 앞의 현물환 거래의 현물환율에 대한 영향 영향분석에서 사용된 모형과 유사한 GJR-GARCH(1,1)-X 모형을 활용

○ 다만 여기서의 평균 방정식에서는 선도환율은 현재 시점에서의 현물환율에도 크게 영향을 받기 때문에 선물환 변화율의 시차변수(AR(1)) 대신 현물환율의 변화율을 포함시킴

○ 외환스왑시장에서 만기가 1개월인 선도환의 시장 거래량은 따로 구하기 어렵기 때문에 외환스왑시장 거래량 변수는 평균 방정식에서 제외하고 대신 국민연금 외환스왑 거래량 변화율 변수를 포함

○ 이상을 고려하여 다음과 같은 GJR-GARCH(1,1)-X 모형을 설정함

평균방정식: $FR_t = \mu + \phi SR_t + \psi NPSFVR + \epsilon_t$ (3)

분산방정식: $h_t = c + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \lambda d_{t-1} \epsilon_{t-1}^2 + \delta NPSFV_t$ (4)

○ 식 (3)에서 FR_t는 당일 1개월 만기 선도환율의 수익률이고, SR_t은 당일 현물환율의 수익률이며, ϕ의 추정계수가 양(+)이면 현물환율 수익률이 상승할 때 원-달러 선도환율 수익률이 상승하는 것을 의미함

- $NPSFVR$은 국민연금 외환스왑 거래량의 변화율임

○ 식(4)에서 h_t는 조건부 분산을 의미하고, c는 평균변동성을 나타내며, α는 변동성의 시간가변성 혹은 이분산성을 나타내며, 그리고 β는 변동성이 지난 시점에서의 조건부 분산에 의존하는 정도를 의미하므로 변동성의 군집화 정도를 나타냄

○ 한편 d_{t-1}은 나쁜 뉴스($\epsilon_{t-1} < 0$)일 경우에는 $d_{t-1} = 1$이고, 좋은 뉴스($\epsilon_{t-1} \geq 0$)일 경우에는 $d_{t-1} = 0$인 더미변수임

○ $NPSFV_t$는 국민연금 외환스왑 거래량이며 δ추정계수가 양(+)으로 나타나고 통계적으로 유의하다면 국민연금 외환스왑 거래량이 많아질수록 선도환율의 변동성 증가를 의미

나. 자료 분석

○ 2008년 1월 1일부터 2017년 1월 31일까지의 1개월 만기 원-달러 선도환율, 국민연금의 외환스왑거래량의 시계열 활용

○ 전체 분석기간을 2008.1.2부터 2011.12.31까지의 해외투자 비중 15% 미만 기간 그리고 2012.1.02부터 2017년 1월 31일까지의 해외투자 비중 15% 이상의 기간으로 구분

(1) 시계열 자료 추이

○ 원/달러 선도환율은 글로벌 금융위기의 영향으로 2009년 3월 초 1,570원까지 상승했다가 2014년 7월에는 1,052원까지 하락, 2016년 2월에는 1,240원까지 상승했다가 등락 흐름을 보였음

○ 1개월 만기 선도환율 수익률은 2008년 중반 이후 ±10% 이상까지 등락을 보인 적이 있지만 그 후 점차 안정

○ 국민연금의 환헤지를 위한 일별 만기 1개월 외환스왑 거래량은 2008년 일평균 1.4억 달러 수준으로 미미, 2009년에는 3억 달러 수준으로 증가, 2010-2014년까지는 큰 변동 없이 4.5억 달러 수준을 유지, 2016년에는 8.6억 달러에 달할 만큼 크게 증가

(2) 기초통계량 분석

○ 원/달러 선도환율 수익률의 평균은 모든 기간에서 양의 값으로 나타나 표본기간 중 선도환율은 평균적으로 소폭 상승하였음을 시사함

○ 선도환율 수익률의 표준편차는 금융위기가 있었던 해외투자 비중 15% 미만의 기간에서 1.2%로 해외투자 비중 15% 이상의 0.5%보다 훨씬 크게 나타남

○ 국민연금 일평균 외환스왑 거래량은 해외투자 비중 15% 미만의 기간 3.6억 달러에서 해외투자 비중 15% 이상 기간 6억 달러로 67% 정도 증가했음

○ 국민연금 선도환율 수익률과 외환스왑 거래량의 기초통계량 분석의 경우도 전 기간에 있어서 왜도는 0보다 크거나 작아 대칭적이지 못하고, 첨도는 3보다 크거나 작아 정규분포 보다는 더 뾰족하거나 덜 뾰족한 분포를 보이며, J-B 통계량도 시계열이 정규분포를 한다는 귀무가설을 기각함

(3) 단위근 검정

○ 원/달러 선도환율 수익률 및 선도환 거래량 시계열에 대한 ADF 및 PP검정 통계 값은 이들 시계열에 단위근이 존재하지 않으며

안정적인 시계열임을 시사함

다. 추정결과

○ 〈표 2〉에서 보면 ϕ계수는 모든 기간에서 양(+)의 값으로 추정되었지만 통계적으로 유의하지 못해 현물환율의 수익률은 선도환율의 수익률에 영향을 미치지 못한 것으로 판단됨

○ ψ계수는 해외투자 비중 15% 이상의 기간과 전체기간에서 양(+)으로 추정되어 국민연금 외환스왑거래가 증가할 때 선도환율이 상승할 수 있음을 시사하지만 통계적 유의성이 없어 신뢰할 수 없음

○ 그렇지만 α , β 계수는 1% 유의수준에서 양의 값을 나타내는데 이는 각각 전일의 충격이 현재의 변동성에 영향을 미치며, 변동성의 군집성이 지속된다는 것을 의미

〈표 2〉 국민연금 외환스왑 거래량이 선도환율 수익률 변동성에 미치는 영향 추정

	해외비중 15% 미만 ('08.01.02– '11.12.30)	해외비중 15% 이상 ('12.01.02– '17.01.31)	전체기간 ('08.01.02– '17.01.31)
평균 방정식			
μ	0.1194 (2.6209)	0.0180 (1.3857)	–0.2535 (1.1990)
ϕ	0.0301 (0.0297)	0.0016 (0.0305)	0.0143 (0.0204)
ψ	–0.0002 (0.00017)	0.00012 (0.00013)	0.00001 (0.0001)
분산 방정식			
C	609.9968** (299.2209)	24.6487 (15.5246)	27.6020 (21.1043)
α	0.2053*** (0.0422)	0.0474*** (0.0103)	0.0942*** (0.0129)
β	0.8292*** (0.0376)	0.9741*** (0.0096)	0.9372*** (0.0101)
λ	–0.1325*** (0.0398)	–0.0673*** (0.0134)	–0.0755*** (0.0131)
δ	–0.7356 (0.4585)	0.0977* (0.0378)	0.0020 (0.0423)
로그우도	–4,853	–6,053	–10,455
LB Q(40)	37.15(0.508)	44.65(0.241)	46.05(0.203)

○ 또 λ 계수의 추정 값은 음(–)으로 추정되었지만 통계적으로 유의미해 변동성의 비대칭성이 존재한다는 것을 뜻함
  – 이 같은 결과는 나쁜 뉴스의 발생이 좋은 뉴스의 발생보다 변동성을 더 크게 증가시키지 못한다는 것을 시사함

○ δ 계수의 추정치를 기간별로 보면 해외투자 비중이 15% 미만의 기간과 전체 기간에서는 통계적 유의성이 없어 평균적으로 국민연금의 외환스왑 거래량이 선도환율 수익률의 변동성에 통계적으로 유의하게 영향을 주지 못했다는 것을 시사함

○ 그러나 해외투자 비중 15% 이상의 기간에서 δ 계수 추정치는 10% 유의수준에서 양(+)의 부호를 갖는데 이것은 국민연금의 외환스왑 거래량의 증가가 선도환율 수익률의 변동성을 확대 시키는 쪽으로 영향을 미쳤다는 것을 시사함

○ 또한, 해외투자 비중 15% 이상인 기간 동안에 조건부 분산과 국민연금외환스왑거래량 추이 역시, 국민연금 외환스왑거래량이 증가함에 따라 선도환율 수익률의 조건부 분산도 증가하는 모습을 보임

○ 이런 결과는 해외투자 비중이 높고 국민연금의 외환스왑 거래량이 클수록 국민연금의 외환스왑 거래가 선도환율의 변동성이 미치는 영향이 크다는 것을 시사함

V. 국민연금 해외투자의 외환시장 영향 전망과 시사점

1. 국민연금의 외환시장 영향 전망

가. 국민연금의 외환시장 영향력 지표

○ 일반적으로 국민연금의 외환거래량이 국내 외환시장에서 차지하는 비중이 클수록 국민연금의 외환거래가 국내 환율변동성에 미치는 영향이 클 것으로 예상

○ 따라서 국민연금의 외환시장 점유율은 국민연금의 외환시장 영향력지표 작용할 수 있을 것으로 판단됨

(1) 현물환 시장에 대한 영향력 지표

○ 외환시장 현물환 거래량대비 국민연금 일 평균 현물환거래량의 비중은 2008년에는 1.6%에 불과했지만 2013년에는 5.7%로 증가하고 그 후에는 더 빠르게 증가해 2016년에는 11.2%에 달했음

(2) 외환 스왑시장에 대한 영향력 지표

○ 외환시장의 전체 외환스왑거래량 중에서 20%를 차지하는 만기 1-3개월의 외환스왑 거래량 중에서 국민연금의 만기 1개월의 외환스왑거래량이 차지하는 비중은 2008년 7.7%, 2010~2014년 동안 20%, 2015년에는 29%, 2016년에는 44%로 대폭 증가함

○ 2014년 이후에는 해외주식투자에 대해서는 환 오픈을 했음에도 불구하고 국민연금의 외환스왑시장 비중이 증가한 것은 해외투자 규모의 증가에 기인

나. 해외투자를 위한 국민연금 외환거래의 외환시장 영향 전망

(1) 현물환시장에 대한 영향

○ 국민연금 외환거래의 외환시장 점유율 전망을 통하여 국민연금의 외환시장 영향 정도를 개략적으로 전망

○ 국민연금 외환거래의 외환시장 점유율은 다음식과 같이 국민연금 해외투자 비중에 대한 외환시장 점유율의 회귀분석을 통해 전망될 수 있음

$$NPSFXMR = \alpha + \beta NPSFIR + \epsilon$$

○ 2008.1-2016.12 동안의 월별 자료를 사용하여 이상의 회귀식을 추정한 결과 α계수 및 β계수는 각각 -1.66 및 0.46으로 추정되었으며 모두 1% 수준에서 통계적 유의성이 있음

○ 추정된 회귀식은 국민연금의 해외투자 비중이 1%p 증가할 때 국민연금거래의 외환시장 비중은 평균적으로 0.46% 증가한다는 것을 시사함

○ 국민연금 중기 자산배분에 따라 2021년에 해외투자 비중이 35%일 것이라고 가정하면 국민연금의 외환시장 거래량 비중은 2016년 비중 11.2%보다 3.1%p 높은 14.3%가 될 것으로 예측됨

(2) 외환스왑시장에 대한 영향력 전망

○ 외환스왑시장에 대한 국민연금의 영향은 현재 100%인 해외채권에 대한 목표 환헤지 비율이 2017년에는 50%로 2018년 말에는 0%로 변경될 것이기 때문에 점차 약화될 것으로 예상

○ 2019년 이후에는 총 외환 익스포저의 ±5%의 범위에서 전술적으로 외환 익스포저가 환헤지를 통해 조정될 경우 외환 스왑거래가 확대되면서 외환스왑시장에 대한 영향도 지속될 가능성 있음

2. 국민연금의 외환시장 영향의 해외투자에 대한 시사점

○ 실증분석에서 국민연금의 해외투자 비중이 15%를 상회하는 기간에서는 해외투자를 위한 현물환 거래가 원/달러 환율의 변동성에 영향을 미치는 것으로 나타남

○ 국민연금의 해외투자 비중이 35%를 상회하게 되면 국민연금이 외환시장에서 차지하는 비중은 14%를 상회할 것으로 추정되기

때문에 국민연금의 외환시장에 대한 영향은 더 커질 수 있을 것으로 우려됨

○ 또 해외투자를 위한 국민연금의 외환거래가 국내 외환시장에 과도하게 영향을 미치게 된다면 시장왜곡 등을 초래하여 그 자체가 국민연금 해외투자 확대의 제약요인으로 작용할 수 있음

○ 따라서 국민연금이 외환시장에 영향을 주는 대규모 외환거래 없이 해외투자를 할 수 있도록 국민연금 외화계정에 해외투자용 외화자금을 충분히 확보할 필요가 있음

○ 그리고 이를 위해서는 외화계정에서의 단기 외화자금 운용규모를 보다 확대할 필요가 있음

○ 국민연금은 이미 2014년 9월 외화계좌를 설치하여 분기별 일 평잔 미화 3억불 한도 내에서 외화단기자금을 운용하고 있음

○ 2016년 해외투자를 위한 국민연금의 일평균 외환 거래량이 9.3억 달러라는 것을 고려하면 3억 달러라는 단기외화자금의 운용규모는 안정적으로 외화를 공급하기에는 부족한 것으로 판단됨

○ 안정적인 외화조달체계 구축을 위해서는 외화단기자금 운용을 확대할 필요가 있으며 이를 위해서는 외화단기자금 운용의 제약요인을 완화하는 것이 바람직

- 현재 국내 소재기관으로 한정된 예금의 거래금융기관을 해외 소재 기관으로 확대하여 국내 외화유동성 상황에 따른 은행권의 예금한도 변동성의 영향으로부터 벗어나고 예금금리를 비교하여 유리한 은행을 선택하여 거래할 필요 있음
- 단기외화자금의 운용대상을 실질적으로 다변화하여 운용대상을 확대 할 필요가 있음

○ 해외투자의 재원으로 활용될 수 있는 외화단기자금이 증가하면 해외투자를 위한 환전거래비용과 업무가 절감되는 장점이 있음

- 또 금융위기 등 환율의 급변동 상황에서 외화를 원활하게 조달

할 수 있게 되는 것도 장점도 있음

○ 그렇게 하여 외환시장의 급변 시에도 수익성 높은 해외투자 기회를 확보할 수 있고 동시에 원활한 해외투자 확대를 통해 기금의 수익률 제고에 기여할 수 있을 것으로 판단됨

Ⅵ. 결론 및 정책적 시사점

○ 해외투자 증가와 함께 해외투자 자금 마련을 위한 국민연금의 외환거래량은 빠르게 증가한 반면 국내 외환시장의 외환 거래량은 전 세계 외환거래량의 0.7%를 차지할 만큼 적은 편임

○ 이런 상황에서 국민연금의 해외투자가 빠르게 증가할 경우 국민연금의 대규모 외환거래가 국내 외환시장에서 환율의 변동성에 영향을 줄 가능성을 배제할 수 없음

○ 이런 시각에서 본 연구에서는 국민연금 해외투자를 위한 외환거래가 국내 외환시장에 미치는 영향을 실증 분석하고 시사점을 모색했음

○ 먼저 해외투자를 위한 국민연금의 현물 달러 거래가 원/달러 환율의 변동성에 미치는 영향을 추정한 결과를 보면 국민연금 해외투자 비중 15% 미만의 기간에서는 국민연금의 외환거래량이 환율수익률의 변동성에 영향을 주지 못한 것으로 추정됨

○ 그렇지만 국민연금의 해외투자 비중 15% 이상의 기간에서는 국민연금의 외환거래량 증가가 환율 수익률의 변동성을 증가시킨 것으로 추정됨

○ 또 해외투자 비중 15% 이상의 기간에서는 국민연금의 현물환 거래량이 증가함에 따라 환율 수익률의 조건부 변동성은 더 크게 증가한 것으로 나타남

○ 이와 같은 분석결과는 국민연금의 외환거래량이 증가할수록 국민

연금의 외환거래가 환율의 변동성에 더 크게 영향을 미칠 수 있음을 시사함

○ 다음 외환스왑시장에서 환헤지를 위한 국민연금의 외환스왑거래가 선도환율의 변동성에 미치는 영향을 추정한 결과를 보면 해외투자 비중이 15% 미만의 기간에서는 국민연금의 외환스왑 거래량이 선도환율 수익률의 변동성에 영향을 주지 못한 것으로 추정됨

○ 그러나 국민연금의 해외투자 비중 15%이상의 기간에서는 국민연금의 외환스왑 거래량의 증가가 선도환율 수익률의 변동성을 확대시키는 쪽으로 영향을 미친 것으로 추정됨

○ 특히 해외투자 비중 15% 이상의 기간에서는 국민연금의 외환스왑 거래량이 증가할수록 선도환율의 조건부 변동성도 확대된 것으로 나타남

○ 이런 결과는 외환스왑시장에서 국민연금의 외환스왑 거래량이 증가 할수록 국민연금의 외환스왑거래가 선도환율의 변동성이 미치는 영향이 크다는 것을 시사함

○ 한편 해외투자 비중이 35% 이상으로 증가할 것으로 예상되는 2021년에는 국민연금의 외환시장 현물거래량 비중은 2016년 11.2% 보다 높은 3.1%p 높은 14.3%가 될 것으로 전망되고 그만큼 외환시장 영향도 커질 것으로 예상됨

○ 그렇지만 외환스왑시장에 대한 국민연금의 영향은 해외채권에 대한 환비헤지 결정으로 점차 약화될 것으로 예상됨

○ 국민연금의 외환거래가 국내 외환시장에 과도하게 영향을 미치게 된다면 시장왜곡 등을 초래하여 그 자체가 국민연금 해외투자 확대의 제약 요인으로 작용할 수 있음

○ 이러한 부작용을 최소화하기 위해서는 대규모 외환거래 없이 해외투자를 할 수 있도록 국민연금 외화계정에서 해외투자용 단기 외화자금 운용규모를 보다 확대할 필요가 있음

○ 국민연금의 외화단기자금 운용을 확대하려면 거래금융기관을 확대하고 운용대상을 보다 다변화 하는 것이 바람직함

Ⅰ. 서론

1. 연구배경과 목적

국민연금기금의 적립금은 국내 금융시장에 영향을 줄 정도로 빠르게 증가하고 있다. 국민연금기금은 2011년 349조원에 2016년 말에는 558조원으로 연평균 42조원씩 증가했다. 그 결과 국민연금 규모는 우리나라 GDP의 33%에 달할 정도로 국내경제에서 차지하는 비중이 커졌다. 기금의 국내 주식투자 규모는 시가총액의 6.8%에 이르러 주식시장에 대한 영향 없이 국내주식투자 비중을 더 확대하는데 어려움을 겪고 있다. 국민연금기금이 국내금융시장에 투자하는 비중이 더 확대되면 국민연금의 국내시장에 대한 영향력이 커지면서 여러 부작용이 발생할 소지도 있다.

이런 상황에서 대안으로 국민연금의 해외투자가 빠르게 증대되고 있다. 국민연금의 해외투자는 기금의 국내시장에 대한 영향을 줄여 협소한 국내시장에서의 투자제약요인을 극복하는데 도움을 줄 뿐만 아니라 포트폴리오의 분산투자 및 새로운 투자기회 확보 등을 위해서도 필요하다. 국민연금 해외투자 규모는 2016년 말 현재 150.8조원으로 2005년 말 12.6조원의 10배 이상 증가했다. 총자산 대비 해외투자 비중은 2005년 7.7%에서 2016년 말에는 27%로 증가하였다. 국민연금의 중기자산배분 계획에 따르면 국민연금의 해외투자 비중은 향후에도 지속적으로 증가하면서 2021년경에는 35%를 상회할 것으로 전망된다.

이렇게 국민연금 해외투자가 빠르게 증가함에 따라 해외투자에 수반되는 외환거래가 국내 외환시장 유동성과 환율에 영향을 미칠 수 있다는 우려가 있다. 2016년 말 달러환산 해외투자 규모는 1250.6억 달러로 2016년 4/4분기 일평균 원/달러 거래금액 70억 달러의 약 18배에

달하고, 2016년 국민연금의 일평균 외환거래량이 외환시장 전체 일평균 거래량의 11.2%에 달한다는 점을 고려하면 해외투자를 위한 대규모 외환거래가 국내 외환시장에서 원/달러 환율에 영향을 줄 가능성을 배제할 수 없다.

더욱이 원화는 국제화되어 있지 않기 때문에 원화로 달러화를 매입하거나 달러화를 원화로 환전하는 거래는 국내 외환시장을 통해서 이루어지게 되므로 국민연금의 대규모 외환거래가 환율에 미치는 영향이 클 수 있다. 특히 국내 외환시장은 그 거래량이 세계 외환거래량에서 0.7%를 차지할 만큼 작으므로 국민연금의 대규모 외환거래로 거래량이 예기치 않게 크게 증가하면 환율의 변동성도 그 만큼 증가할 수 있다. 또 국내 외환스왑 시장도 그 규모가 크지 않으므로 국민연금이 환헤지를 위한 대규모 외환스왑거래를 할 때 유동성 부족으로 외환스왑시장에서 선도환 거래가 원활하게 수행되지 못하거나 선도환율이 영향 받을 수도 있다.

이처럼 국민연금 해외투자 관련 외환거래가 국내 외환시장의 환율과 그 변동성에 영향을 미칠 수 있다는 우려가 고조되고 있지만 국민연금이 외환시장에 미치는 영향에 대한 연구는 부진한 실정이다. 그동안 국민연금의 시장 영향력에 관한 연구들을 보면 국민연금이 국내 주식시장에 미치는 영향에 대한 분석이 주를 이뤄왔다. 국민연금 주식투자가 주식시장에서 차지하는 비중의 빠른 증대로그 영향에 대한 관심이 커진 것과 함께 주식시장 거래량과 관련된 자료를 수집하는 것이 상대적으로 용이했기 때문이다. 반면 외환시장 영향력에 대한 연구는 그 중요성에도 불구하고 주식시장에 대한 영향력의 연구에 비해 상대적으로 크게 적은 편이다. 그것은 국내에서 외환을 거래하는 외환중개회사가 분산되어 있어 국민연금이 외환시장에서 차지하는 비중 등을 파악하는 것 등이 쉽지 않았기 때문일 것이다.

그렇지만 원/달러 외환시장의 경우는 유로/달러나 엔/달러 등의 외환

시장에 비해 거래량을 파악하는 것이 용이하다. 왜냐하면 유로/달러나 엔/달러의 경우는 세계 여러 주요 금융시장에서 거래가 연속적으로 이루어지므로 일정기간의 거래량을 관찰하기 어려운 반면 원/달러의 경우는 대부분의 거래가 국내에서 이루어진다는 제도적인 요인으로 인하여 거래량이 상대적으로 용이하게 파악될 수 있기 때문이다.

국민연금과 같은 기관투자가의 외환거래가 환율에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 미시적 접근방식으로 환율의 변동성을 분석할 필요가 있다. 과거 기존의 환율의 변동성 분석은 통화론적 접근법(monetary approach)과 포트폴리오 접근법(portfolio balance approach) 등과 같은 거시적인 접근법 들이 활용되었다. 거시적 접근방식은 환율의 장기적인 추세를 설명하는 데는 어느 정도 유용하지만 단기적인 환율의 변동성을 분석하는 데는 한계가 있다는 분석이 지배적이다. 국민연금의 외환거래량과 환율의 변동성 간의 관계를 분석하기 위해서는 외환시장의 미시적 구조(microstructure)를 이용하여 분석하는 것이 바람직하다. 미시적 분석에서는 통상 외환거래량, 환율변동성, 주문흐름, 매수-매도 스프레드 등이 주된 분석대상이 되는데 이들 변수의 분석은 외환시장 참가자들이 거래형태를 파악하고 환율을 예측하는데 활용될 수 있다. 특히 미시적 분석에서 외환거래량과 환율변동성을 분석하는 방식은 국민연금의 외환시장에 대한 영향력을 분석하는데 활용될 수 있을 것으로 판단된다.

이러한 인식하에 본 연구의 목적은 국민연금의 해외투자 및 환헤지 현황과 국내 외환시장의 현황을 살펴보고 외환시장의 미시적 분석방식을 활용하여 국민연금의 해외투자를 위한 외환거래가 실제 국내 외환시장 환율의 변동성에 영향을 미치는지를 실증적으로 분석하는 것이다. 그리고 향후 해외투자가 더 증가함에 따라 그 것이 외환시장에 미칠 영향을 전망한다. 그 다음 외환시장에 대한 영향이 국민연금 해외투자에 주는 시사점을 검토하고 대응방향을 모색하는 것이다.

2. 연구범위와 방법

본 연구는 Ⅱ장에서 선행연구 검토를 통해 외환거래량과 환율변동성 간의 관계분석과 관련된 기존 연구의 성과와 주요 이슈들을 검토하는 것으로부터 출발했다. 그리고 국민연금의 외환거래가 국내 외환시장에 미치는 영향을 분석하는 본 연구와 기존 선행연구 간에 차별되는 점을 제시했다.

제 Ⅲ장에서는 국민연금의 외환거래의 원인이 되는 해외투자 추이를 살펴보고 현물달러 거래 규모를 비교 검토한다. 그리고 국민연금 외환스왑 거래의 원인이 되는 환헤지 정책의 변화 과정을 검토하고 국민연금의 외환스왑거래 규모를 살펴본다. 또 우리나라 외환시장 규모를 가늠하기 위해 우리나라 외환시장 거래량 규모 추이와 함께 국내 외환시장 거래량을 해외 주요 외환시장 거래량과 비교 분석한다.

제 Ⅳ장에서는 국민연금의 해외투자가 외환시장에 미치는 영향을 2가지 관점에서 실증 분석한다. 먼저 국민연금의 해외투자를 위한 현물 달러화 거래가 원/달러 환율의 변동성에 미치는 영향을 분석한다. 이를 위해 AR(1)-GJR-GARCH-X 모형을 설정하고 추정한다. 분석기간은 국민연금 해외투자 비중이 15% 미만이었던 기간과 해외투자 비중이 15% 이상이었던 기간으로 구분한다.

다음에는 국민연금 해외투자를 환헤지하기 위한 외화스왑 시장에서의 선도환 거래가 선도환율에 미치는 영향을 실증 분석한다. 여기서도 국민연금 선도환거래가 선도환율의 변동성에 미치는 영향을 분석하기 위해 GARCH-X 모형을 설정하고 추정한다. 분석기간도 해외투자 비중이 20% 미만의 기간과 20% 이상의 기간으로 구분하여 분석하고 그 결과를 비교한다.

제 Ⅴ장에서는 국민연금 해외투자의 외환시장에 대한 영향 전망과 그것이 해외투자에 주는 시사점을 검토한다. 국민연금의 외환시장 영향을

전망하기 위해서는 국민연금 외환거래가 외환시장 전체에서 차지하는 비중을 국민연금의 외환시장 영향력 지표로 보고 국민연금 외환거래가 외환시장에서 차지하는 비중을 전망한다. 국민연금이 외환시장에서 차지하는 비중은 국민연금 해외투자 비중과 국민연금의 외환시장 비중 간의 관계분석을 통해 전망한다. 그다음 국민연금 외환시장 영향이 해외투자에 주는 시사점으로 국내 외환시장에서의 거래 없이 외화계정을 통해 투자자금을 조달하는 방안의 필요성 등을 제시한다.

제 Ⅵ장 결론 및 정책적 시사점에서는 주요 연구결과를 요약하면서 연구 전체의 결론을 도출한다. 그리고 연구 결과가 국민연금의 해외투자 정책에 줄 수 있는 시사점을 도출한다.

Ⅱ. 선행연구 검토

본 연구의 주제는 크게 대규모 자금을 운용하는 국민연금이 외환시장에 미치는 영향을 분석하는 것이며 이를 위해 국민연금 외환거래와 환율에 미치는 영향을 검토한다는 점에서 외환거래량과 환율 변동성 간의 관계 분석과 관련성이 크다. 따라서 여기서는 본연구의 내용 및 방법 등과 관련성이 큰 대형 기관투자가 외환시장에 미치는 영향과 외환거래량과 환율변동성 간의 관계분석과 관련된 선행연구들을 각각 검토한다. 그 다음 선행연구와 본 연구와의 차별되는 점을 제시한다.

1. 선행연구 검토

이승호 외(2006)는 외환거래 자유화 이후 일별자료를 이용하여 우리나라 외환시장에서 거래량, 환율변동성 및 매입-매도 스프레드간의 상호관계를 연립구조모형과 VAR모형을 이용하여 분석하였다. 분석결과 거래량과 변동성 간의 관계는 동시적일 뿐만 아니라 동태적으로 정보의 흐름이 있다고 보고한다. 또 매입-매도 스프레드는 거래량과 다른 방향으로 움직이며 변동성에 대해서는 대체로 양의 관계를 보인다고 보고한다. 동 연구는 거래량이 환율에 미치는 영향을 분석하기 보다는 미시구조적 관련 변수들 간의 정보흐름과 상호관계에 분석의 초점이 맞추어져 있어 기관투자가의 외환거래가 환율에 미치는 영향을 분석하는 본 보고서의 연구와는 차이가 있다.

홍정효(2008)는 국내 원-달러 현물시장에서의 거래량과 수익률 간의 영향력 분석을 위해 원-달러 현물시장 수익률 및 거래량변화의 일별 시계열자료를 이용하여 Granger 인과관계 및 충격반응함수 분석을 실시하였다. 먼저 Granger 인과관계분석 결과 원-달러 현물시장 수익률과

원-달러 현물시장 거래변화량 사이에는 다소나마 피드백적인 상호의존 관계가 있다고 보고한다. 그러나 원-달러 외환시장 거래량의 수익률에 대한 예측력이 원-달러 수익률의 거래변화량에 대한 예측력보다 상대적으로 강하고 지속적으로 나타났다고 보고한다. 그리고 충격반응함수 분석에서는 원-달러 거래량 한 단위 변화에 대해서 원-달러 수익률은 하루가 경과한 다음 반응을 보인 후 10일까지 지속하는 것으로 나타났다고 보고한다.

최기홍 외(2012)는 미시적 정보 중의 하나인 외환거래량과 환율변동성 사이의 관계를 글로벌 금융위기 전후의 원-달러 외환시장 수익률과 거래량 자료를 이용하여 실증적으로 분석했다. 분석결과 조건부 분산방정식에 당일 외환거래량과 전일 외환거래량을 포함시킨 경우에 금융위기 전 후와 전체기간 모두에서 거래량에 의한 환율변동성의 효과가 유의하게 나타났다고 보고한다. 또 당일 외환거래량보다는 전일 외환거래량이 원-달러 환율 변동성에 더 많은 영향을 미치는 것으로 나타났다고 보고한다. 그리고 조건부 분산방정식에 외환거래량이 포함되더라도 GARCH 효과가 여전히 크게 존재하여 환율변동성의 변화를 거래량 정보만으로 충분히 설명할 수 없다고 보고한다. 끝으로 그랜저 인과검정 결과 금융위기 이전의 분석기간에는 외환거래량과 환율변동성 사이에 양방향의 인과관계가 존재하지만, 금융위기 이후에는 외환 거래량이 환율의 변동성에 영향을 미치는 일방향의 인과관계만 있는 것으로 나타났다고 보고한다.

정재식 외(1999)는 외환시장의 거래량이 원/달러 환율의 변동성을 설명하는 데 있어서 얼마나 유용한지를 분석하였다. 그들은 일별 원/달러 환율변화율을 대상으로 T-GARCH 모형을 추정한 결과 거래량이 조건부 분산으로 정의된 환율의 변동성을 증가시킨다고 보고한다. 또 그들은 분석결과 환율의 변동성에는 전일의 환율변화율이 영향을 미치며, 특히 전일의 통화절하가 금일의 환율 변동성을 증가시킨다고 보고한다. 그런

데 동 논문은 외환시장의 규제가 컸던 1991.8.7.-1998.9.4. 동안의 일별 자료를 사용하여 분석하였기 때문에 분석결과는 완전 변동 환율제도가 채택된 후의 외환시장에서의 거래량과 환율 간의 관계와는 적지 않은 차이가 있을 것으로 보인다.

Galati(2000)는 1998.1.30.-1999.6.3. 동안 미 달러 대비 브라질 리알, 멕시코 페소 및 인디아 루피 등 7개 신흥국 통화의 거래에서 예상 밖의 거래량과 환율 변동성 간의 관계를 분석하고 거래량과 환율 변동성간에 정의 상관관계가 있다고 보고한다. 이런 결과는 다른 연구의 결과와 유사하며, 통화 거래량과 환율변동성은 혼합분포 가설(mixture of distributions hypothesis)이 뜻하는 것처럼 모두 새로운 정보에 반응한다는 것을 시사한다. 그러나 롤링 회귀분석 결과 브라질 리알, 멕시코 페소 및 폴란드 즈워티의 경우 격변의 시기 동안에는 거래량과 변동성 간의 관계가 음의 관계를 보였다고 보고한다. 이는 혼합분포 가설은 정상적인 시장조건에서는 유효하지만 충격으로 변동성이 갑자기 증가하는 기간에는 성립하지 못할 수 있음을 뜻한다.

Mougoue et al(2011)은 미 달러화로 표시된 3개 주요 통화 즉 영국 파운드, 캐나다 달러 및 일본 엔화의 통화선물 계약 자료를 활용하여 거래량과 변동성 간의 관계에 대한 가설을 검증하였다. 그 결과 거래량과 수익률 변동성 간에는 음의 상관관계가 나타나 그 분석결과가 혼합분포 가설을 뒷받침하지 못한다고 보고한다. 선형 및 비선형 그랜저 인과관계(Granger Causality) 분석결과 거래량과 수익률 변동성 간에는 의미 있는 리드-래그(lead-lag) 관계가 존재하며 이는 순차적 정보 도착 가설(sequential arrival of information(SAI) hypothesis)을 지지하는 것이라고 보고한다. 또 그들은 전체적으로 볼 때 그들의 분석결과는 중·단기 통화 관계들은 펀더멘털이 아니고 거래의 역학관계(trading dynamics)에 의해서 지배된다는 주장을 뒷받침한다고 보고한다.

Beck et al(2008)은 글로벌 금융시장에 대한 국부펀드의 영향을 분석했다. 그들은 국부펀드가 민간투자자와 유사하게 투자한다면 그래서 유동성 고려보다는 시가 총액에 따라 해외자산을 배분한다면, 공적 포트폴리오는 주요 준비통화 즉 미 달러와 유로에 대한 편중을 줄일 것으로 분석한다. 결과적으로 미 달러 및 유로를 사용하는 국가로부터 그렇지 않은 다른 국가로 자금이 이동할 것으로 본다. 이 경우 유로지역과 미국에서는 자본 유출이 발생하는 반면 일본 및 신흥국 시장으로는 자본이 순 유입될 것으로 보고한다.

그렇지만 국제 자본 흐름의 리밸런싱이 주가, 금리 및 환율에 주는 잠재적 시사점은 불확실하다고 보고한다. 국부펀드는 가격 압력(price pressure) 또는 위험회피의 변화(a change of risk aversion)를 통해서 자산가격 및 환율에 영향을 미칠 수 있다고 주장한다.

류두진(2012)은 국민연금 기금의 규모가 지속적으로 증가하고 국민연금이 국내 외환시장을 통하여 환위험을 헤지한다고 가정하고 외환시장에 큰 충격을 주지 않는 수준의 해외투자 규모를 산출하였다. 국민연금 기금 규모의 증가에 대한 추계와 국내 외환시장 규모에 대한 예측치에 근거한 실증분석 결과 국민연금의 해외투자가 기금적립금의 30% 정도 확대되더라도 외환시장에 미치는 파급효과는 단기적으로는 크지 않을 것이라고 보고한다. 구체적으로 GDP의 과거 및 향후 전망치 자료를 활용하여 외환시장 규모를 추계한 후 그 값과 추계된 국민연금기금의 적립금 규모를 비교하여 외환시장에 큰 파급효과를 주지 않는 해외투자 규모를 대략적으로 제시한다.

Cheung et al(2001)은 미국 외환시장 거래자들에 대한 서베이 분석을 실시했다. 그 결과 시장 응답자의 반 이상이 대규모 시장플레이어들이 달러-파운드 및 달러-스위스 프랑 시장을 지배한다고 답변했다고 보고한다. 그 이유는 서베이 기간(96.10-97.11)동안 달러-파운드 및 달러-스위스 프랑의 일평균 거래량이 각각 102억 달러 및 76억 달러로

438억 달러인 미달러-독일 마르크의 일평균 거래량 및 305억 달러인 달러-엔의 일평균 거래량에 비해 크게 작아 유동성이 상대적으로 낮은 데 기인하는 것으로 판단됐다.

이 경우 대규모 거래자들은 비교우위를 갖는데 비교우위의 주요 원인은 대규모 고객 기반 및 시장 네트워크 그리고 그것을 통한 시장에 대한 보다 우수한 정보력인 것으로 나타났다. 또 자주 언급되는 다른 두 가지 요인은 대규모 거래와 환율에 영향을 주는 능력인 것으로 보고한다.

임은하 외(2016)의 연구는 국민연금기금의 외환거래가 국내 외환시장의 환율과 그 변동성에 영향을 줄 수 있다는 인식하에 국민연금의 외환거래가 국내 외환시장에 미치는 영향을 분석하였다. 동연구는 국민연금기금의 외환거래량을 외생변수로 하는 GARCH-X모형을 활용하여 2010.1~2014.6의 기간 동안 기간 전체 및 각 세부 연도별로 그 거래량이 외환시장에 미치는 영향을 분석했다.

분석 결과 해외투자 규모가 본격적으로 확대되기 전에는 국민연금의 외환거래량은 양(+)의 방향으로 환율변동성에 영향을 미쳤으나, 오히려 해외투자 규모가 증가한 후반기에는 음의 방향으로 유의성을 나타냈다고 보고한다. 전체적으로는 국민연금의 외환거래는 환율의 변동성을 감소시킨다고 보고한다. 특히 2010년에서 2014년으로 올수록 국민연금의 외환거래가 환율 변동성을 감소시키는 영향은 더 강해진다고 보고한다.

2. 선행연구와 본 연구와의 차별성

본 보고서는 외환의 거래량이 환율의 변동성에 미치는 영향을 다룬다는 점에서 기존 연구들과 관련성을 갖지만 다음과 같은 4가지 면에서 선행연구와의 차별성을 갖는다.

첫째 이승호 외(2006), 홍정효(2008), Galati(2000) 등은 외환시장

전체 거래량이 환율 변동성간에 미치는 영향을 분석했지만 본고에서는 국민연금과 같은 대규모 기관투자가의 외환거래가 외환시장에서의 환율 변동성에 미치는 영향을 분석한다.

둘째, Mougoue et al(2011)은 국제금융시장에서 거래되는 3개 주요 통화 즉 영국 파운드, 캐나다 달러 및 일본 엔화의 거래량과 미달러 표시 환율의 변동성 간의 관계를 분석했지만 본 연구에서는 국제화 되지 않은 원화의 거래량과 환율의 변동성 간의 관계를 분석한다.

셋째, 류두진(2012)은 국내 외환시장 규모에 대한 예측치를 활용하여 국민연금 해외투자가 외환시장에 미치는 영향을 분석했지만 본 연구에서는 실제 국내 외환시장의 일별 외환시장 거래량 자료와 국민연금 일별 외환거래량 자료를 활용하여 외환시장에 미치는 영향을 분석한다.

넷째, 임은하 외(2016)[1]의 연구는 국민연금 외환거래가 원/달러현물 환율의 변동성에 미치는 영향을 분석했지만 본 연구는 국민연금의 현물환 거래가 원/달러 현물환율의 변동성에 미치는 영향뿐만 아니라 국민연금의 환헤지를 위한 외환스왑거래가 원/달러 선도환율의 변동성에 미치는 영향을 분석한다.

---

1) 임은아 외(2016)의 연구에서는 국민연금 외환거래량이 크게 확대되기 전의 2014년 6월까지의 자료가 사용됐고, 평균방정식의 구성이 본 연구에서와 다르고, 분산방정식에서도 변동성의 비대칭성을 고려하는 GJR방식이 포함되지 않았음. 그리고 GARCH-X 모형에서 공변량 X변수의 계수가 음(-)으로 추정되어 X변수의 계수가 0보다 작지 않아야(계수≥0)한다는 GARCH-X 모형의 파라미터 조건(parameter conditions)을 충족시키지 못하는 것으로 보임. 이런 요인들 때문에 임은아 외(2016)의 연구 결과가 본 연구 결과와 다른 것으로 판단됨.

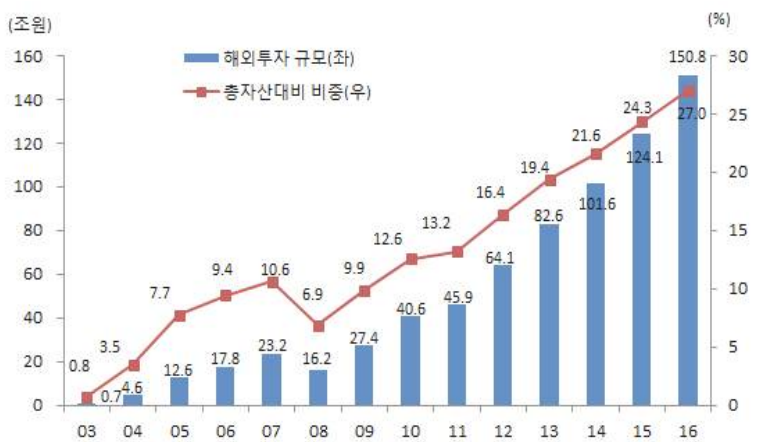
Ⅲ. 국민연금 해외투자 및 국내 외환시장 현황

1. 국민연금 해외투자 및 환헤지 정책 현황

가. 국민연금 해외투자 현황

국민연금은 2001년 7월 외화표시 한국채권에 대한 투자를 통해 해외투자를 시작했다. [그림 Ⅲ-1]에서 보는 바와 같이 2003년에 7,000억원에 불과했던 해외투자는 2007년에는 23.2조원으로 증가했다.

[그림 Ⅲ-1] 국민연금의 전체 해외투자규모 및 비중 추이



자료: 국민연금공단

그 후 해외투자는 2008년 글로벌 금융위기로 7조원정도 감소한 적이 있지만 2009년부터는 다시 빠르게 증가해 2016년 말에는 150.8조원에 달하여 2008년 투자 규모의 9.8배로 증가했다. 국민연금 총 자산 대비 해외투자 비중도 2008년 말에는 6.9%에 불과했지만 2016년 말에는 27%로 크게 확대됐다.

또 해외투자의 증가속도도 기금 적립금의 증가속도 보다 매우 빠르게 이루어지고 있다. [그림Ⅲ-2]에서 보는바와 같이 2005년에서 2016년 동안 기금적립금은 3.4배 증가한 반면 해외투자는 11.9배 증가하였다. 이렇게 해외투자가 빠르게 증가하는 것은 국민연금기금의 규모가 국내 금융시장에 영향을 줄 만큼 증가함에 따라 기금운용의 국내 자본시장에 미치는 영향을 최소화하고, 국제 분산투자를 통해 위험을 보다 효율적으로 관리하고, 보다 수익성이 높은 해외투자 대상에 대한 투자를 통해 투자 수익을 제고할 필요성이 보다 커졌기 때문이다. 특히 국내경제의 저성장으로 국내 투자자산의 수익률 및 국내 통화가치가 하락할 경우 해외투자를 통하여 보다 높은 수익이 기대되는 투자기회를 얻고 국내통화 환산수익을 기대할 수 있다. 또 향후 국민연금의 자산처분 시점에서 보유자산을 매도해야할 때 국내시장 충격을 완화하기 위해서도 해외분산투자는 필요하다.

[그림 Ⅲ-2] 국민연금기금 적립금과 해외투자의 증가속도 비교

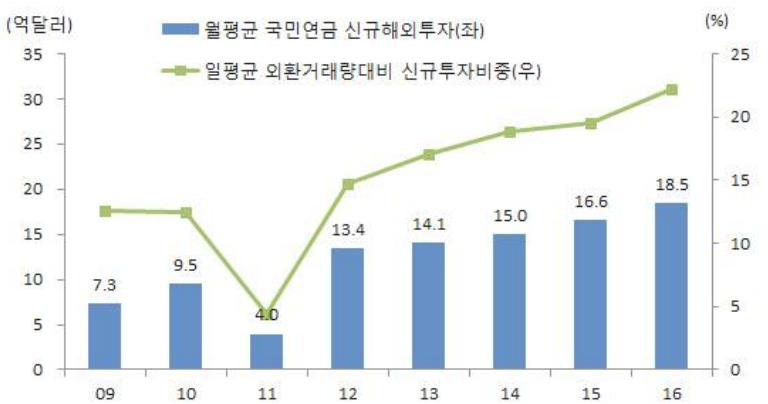


자료: 국민연금공단

이 같이 국민연금의 해외투자가 빠르게 증가함에 따라 국민연금의 신규 해외투자가 국내 외환시장 외환거래량에서 차지하는 비중도 증가했다. [그림Ⅲ-3]에서 국민연금 해외투자가 본격적으로 증가하기 시작한 2009년 이후 월 평균 신규 해외투자 규모를 보면 2009년 7.3억 달러에서 2016년에는 18.5억 달러로 증가했다. 유럽 재정위기로 4억 달러에 그친 2011년을 제외하고는 2016년까지 증가하는 모습을 보였다. 월평균 신규투자 규모가 일평균 외환시장 거래량에서 차지하는 비중도 2014년 14.7%에서 2016년에는 22.2%로 꾸준히 증가했다. 이런 상황에서 월 중 해외투자가 특정기간에 집중적으로 이뤄진다면 그리고 여기에 기존투자의 회수를 위한 외환거래가 합쳐진다면 해외투자가 외환시장에 영향을 줄 가능성이 적지 않을 것으로 판단된다.

또 2009년부터 2016년까지 월평균 신규 해외투자 규모는 12.3억 달러에 달하는데 이는 동기간 일평균 외환시장 거래량 80.9억 달러의 15.2%에 해당된다. 이 같은 사실을 고려할 때도 국민연금 해외투자를 위한 외환거래 규모는 어느 정도 국내 외환시장에 영향을 줄 수 있는 규모인 것으로 보인다.

[그림 Ⅲ-3] 국민연금 신규 해외투자와 국내외환 거래량



자료: 국민연금공단, 한국은행

해외투자의 자산별 투자 현황을 보면 해외주식투자는 2008년 말 5.7조원에서 2016년 말에는 87.5조원으로 14배 증가했고, 해외채권 투자는 2008년 말 9.2조원에서 2016년 말에는 23.4조원으로 1.6배 증가했다. 해외대체투자는 동기간 1.3조원에서 41.7조원으로 31배 증가해 해외투자 자산군중 증가속도가 가장 빠르다. 해외대체투자의 경우 거래단위가 상대적으로 크다는 점을 고려할 때 대체투자를 위한 외환거래가 외환시장에 미치는 영향은 더 클 것으로 보인다.

〈표 Ⅲ-1〉 국민연금 자산별 해외투자 추이

(단위: 조원, %)

	'08	'09	'10	'11	'12	'13	'14	'15	'16
해외 주식	5.7 (35.2)	13.4 (48.9)	19.9 (49.0)	19.7 (42.9)	31.3 (48.8)	44.4 (53.8)	56.7 (55.8)	69.9 (56.3)	87.5 (56.8)
해외 채권	9.2 (56.8)	10.5 (38.3)	13.3 (32.8)	14.6 (31.8)	18.1 (28.2)	18.5 (22.4)	20.6 (20.3)	21.9 (17.6)	23.4 (15.5)
해외 대체	1.3 (8.0)	3.5 (12.8)	7.4 (18.2)	11.6 (25.3)	14.7 (22.9)	20.0 (24.2)	24.5 (24.1)	32.3 (26.0)	41.7 (27.7)
전체	16.2 (100)	27.4 (100)	40.6 (100)	45.9 (100)	64.1 (100)	82.6 (100)	101.6 (100)	124.1 (100)	150.8 (100)

주) ( )는 비중
자료: 국민연금공단

해외투자의 자산별 비중을 보면 2008년 말까지는 해외채권 투자의 비중이 약 57%를 차지했으나 그 후 투자다변화 노력으로 해외주식 및 대체자산 비중이 확대되었다. 즉 2008년부터 2016년 동안 해외투자 중 채권비중은 57%에서 16%로 감소한 반면, 주식투자 비중은 35%에서 57%로, 해외대체투자는 8%에서 28%로 증가했다. 해외대체 투자는 해외 부동산, 인프라 및 사모펀드로 구분된다.

〈표 Ⅲ-2〉 해외주식 및 채권에 대한 지역별 투자비중(2016년 말 기준)

(단위: %)

	해외주식	해외채권(직접운용)
북미	56.0	39.3
유럽	23.0	26.7
일본	7.0	16.3
아시아(일본제외)	9.9	6.5
기타	4.1	11.2
계	100	100

자료: 국민연금공단

해외투자의 지역별 보유비중을 보면 북미 및 유럽에 60% 이상 투자되고 있다. 2016년 말 현재 해외주식의 지역별 투자 비중을 보면 북미 비중이 약 56%로 가장 높고 유럽과 일본 비중이 각각 23%와 7%를 차지하고 일본을 제외한 아시아 비중도 9.9%에 달한다. 해외채권 직접 투자의 지역별 비중의 경우 북미 비중이 39.3%로 가장 높지만 유럽, 일본 및 아시아(일본제외)가 각각 26.7%, 16.3% 및 6.5%를 차지하여 상대적으로 잘 분산되어 있다.

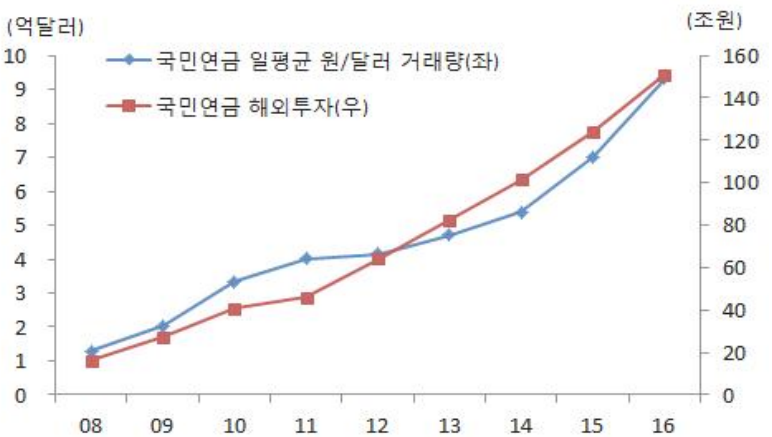
2016년 3분기 기준 해외대체투자의 지역별 투자 비중을 보면 NAV 및 잔여 약정 기준으로 볼 때 해외부동산 펀드 투자의 경우는 북미지역 투자 비중이 47%로 가장 많고 유럽 및 아시아지역 비중은 각각 14% 및 17%를 차지한다. 해외인프라 펀드 투자의 경우 글로벌 펀드 비중이 64%로 가장 높고 유럽 및 미국 투자 비중은 각각 13% 및 11% 정도다. 해외사모 펀드 투자의 경우 북미 비중이 42%로 가장 많고 유럽지역 투자가 20%, 아시아가 7% 그리고 글로벌 투자가 30%를 차지한다.

이상에서 보는 바와 같이 해외투자는 세계 여러 지역에 각 국가통화로 표시된 자산에 투자될 수 있다. 그렇지만 해외투자 시 처음에는 원화를 달러화로 바꾸고 그 다음 달러를 해당 자산표시통화로 바꾸는 과정을 거친다. 따라서 해외투자는 대부분 먼저 국내 외환시장에서 원/달

러 거래를 수반하게 된다.

이러한 이유 때문에 실제 국민연금 해외투자 증가와 함께 국민연금의 원/달러 거래량도 빠르게 증가했다. 국민연금 해외투자규모와 국민연금 원/달러 현물 거래량 추이를 나타낸 [그림 Ⅲ-4]에서보면 2008년 해외투자 규모가 16.2조원 일 때는 원/달러 일평균거래량이 1.3억 달러였지만 2016년 해외투자 규모가 150.8조원으로 확대되었을 때는 원/달러 일평균 거래량도 9.3억 달러로 확대되었다. 동기간 국민연금 해외투자와 국민연금 외환거래량간의 상관관계는 0.97에 달한다.

[그림 Ⅲ-4] 국민연금 해외투자와 일평균 외환거래액 추이



자료: 국민연금공단

나. 환헤지 정책

통상 해외자산에 투자하고 그 자산보유에 따른 외국통화에 대한 익스포저를 헤지하지 않을 때는 간접적으로 외국통화 익스포저를 보유하게 된다. 그 경우 외국통화 가치가 상승하면 해외자산 투자수익에 더하여 외국통화보유에 따른 수익을 얻을 수 있고, 반대로 외국통화의 가치가

하락하면 외국통화 포지션 보유에 따른 손실을 볼 수 있다. 따라서 통화 익스포저가 헤지되지 않을 때는 환율 변동이 최종적인 해외투자성과를 결정하는 중요한 요소가 된다. 또 환율변동은 자국통화표시 해외투자 수익률의 변동을 통하여 포트폴리오 전체 수익률의 변동성에도 영향을 미친다.

한편 일반적으로 투자자들이 외국통화를 보유하는 이유는 크게 투기적 수요(speculative demands)와 위험관리 수요(risk management demands)로 구분될 수 있다. 투기적 수요는 외국통화 보유로부터 얻을 수 있는 양의 초과 기대수익에 대한 수요이다.

위험관리 수요는 투자자들이 보유하는 다른 자산과 외국통화간의 분산효과에서 비롯되는 수요이다. 보수적인 투자자들의 투기적 통화 수요는 작기 때문에 그들의 외국통화 보유는 일차적으로 포트폴리오 위험을 관리할 필요에 의해서 설명된다.

따라서 해외투자에 수반되는 환위험을 관리하기 위해서는 환헤지 비율의 조정 등을 통하여 외화 익스포저를 적절하게 관리할 필요가 있다. 원칙적으로 해외 투자 시 위험을 최소화하기 위해서는 해외자산 투자 수익률과 정의 상관성이 큰 통화의 익스포저에 대해 매도 포지션을 취하고, 그 투자 수익률과 부의 상관성을 갖는 통화들의 익스포저에 대해서는 매수 포지션을 취하며, 투자 수익률 간의 상관관계가 없는 통화 익스포저는 완전히 헤지하는 것이 최적이다.

국민연금은 해외투자를 시작한 이후 2007년 까지는 특별한 환헤지 정책이 없는 상태에서 해외투자에 대해서 100% 환헤지를 하였다. 그런데 2007년부터는 해외투자 규모 증가 등으로 환율변동의 투자성과에 대한 영향이 커짐에 따라 기금 포트폴리오의 원화기준 가치를 보존해야 한다는 배경 하에 환 헤지 정책을 수립하였다. 초기의 환 헤지 정책은 환위험 관리체계를 개선 발전시키기 위한 방향설정을 위한 것이었다. 여기서 제시된 환 헤지 정책의 목표는 포트폴리오의 변동성 축소, 허용된

범위 내에서의 수익률 제고 및 대규모 환 손실로부터 기금을 보호하는 것이다. 이상의 세 가지 목표 중 최우선 목표는 환율변동에 의한 포트폴리오의 변동성을 축소시키는 것이다.

〈표 Ⅲ-3〉에서 보는 바와 같이 2007년 12월 최초로 전략적 환헤지 비율을 정할 때에는 해외채권의 전략적 환헤지 비율은 100%, 해외주식의 전략적 환헤지 비율은 50%였고, 전략적 환헤지 목표는 '개별 자산군 변동성 최소화' 였다. 그리고 해외대체의 경우는 주식성격의 투자는 해외주식 환헤지 정책을, 채권 성격의 투자는 해외채권의 환헤지 정책을 적용하기로 했다.

〈표 Ⅲ-3〉 국민연금기금의 전략적 헤지 비율 변화

자산군	2007년 기금운용위원회 최초설정	2009년 기금운용위원회 변경	2015년 기금운용위원회 변경
해외채권	100%	100%	0%
해외주식 (해외대체포함)	50%	0%	
전략적 환헤지 목표	개별 자산군의 위험 최소화	전체 자산의 위험 최소화	전체 자산의 위험 최소화

주1) 2015년 12월 자산전체에 대한 환헤지 비율을 0%로 변경했지만 해외채권의 환 헤지 비율은 2017년 50%에서 2018년 0%로 단계적으로 이행하기로 함
자료: 보건복지부

그 다음 2009년 9월에는 '전체 자산군 변동성 최소화' 라는 환헤지 정책의 목표 하에 전략적 환헤지 비율을 재설정하였다. 이에 따라 해외채권의 전략적 환헤지 비율은 100%로 유지했지만 해외주식 및 대체투자의 전략적 환헤지 비율은 0%로 변경하였다. 당시 시뮬레이션 결과 전체 자산 변동성 최소화를 위해서는 해외채권 및 해외주식 투자 모두 완전 환오픈(0%헤지) 하는 것이 최적이었지만 해외채권 투자의 경우 환헤지 비율이 100%로 유지되었다. 그 이유는 해외채권 투자의 경우 외환

변동성이 해외채권 자산 자체의 변동성 보다 커 환오픈 시 해외채권의 변동성 증가가 우려되었고, 당시 해외채권은 장기 통화스왑 비중이 높아[2] 환 오픈 유인이 상대적으로 낮았기 때문이다.

2007년 전략적 환헤지 비율의 도입 이후 전략적 환헤지 비율에 따른 연도별 환헤지 목표비율의 경과를 보면 〈표Ⅲ-4〉과 같다. 해외채권의 경우 100%로 일정하게 유지되었지만 해외주식투자의 환헤지 목표비율은 2009년 말 70%, 2010년 말 50%, 2011년 말 30%, 2012년 말 20%, 2013년 말 10% 그리고 2014년 말 0%로 이행되었다.

2010년에는 자산 가치 변동에 의해 불가피하게 발생하는 헤지 비율 변화와 일부 이머징 국가 투자에 허용된 환 익스포저를 수용하기 위해 해외채권과 주식에 대해 모두 전략적 헤지 비율의 허용범위를 ±10%p 결정하였다.[3] 환헤지 비율은 해외자산 가격이 하락 및 상승할 경우 자동적으로 상승 및 하락하는 효과가 발생하므로 허용범위 설정을 통해 대응할 필요가 있기 때문이다.

---

2) 2005-2006년 한국은행과 장기(10년) 통화 스왑계약을 체결하여 해외채권 환 헤지를 하였는데 이는 2009년 말 당시 국민연금 환헤지를 위한 전체 스왑물량의 57%를 차지하였다.

3) 2010년 6월 국민연금기금운용위원회에서는 해외채권의 수익률 제고 및 해외투자 다변화 차원에서 이머징국가 채권으로 투자대상을 넓히고자 해외채권 위탁운용 투자대상 신용등급을 기존 BBB0 등급 이상에서 BBB- 등급 이상으로 확대하였고 전략적 헤지 비율은 동일하게 유지하되 허용범위를 ±2%p에서 ±10%p로 확대하였다.

〈표 Ⅲ-4〉 연도별 환헤지 목표비율 경과

목표연도 (기안연월)		환헤지 목표		비고
		해외채권 (허용범위)	해외주식 (허용범위)	
'08년	('07.12)	100% (±2%p)	70%	장기 전략적 목표로 단계적 이행
	('08.10)	100% (±2%p)	90% (±10%p)	2008년 말까지만 헤지비율 상향 조정1), 해외주식 변동성 확대로 허용범위 확대2)
'09년	('08.12)	100% (±2%p)	70% (±10%p)	장기 전략적 목표로 단계적 이행
'10년	('09.9)	100% (±2%p)	50% (±10%p)	장기 전략적 목표로 단계적 이행
	('10.6)	100% (±10%p)	50% (±10%p)	해외채권 벤치마크에서 이머징 국가채권 비중(2-3%) 및 이머징 통화 변동성 (13-20%)을 고려하여 허용범위를 ±10%p로 확대
'11년	('10.11)	100% (±10%p)	30% (±10%p)	장기 전략적 목표로 단계적 이행
'12년	('11.12)	100% (±10%p)	20% (±10%p)	장기 전략적 목표로 단계적 이행
'13년	('12.09)	100% (±10%p)	10% (±10%p)	장기 전략적 목표로 단계적 이행
14년	('12.12)	100% (±10%p)	0% (±10%p)	장기 전략적 목표로 단계적 이행
15년	('15.12)	'15년 100% ' 17년 50% 18년 말 0%	0%	외환 익스포저를 자산투자와 분리하여 통합관리

주1) 환헤지 비율이 낮을수록 최초 투자 시 외화를 시장에서 많이 매입해야 했으나 당시 금융위기로 원/달러 환율이 급등하며 외환시장에서 달러화 조달이 극도로 어려워진데 기인

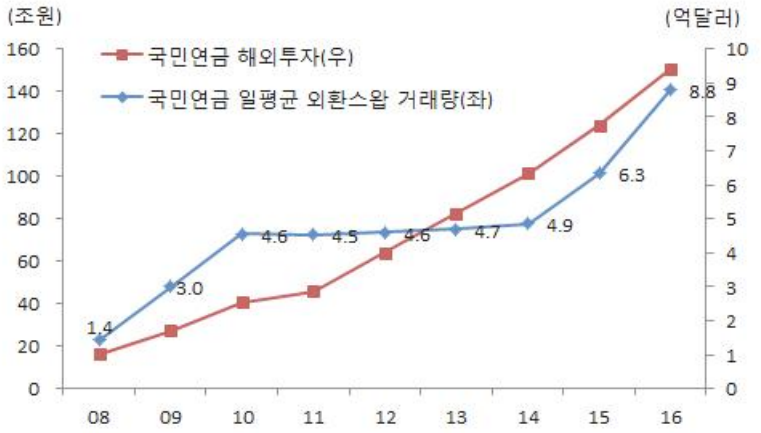
주2) 당시 해외주식가격이 하락하며 헤 비율 자동적으로 상승하게 되어 환헤지 목표비율을 맞추기 어려워진데 기인

자료: 국민연금공단

2015년 12월에는 국민연금 해외투자 전체의 전략적 환헤지 비율이 0%로 변경됐다. 이에 따라 해외주식 및 해외대체의 환헤지 비율은 종전처럼 0%로 유지되지만 해외채권에 대한 헤지비율은 기존의 100%에서 2017년 말 50%로 축소되고 2018년 말에는 최종적으로 0%로 이행된다. 해외채권에 대한 헤지비율이 0%로 이행되면 종전의 원화기준으로 헤지되었던 미 달러화 표시 채권투자는 비헤지로 변경되지만 미 달러화 이외의 로컬통화표시 투자의 경우는 기존과 동일하게 USD기준으로 헤지된다. 따라서 현재 해외채권의 직접 및 위탁 매니저는 USD 헤지 기준 수익률로 평가받고 있고, 위탁운용사는 USD기준으로 헤지하고 있는 상황에서 환헤지 비율 변경으로 큰 변화가 초래될 가능성은 거의 없다.

이상에서 본 것처럼 국민연금 해외투자의 전략적 환헤지 비율이 축소 조정되었음에도 불구하고 환헤지를 위한 국민연금의 일평균외환스왑거래는 해외투자 규모증가를 반영하여 줄지 않고 2014년 이후에는 크게 증가하였다. [그림 Ⅲ-5]에서 보면 국민연금 외환스왑거래는 해외주식 투자 환헤지 비율이 50%에서 0%로 점진적으로 조정된 2010-2014년 동안 4.6-4.9억 달러 수준을 유지하였지만 그 후 해외투자 규모와 함께 증가하면서 2016년에는 8.8억 달러로 확대되었다. 이 같은 국민연금의 외환스왑 거래 규모는 우리나라 외환스왑시장에서 1개월인 국민연금의 외환스왑거래의 만기와 유사한 외환스왑 거래 규모는 크지 않기 때문에 외환스왑시장에 영향을 줄 것으로 우려되었다.

[그림 Ⅲ-5] 국민연금 해외투자와 일평균 외환스왑 거래 규모 추이



자료: 국민연금공단

실제로 해외투자 전체의 전략적 환헤지 비율이 0%로 변경된 데에는 국내 외환파생시장 내에서 환헤지의 문제점 등이 반영됐다. 외화파생상품 시장 내에서 국민연금의 거래비중 증가로 국민연금의 대규모 원-달러 외환스왑거래 시[4] 환헤지 거래 비용 증가 및 국내외환스왑시장 충격 등의 우려가 있어 외환파생상품 거래를 추가적으로 크게 증가시키기 어려운 상황이었다. 사실 1~3개월물 국내 단기 원/달러 외환스왑시장 내에서 국민연금 거래비중은 2009년 4.1%에서 2016년에는 43.6%로 증가한 것으로 추정된다. 또 원/달러 외화파생상품 거래의 한계로 100% 환헤지하는 채권의 투자비중 확대가 어려운 측면이 있어 자산배분 상 비효율성이 발생할 가능성이 우려됐다. 해외 금융시장의 변동성 증가 등으로 위험자산을 축소할 필요가 있을 때 해외채권 대신 국내로 자금을 배분하여 환전을 포함하여 불필요한 거래비용이 발생할 수 있다. 그리고

4) 국민연금이 달러화 익스포저를 원화로 헤지할(hedging USD exposure to KRW) 때는 국내 원/달러 외화스왑시장에서 달러를 빌려 대략 1-3개월 후 미리 정해진 환율로 달러를 팔기로 하는 외화스왑거래를 체결한다.

환헤지 비율을 100%로 유지하면 금융위기 시 환헤지로 인하여 대규모 손실이 발생할 가능성이 있다. 즉 금융위기 시 달러부족으로 국내 원/달러 외환스왑시장 내에서 달러 차입 비용이 급증함에 따라 대규모 환손실이 초래될 가능성이 있다.

한편 국민연금 기금운용위원회는 2015년 12월 전체 해외자산에 대한 전략적 환헤지 비율을 0%로 결정하면서 외환 익스포저를 통합적으로 관리하는 외환관리체계 개선안도 의결했다. 종전에는 자산배분에 따라 외환 익스포저가 자동적으로 결정되었지만 외환관리체계 개선안에 따라 자산배분과 외환 익스포저에 대한 의사결정을 분리하여 외환 익스포저를 통합하여 별도 관리하는 체계로 전환된다. 통합 외환 익스포저의 관리체계에서는 환율변동 시 수익률을 방어하기 위해 일정 허용범위 내에서 외화파생상품을 활용해 외환 익스포저를 조정할 수 있다. 총 외환 익스포저의 허용범위는 2017~2018년 동안에는 총 외환 익스포저의 ±3%로 정해지고 2019년 이후에는 ±5%로 확대된다. 외환 익스포저의 조정방식은 외환파생상품 거래를 통해 조정하되, 전체 전술적 자산배분(TAA) 방향성과 부합하는 신중한 의사결정을 위해 기금운용본부 투자위원회 의결 후 실시한다.

전체 해외자산에 대해 환오픈을 하게 되면 즉 전략적 헤지비율을 0%로 유지하면 원칙적으로 환헤지를 위한 외환스왑거래를 할 필요가 없어진다. 그렇지만 통합 외환 익스포저 관리체계의 도입과 함께 일정 허용범위 내에서 외환 익스포저를 조정하려면 여전히 외환스왑거래가 필요하다. 외환 익스포저는 외환스왑거래를 활용한 환헤지를 통해 조정되기 때문이다. 그리고 국민연금의 외환스왑거래는 그 규모에 따라 국내 외환스왑시장에 여향을 줄 수 있다. 실제 〈표 Ⅲ-5〉에서 보는 바와 같이 2020년 경 총 외환 익스포저 조정을 위한 국민연금의 외환스왑 일평균 거래량은 최대 2015년 2분기 일평균 거래량과 비슷한 5.2억 달러에 달할 것으로 추정된다.

〈표 Ⅲ-5〉 외환관리체계 변경 전후 외환스왑거래 규모 비교

구분	변경 전 ('15.2분기 기준)	변경 후 ('20년 기준)
환헤지 대상	해외채권 투자금액	해외투자 총액 (총 외환 익스포저)
환헤지 기준	전략적(100% 환헤지)	전술적
총 외환 익스포저대비	18%	최대 ±5% 이내
일평균 거래량	5.2억 달러	최대 '15.2분기 거래량과 유사

자료: 보건복지부(2015)

2. 국내 외환시장 현황

가. 외환거래 규모 추이 및 거래자별 비중

최근 외환거래 규모 추이를 보면 지속적으로 증가하는 모습을 보이고 있다. 〈표 Ⅲ-6〉에서 보는 바와 같이 현물환, 선물환 및 외환스왑으로 구성되는 전체 외환거래량은 2007년 333억 달러에서 2016년에는 478억 달러로 증가하여 연 평균 4.5%씩 증가했다. 이는 글로벌 금융위기 영향에도 불구하고 국제 교역량의 증대로 외환수요가 꾸준히 증가했음을 뜻한다. 또 여타 신흥국에 비해 상대적으로 높은 우리나라의 자본시장 개방도를 반영하여 국제금융거래를 위한 외환거래 수요도 빠르게 증가했음을 뜻한다. 실제 동기간 현물환거래, 선물환 거래 및 외환스왑 거래의 연 평균 증가율은 각각 1.8%, 8.1% 및 7.2%로 선물환 거래의 증가세가 상대적으로 컸다.

〈표 Ⅲ-6〉 한국 외환상품 거래 규모 추이

(단위: 억 달러)

	2007	2010	2013	2016
현물환	174	185	199	202
선물환	51	61	73	88
외환스왑	108	184	190	178
합계	333	430	462	478
통화관련 파생상품	18	8	14	10
통화스왑	12	6	8	8
통화옵션	6	2	6	2

주1) 매년 4월중 일평균 기준
주2) 순 거래량으로 조사대상 금융기관 간 거래에 따른 이중계산(double-counting)은 제거됨
자료: BIS, Triennial Central Bank Survey, 각 연도

2016년 외환거래 중에서는 현물환과 외환스왑이 각각 43% 및 37% 정도로 대부분을 차지하고 선물환 거래의 비중은 20% 정도에 불과하였다. 한편 2016년 통화관련 파생상품 거래는 2007년에 비해 큰 폭으로 감소했다. 이는 글로벌 금융위기 이후 위험회피 성향의 증가로 투기 목적의 통화파생상품 거래 수요가 감소한데에 일부 기인하는 것으로 보인다.

〈표 Ⅲ-7〉 한국외환시장에서 각 외환상품거래의 거래자별 비중

(단위:%)

	BIS 보고 금융기관[1)]	기타금융기관	비-금융 고객
현물환	70.2	18.7	11.0
선물환	80.6	11.9	7.5
외환스왑	73.4	22.5	4.1
통화스왑	68.3	29.5	6.6
통화옵션	42.3	19.7	38.0
전체	73.1	19.1	7.9

주1) 딜러 간 시장에서 자기 계정을 갖고 거래하거나(고) 대규모 고객을 대상으로 거래하면서 BIS 서베이에 보고자로써 참여하는 대형 상업 및 투자은행 등을 뜻함
주2) BIS 서베이에 보고거래자로 분류되지 않는 금융기관으로 외환시장의 실수요자(end user)로 간주되며, 소형 상업은행, 투자은행 및 증권회사 그리고 뮤추얼펀드 연기금 헤지펀드 등이 여기에 속함
주3) 기업, 비-금융 정부기관, 투자 목적으로 딜러와 직접 거래하는 개인 거래자 등과 같은 비-금융 실수요자 들을 뜻함
자료: BIS, Triennial Central Bank Survey

〈표 Ⅲ-7〉에서 우리나라 외환시장에서 각 외환상품거래의 거래자별 비중을 보면 국제결제은행(BIS) 서베이에 보고하는 거래자로 분류되는 대형 상업은행 및 투자은행이 73% 정도를 차지한다. 소형은행 및 증권사, 연기금, 뮤추얼펀드, 헤지펀드 등으로 구성되는 기타금융기관이 차지하는 비중은 20% 내외를 차지한다. 기타금융기관에 속하는 연기금의 외환거래 비중은 상업은행이나 투자은행에 비해 상대적으로 작아 연기금의 영향력은 미미 할 수도 있을 것으로 보인다.

나. 세계 외환거래에서 차지하는 비중

우리나라 외환시장에서의 외환거래가 세계 외환거래에서 차지하는 비중은 〈표 Ⅲ-8〉에서 보는 바와 같이 2010년에는 0.9%였지만 최근에는 0.7%로 감소하여 매우 낮은 편이다. 이는 우리나라 주식시장 시가총액이 전 세계 주식시장 시가총액에서 차지하는 비중 1.8%보다 훨씬 낮은

수준이다. 한국 외환거래의 국가별 순위는 BIS 조사 대상국 54개국 중 14위를 기록하고 있다. 전 세계 외환거래 중 한국의 비중은 2016년 기준으로 러시아(0.7%), 스웨덴(0.6%) 및 룩셈부르크(0.6%)의 비중과 비슷하다. 한국 외환거래량은 외환거래량 순위 1, 2위 국가인 영국과 미국의 외환 거래량의 각각 1.9% 및 3.6% 수준이다. 영국과 미국의 외환거래가 전 세계 외환거래에서 차지하는 비중은 2016년 4월 현재 각각 36.9% 및 19.5%로 55%를 상회한다.

〈표 Ⅲ-8〉 외환거래의 국가별 비중 추이

(단위:%, 10억 US달러)

순위	국가	2007	2010	2013	2016
1	영국	34.6	36.7	40.8	36.9
2	미국	17.4	17.9	18.9	19.5
3	싱가포르	5.6	5.3	5.7	7.9
4	홍콩	4.2	4.7	4.1	6.7
5	일본	5.8	6.2	5.6	6.1
6	프랑스	3.0	3.0	2.8	2.8
7	스위스	5.9	4.9	3.2	2.4
8	호주	4.1	3.8	2.7	1.9
9	독일	2.4	2.2	1.7	1.8
10	덴마크	2.1	2.4	1.8	1.5
	기타	14.9	12.9	12.7	12.5
	(14 한국)	(0.8)	(0.9)	(0.7)	(0.7)
합계		100.0	100.0	100	100
세계 외환거래 규모		4,281	5,045	6,686	6,514

주) 각 연도 4월 일평균 거래량 기준이며, 국가순위는 2016년 기준
자료: BIS, Triennial Central Bank Survey, 각 연도

한편 2016년 4월 세계 외환거래량은 6.5조 달러로 2013년 발표 거래량 6.7조 달러에 비해 3%정도 감소했는데 이 같은 거래량 감소는

BIS가 세계 외환거래량 관련 보고서를 발표하기 시작한 1986년 이후 처음이다. 세계 외환거래량 감소는 글로벌 무역 규모의 감소와 금융시장 규제강화 및 트레이딩 인력축소 등 외환트레이딩 환경악화에 기인하는 것으로 보인다.[5)]

다. 경제규모대비 외환시장 규모

한국 외환시장은 경제 규모에 비해서도 작은 수준이다. 〈표 Ⅲ-9〉에서 한국의 GDP대비 외환 거래량 비중은 2016년 4월 현재 3.5%로 2010년 4.0%를 기록한 이후 감소하는 모습을 보이며, 미국, 일본, 홍콩 및 싱가포르의 동 비중에 비해 매우 낮다.

〈표 Ⅲ-9〉 국별 GDP대비 외환거래량 비교

(단위: %)

구분	2007	2010	2013	2016
한국	3.1	4.0	3.7	3.5
미국	5.1	6.0	7.6	7.1
일본	5.7	5.7	7.6	9.7
홍콩	85.5	104.1	99.8	141.3
싱가포르	134.5	112.5	127.5	176.6
인도	3.1	1.6	1.7	1.5
멕시코	1.4	1.6	2.5	1.7

주) 각 연도 4월의 일평균 외환거래량을 각 연도 달러표시 명목 GDP로 나눈 비율
자료: BIS, IMF

미국 및 일본의 동 비율은 2016년 현재 각각 7.1% 및 9.7%에 달하

5) 2014년 미국 정부의 볼커룰 도입으로 미국 대형 IB들의 자기자본 거래가 중단되고 2016년부터 시행되는 바젤 Ⅲ 관련 자본보전완충자본 규제 등 트레이딩 관련 규제 강화추세에 따라 트레이딩 수익이 감소되면서 대형 IB들의 인력이 축소되는 움직임이 나타남

며 2010년에 비해 20% 정도 증가했다. 홍콩 및 싱가포르의 경우는 2016년 GDP대비 외환거래량의 비율이 각각 141% 및 171%에 달할 뿐만 아니라 2010년에 비해 30%이상 상승했다. 이는 우리나라와 달리 이들 국가의 외환거래가 경제 규모에 비해 매우 클 뿐만 아니라 그 규모가 더 확대되고 있다는 것을 시사한다. 반면 우리나라의 GDP 대비 외환거래량비율은 인도 및 멕시코에 비해서는 크다.

〈표 Ⅲ-10〉 국별 무역규모대비 외환거래량 비교

(단위: %)

구분	2007	2010	2013	2016
한국	4.8	4.9	4.5	5.0
미국	23.5	27.8	32.3	33.3
일본	18.7	21.3	24.2	31.3
홍콩	25.4	28.9	28.0	44.3
싱가포르	43.0	40.1	48.9	80.4
인도	10.0	4.7	4.0	5.1
멕시코	2.6	2.8	4.1	2.5

주) 무역 규모는 수출과 수입액의 합을 뜻함
자료: BIS, IMF

한편 한국의 무역규모 대비 외환거래량의 비중은 〈표Ⅲ-10〉에서 보는 바와 같이 2016년 4월 현재 5% 수준으로 2010년 4.9%보다는 소폭 증가했다. 한국의 무역규모 대비 원/달러 거래량 비율이 증가한 것은 금융시장 변동성 확대로 인한 NDF 거래량 증가와 외국인 포트폴리오 자금 유출입 빈도 증가 및 내국인 해외투자 증가에 기인하는 것으로 보인다. 그렇지만 한국의 무역규모 대비 외환 거래량 비중은 미국, 일본, 홍콩 및 싱가포르의 동 비율 보다 크게 낮다. 2016년 미국, 일본, 홍콩 및 싱가포르의 동 비중은 각각 33%, 31%, 44% 및 80%로 한국의 경우보다 6배 이상 클 뿐만 아니라 2007년 이후 더 빠른 증가세를 보였다.

이 같은 사실은 무역규모를 고려하더라도 한국의 외환시장이 상대적으로 협소하다는 것을 뜻한다. 그렇지만 한국의 무역규모 대비 외환거래량의 비율은 인도의 동 비율과는 유사한 수준을 보이며 멕시코의 경우보다는 높다.

라. 외환시장의 변동성

우리나라 외환시장은 경제규모에 비해 외환거래량이 상대적으로 작을 뿐만 아니라 은행 간 시장이 발달되지 못해 외부 충격시 환율의 쏠림현상이 쉽게 발생되는 경향이 있다. 우리나라 은행 간 외환시장은 주로 외국환 은행들에 의해 주도되며 증권사, 자산운용사 등 외국환 업무 취급기관의 참여가 제한적이다. 또 외환거래 시 양방향 호가(two-way quote)를 제시함으로써 환율안정을 도모하는 시장 조정자(market maker) 역할을 하는 대형 금융기관이 없다. 이 때문에 국내 외환시장에서는 외부 불확실성에 따라 단기적인 환율 급등락이 상대적으로 쉽게 발생할 수 있다. 특히 2008년 글로벌 금융위기가 발생하였을 때 2008년 6월 초부터 2008년 11월 말까지 유로/달러 환율은 22%, 싱가포르 달러는 11%, 인도 루피는 18% 상승했지만 원/달러 환율은 외국인의 주식투자 자금이 급격하게 유출됨에 따라 44% 정도 상승해 상대적으로 상승폭이 더 컸다. 이는 원/달러 환율의 경우 선진국이나 다른 신흥국에 비해서도 위기 발생 시 쏠림현상이 더 크게 발생한다는 것을 시사한다.

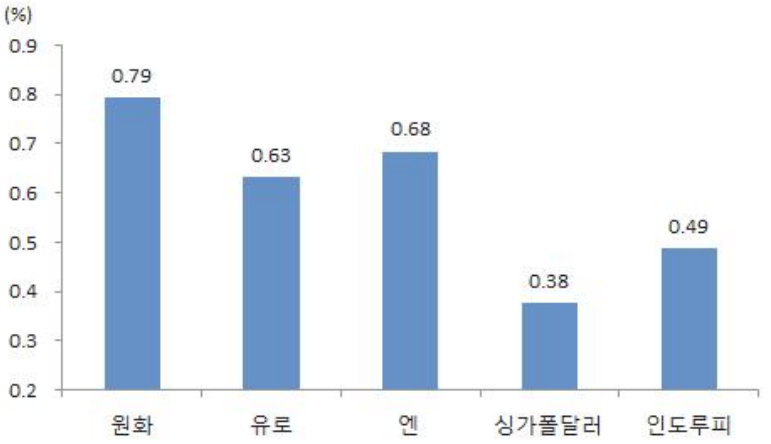
[그림 Ⅲ-6] 미 달러대비 주요통화 지수 추이



자료: Bloomberg

[그림 Ⅲ-7]에서 2007년 1월부터 2017년 1월까지 주요국의 달러화 대비 자국통화 환율의 전일대비 변동률의 표준편차를 보면 원화의 경우 0.8%로 유로화의 경우 0.6%, 엔화의 경우 0.7%, 싱가포르 달러의 경우 0.4% 그리고 인도 루피의 경우 0.5% 보다 크다. 이 같은 결과는 장기적으로 볼 때도 원/달러 환율의 변동성은 주요 선진국 통화뿐만 아니라 아시아 신흥국 통화에 비해서 상대적으로 크다는 것을 시사한다.

[그림 Ⅲ-7] 미 달러대비 주요 통화환율의 변동성



주) 2007.01.01.-2017.02.28. 동안의 일일변동률의 표준편차
자료: Bloomberg, 국민연금연구원

우리나라 외환시장의 변동성이 큰 것은 글로벌 금융위기와 같은 충격이 주식 투자자금 위주의 대규모 자본 유출이 있었던 것과 경기 순응적 자본유출입에 따른 자산시장 버블발생 및 붕괴 등에도 기인한다. 특히 경기 호황기에는 외국인 주식투자 자금이 유입되면서 버블이 초래되고 경기가 불황기로 전환될 때 동 자금이 급속히 유출되어 주식시장 및 외환시장의 불안정이 심화됐다.

Ⅳ. 국민연금 해외투자가 외환시장에 미치는 영향 실증분석

1. 해외투자를 위한 현물환 매매가 현물환율 변동성에 미치는 영향

가. 분석방법 및 모형

국민연금의 해외투자를 위한 외환거래가 원화환율의 변동성에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 먼저 환율변동성의 추정이 필요하다. 환율변동성 추정을 위해서는 변동성의 시간 가변성과 군집성을 잘 표현할 수 있는 일반화 자기회귀 조건부 이분산(GARCH:Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedasticity)모형을 활용하는 것이 바람직하다. GRRCH 모형은 금융시장 변동성의 세 가지 특징, 즉 첫째 변동성은 시간에 따라 변한다는 것, 둘째 변동성은 군집현상(volatility cluster)을 보인다는 것, 셋째 정규분포보다 두꺼운 꼬리 분포를 갖는 초과 첨도의 특징을 갖는다는 것과 같은 특징을 갖는 금융변수의 변동성을 분석하는데 적합하다.[6] 이 같은 GARCH 모형에서는 오차의 분산이 잔차항의 자승치 뿐만 아니라 시차를 갖는 조건부 이분산에 의하여 설명된다. GARCH(p,q)모형을 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

---

6) Bollerslev(1986), pp.307-327

$$y_t = X_t\beta + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t|\psi_{t-1} \sim N(0, h_t^2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\epsilon_{t-1}^2 + ... + \alpha_p\epsilon_{t-p}^2 + \beta_1 h_{t-1} + ... + \beta_p h_{t-q}$$

$$= \alpha + A(L)\epsilon_t^2 + B(L)h_t^2$$

단, $\alpha_0 > 0, \alpha_1, ...\alpha_p, \beta_1, ..., \beta_q \geq 0$

$$A(L) = \alpha_1 L + ... + \alpha_p L^p \quad B(L) = \beta_1 L + ... + \beta q L^q$$

위식에서 q=0 이면 Engle의 ARCH(p)가 되며, p=q=0 이면 ϵ_t는 단순히 백색잡음(white noise)이 된다. 위식에서 보는 바와 같이 ARCH(p)의 형태에서는 조건부 분산식이 과거의 표본 분산과 함수관계에 있으나, GARCH(p,q)의 형태에서는 조건부 분산식에 과거의 조건부 분산이 반영되고 있다. 실제로 변동성이 지속적인 대다수 금융시계열들은 GARCH(1,1) 모형으로 모형화 될 수 있는 것으로 알려져 있다.

GARCH 모형은 ARCH 구조에 조건부 분산의 시차를 추가시켜 시차구조에 보다 탄력성을 줄 수 있는 장점을 갖는다. 그리고 여기서는 국민연금의 외환거래량이 환율변동성에 미치는 영향을 분석하는 것이 주요 목적이므로 조건부 분산을 설명하는 변수로 전기의 잔차항의 제곱과 전기의 분산에 더하여 국민연금의 외환거래량을 공변량(covariate) 변수로 추가하는 GARCH-X 모형을 구성한다.

그런데 표준적인 GARCH 모형은 정보에 대한 변동성의 반응이 대칭적인 것으로 가정하고 있어 금융자산 수익률에서 흔히 관찰되는 변동성의 비대칭성을 설명할 수 없는 한계가 있다. 외환시장에서는 주식시장과 유사하게 환율이 긍정적 충격(positive)과 부정적충격(negative)에 비대칭적으로 반응하여 변동성 비대칭성(volatility asymmetry)이 크게 나타난다. 일반적으로 투자자들은 위험회피 성향을 갖고 있어 호재보다 악재에 더 민감하게 반응하는 특성을 갖고 있기 때문에 변동성 비대칭성

이 나타난다. 변동성 비대칭성이 있을 경우 표준적인 GARCH 모형은 호재로 인한 변동성 변화를 과대 추정하는 반면, 악재의 효과는 과소 추정하는 결함을 지니게 된다.

본 연구에서는 이 같은 문제점을 고려하여 악재와 호재에 대해서 변동성에 미치는 영향이 다르게 추정될 수 있는 Glosten et al(1993)의 GJR-GARCH 모형을 선택하였다. 여기서는 환율 수익률을 잘 설명할 수 있는 모형의 선택을 위하여 평균 방정식을 AR(p)로 설정하고, 오차항의 조건부 분산은 비대칭성을 고려한 GJR-GARCH(p,q)로 설정하였다. 모형의 시차는 추정치의 유의성, 잔차에 대한 Ljung-Box 검정과 ARCH 검정결과를 기준으로 선택하였다.

또 본 연구의 실증분석 모형은 모형의 분산방정식에서 공변량(covariates)으로 국민연금 외환거래량 변수가 활용되고 있으므로 AR(1)-GJR-GARCH(1,1)-X 모형이라고 할 수 있다. 과거 GARCH-X 모형에서는 대부분 공변량으로 경제변수들이 사용되었지만 최근에는 변동성을 설명할 수 있는 다양한 변수들이 활용된다. 따라서 국민연금 현물환 거래가 환율변동성에 미치는 영향을 분석하기 위해 다음과 같은 모형 식을 설정한다.

$$\text{평균방정식: } SR_t = \mu + \phi SR_{t-1} + \theta MKTSVR_t + \psi NPSSVR + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\text{분산방정식: } h_t = c + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \lambda d_{t-1} \epsilon_{t-1}^2 + \delta NPSSV_t \quad (2)$$

식(1)에서 SR_t는 환율 수익률을 나타내고, $MKTSVR$은 국내 외환시장 외환 거래량의 변화율이며, $NPSSVR$는 국민연금의 일일 외환거래량의 변화율이며, μ는 환율 수익률의 기대치를 나타낸다. $MKTSVR$변수의 계수인 θ는 외환시장 거래량 변화가 환율수익률에 미치는 영향을 나타낸다. θ의 추정계수가 양(+)이면 외환거래량이 증가할 때 원-달러 환율 수익률이 상승하는 것을 의미하고 음(-)이면 환율 수익률은 하락

하는 것을 의미한다. 또 $NPSSVR$ 변수의 계수 ψ는 국민연금 현물환 거래량의 변화가 환율 수익률의 변화에 미치는 영향을 나타낸다. ψ의 추정계수가 양(+)이면 국민연금 외환거래량이 증가할 때 원-달러 환율 수익률이 상승하는 것을 의미하고, 음(-)이면 환율 수익률이 하락하는 것을 뜻한다.

식(2)에서 h_t는 조건부 분산을 의미하고 c는 평균변동성을 나타내는데 c는 0보다 크다($c > 0$)는 조건을 만족시켜야한다. α는 변동성의 시간가변성 혹은 이분산성을 나타내며, 양(+)의 값을 가진다. 그리고 β는 변동성이 지난 시점에서의 조건부 분산에 의존하는 정도를 의미하므로 변동성의 군집화 정도를 나타내며 양(+)의 값을 가진다. 한편 b_{t-1}은 나쁜 뉴스($\epsilon_{t-1} < 0$)일 경우에는 $d_{t-1} = 1$이고, 좋은 뉴스($\epsilon_{t-1} \geq 0$)일 경우에는 $d_{t-1} = 0$인 더미변수이다.[7] 따라서 전기에 나쁜 뉴스가 발생하면 변동성은 $(\alpha + \lambda)$만큼 증가하고, 좋은 뉴스가 발생하면 변동성은 만큼 증가한다. 나쁜 뉴스의 발생이 좋은 뉴스의 발생보다 변동성을 더 크게 증가시킨다면 λ은 0보다 큰 값을 가질 것이다. 즉 λ 계수가 양(+)의 값을 가지면 나쁜 뉴스를 뜻하는 음(-)의 잔차가 좋은 뉴스를 뜻하는 양(+)의 잔차보다 변동성을 더 크게 증가시킨다는 것을 뜻한다. 그리고 공변량 변수인 $NPSSV_t$는 국민연금 현물환 거래량이며 양의 값을 갖는다. $NPSSV_t$의 계수인 δ는 "$\delta \geq 0$"이라는 조건을 만족시켜야 한다.[8] δ 추정계수가 양(+)으로 나타나고 유의하다면 국민연금 외환거래량이 많아질수록 환율 변동성은 증가하는 것을 의미한다.

나. 자료 분석

본 연구에서 사용한 자료는 2008년 1월 1일부터 2017년 1월 31일까

7) 여기서는 환율 수익률 하락을 수익관점에서 나쁜 뉴스로 간주했으나 거시 경제 측면에서는 환율하락이 무역흑자 및 경제성장률 상승 등을 반영함으로 좋은 뉴스일 수 있다.
8) Han(2010), p.4

지의 원-달러 환율, 정보흐름의 대리변수로서 미시적 정보가 내포되어 있다고 알려진 국내 외환시장에서의 현물환 거래량, 국민연금의 현물환 거래량의 시계열이다. 외환시장의 현물환 거래량은 외국환중개회사로부터 국민연금 현물환거래량은 기금운용분부로부터 구하였다. 2008년 1월부터의 환율 자료를 사용한 것은 2008년 이전에는 국민연금이 한국은행과의 통화스왑[9]을 통해 달러화를 조달해 실제 국민연금의 국내 외환시장에서의 외환거래는 2008년부터 시작되었기 때문이다. 그리고 국민연금의 해외투자정도에 따른 영향을 알아보기 위해 국민연금의 해외투자 비중에 따라 분석기간을 구분하여 분석하였다. Ⅲ장의 [그림 Ⅲ-1]에서 보는 바와 같이 국민연금 전체자산에서 해외투자가 차지하는 비중은 지속적으로 증가해 2016년 말에는 27%에 달한다. 따라서 전체 분석기간을 2008년 1월 2일부터 2011년 12월 31일까지의 해외투자 비중 15% 미만 기간 그리고 2012년 1월부터 2017년 1월 31일까지의 해외투자 비중 15% 이상의 기간으로 구분하였다. 그렇게 기간을 구분한 것은 2008.1.2. - 2011.12.31.까지의 해외투자 비중 15% 미만의 기간에는 글로벌 금융위기 기간이 포함되어 환율의 변동성이 컸던 데다 국민연금 일평균 외환거래량이 외환시장 거래량에서 차지하는 비중이 평균 3.7% 정도로 낮아 국민연금이 외환시장에 미치는 영향은 작았을 것으로 판단되었기 때문이다.

일별 원-달러 환율 수익률은 다음과 같이 일별 원-달러 환율의 로그 차분에 100을 곱해서 구했다.

9) 한은과 국민연금의 통화스왑은 국민연금 입장에서는 해외투자에 필요한 외화를 안정적으로 조달하고 한은 입장에서는 스왑기간 중 통화증발을 억제하는 효과를 얻기 위해 2005년 5월 시작됐다. 국민연금과 한은간의 통화스왑거래는 한은이 외환보유액 중 일부를 일정기간동안 국민연금에 빌려주고, 국민연금은 그에 상응하는 규모의 원화를 제공하는 방식이다. 이자는 6개월 마다 정산하며 한은은 국민연금에 5년 만기 국고채 이자를 지급하고 국민연금은 한은에 미국채 이자를 지급하는 방식이다. 그런데 그 통화스왑거래는 2007년 말 국민연금이 자체 자금 조달능력을 갖추게 되고, 국내 스왑시장 규모도 충분히 확대되어 굳이 그 필요성이 줄어든 데다 해외투자는 확대하더라도 채권비중은 줄이겠다는 국민연금의 중기 운용계획과 배치되어 중단됐다.

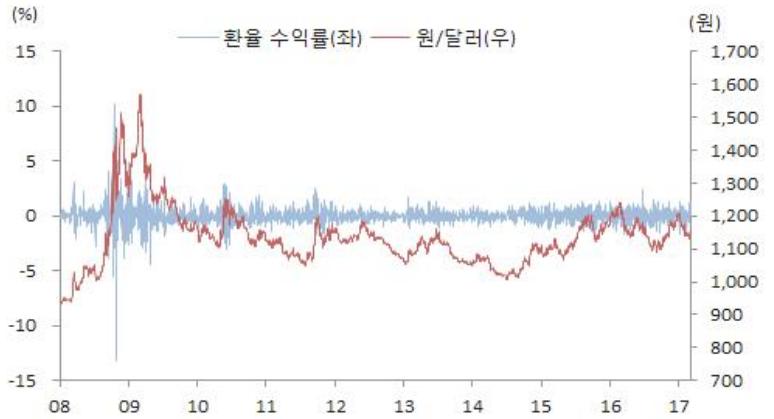
$$SR_t = 1n(EX_t / EX_{t-1}) \times 100$$

여기서 EX_t는 당일의 원-달러 현물환율의 종가이고 EX_{t-1}는 전일의 원-달러 현물환율의 종가이며, SR_t는 원-달러 환율의 수익률이다.

(1) 시계열 자료 추이

[그림 Ⅳ-1]은 원/달러 환율과 원/달러 환율의 전일 대비 수익률의 추이를 보여준다. 원/달러 환율은 글로벌 금융위기의 영향으로 2009년 3월 초 1570원까지 상승했다가 그 후 2010년 4월에는 1,107원까지 하락했다. 그 다음 2010년 5월에는 1,252원까지 상승하고 2014년 7월에는 1,010원으로 하락한 적이 있지만 대체로 1,100원과 1,200원 사이에서 등락을 보였다. 환율 수익률은 2008년 중반 이후에는 ±10%까지 등락을 보인 적이 있지만 그 후 점차 안정되었다. 특히 2012년-2014년 동안에는 대체로 ±0.5% 범위에서 안정되었지만 그 후 환율 상승과 함께 변동 폭이 소폭 확대되었다.

[그림 Ⅳ-1] 원/달러 환율 및 환율 수익률 추이



자료: Bloomberg

국내 외환시장 현물환거래량과 국민연금의 현물환거래량[10] 추이는 [그림 Ⅳ-2]에 나타나 있다. [그림 Ⅳ-2]에서 보면 외환시장의 1일 거래량은 2008년 초에는 160억 달러에 달했으나 금융위기의 영향으로 2008년 11월에는 23억 달러까지 하락했다가 2012년 7월까지 완만한 증가세를 보였다. 그 후에는 증가세를 멈추고 대체로 80억 달러 전후에서 움직이고 있다. 국민연금 1일 현물환 거래량은 2009년 중반까지 미미했지만 그 후 증가하여 2014년까지는 대체로 5억 달러 전후에서 움직이다가 2015년부터는 확대되는 모습을 보이고 있다.

[그림 Ⅳ-2] 국내 외환시장의 원/달러 현물환 거래량과 국민연금 거래량 추이



주) 국민연금 현물 원/달러 거래량에는 Fx swap의 near leg 현물환 거래가 포함되어 있음
자료: 국민연금공단, 한국은행

10) 국민연금 현물환 거래량에는 외환스왑의 near leg 현물환 거래가 포함되어 있다. 원/달러 환율 수익률의 변동성 분석을 위해서는 외환스왑 near-leg 거래량을 제외하는 것이 바람직하다. 그렇지만 현실적으로 그러한 시계열을 구할 수 없어 본 분석에서는 변동성의 큰 추세에는 큰 영향을 주지 않을 것으로 보고 국민연금 전체 현물환 거래량 시계열을 사용한다.

(2) 기초통계분석

일별 원/달러 환율 수익률 표본의 주요 기초통계량은 〈표 Ⅳ-1〉에 나타나 있다. 원/달러 수익률의 평균은 양의 값으로 나타나 표본기간 중 원화가 소폭 절하되었음을 알 수 있다. 최댓값과 최솟값의 차이는 금융위기가 있었던 해외투자 비중 15% 미만 기간에 20%를 상회하여 해외투자 비중 15% 이상 기간보다 훨씬 더 크다. 이를 반영하여 표준편차도 해외투자 비중 15% 미만 기간에 해외투자 비중 15% 이상 기간보다 더 크게 나타난다. 모든 기간의 경우 J-B 통계량이 매우 큰 값으로 나타나 원/달러 환율 수익률은 정규분포를 따르지 않는다는 것을 시사한다. 즉 정규분포보다 첨도가 크고 꼬리부분이 두꺼운 분포를 하는 것으로 나타나는데, 이는 폭등과 폭락이 정규분포에서 나타날 수 있는 것보다 훨씬 빈번하게 있었다는 것을 의미한다.

〈표 Ⅳ-1〉 원/달러 일별 환율수익률 표본의 기초통계량

(단위:%)

	해외투자 비중 15% 미만 기간 ('08.01.02- '11.12.30)	해외투자 비중 15% 이상 기간 ('12.01.02- '17.01.31)	전체 기간
평균	0.023	0.001	0.010
최댓값	8.54	2.47	8.54
최솟값	-13.23	-1.78	-13.2
표준편차	1.21	0.51	0.86
왜도	-0.69	0.05	-0.73
첨도	23.82	0.66	39.37
J-B	19,690***	24,266***	136,120***

주) J-B 통계량은 시계열이 정규분포를 한다는 귀무가설을 검정하기 위한 통계량이며 ***는 1% 유의수준에서 그 귀무가설이 기각된다는 것을 나타냄

〈표 Ⅳ-2〉에는 외환시장 원/달러 현물 거래량 자료에 대한 기초통계량이 나타나 있다. 전체 표본기간 중 우리나라 외환시장의 일평균 거래량은 81억 달러 수준이다. 해외투자 비중 15% 미만 기간 동안의 일평균 거래량은 77.1억 달러로 해외투자 비중 15% 이상의 기간의 거래량 83.9억 달러보다는 적지만 그 차이는 8% 정도에 그쳐 크지 않다. 반면 해외비중 15% 미만 기간의 표준편차는 22억 달러로 해외비중 15% 이상의 기간 표준편차 19억 달러 보다 더 크다. 그리고 모든 기간에서 왜도가 0보다 커 오른쪽으로 두껍고 긴 꼬리를 갖는 분포를 갖으며, 첨도가 3보다 작아 정규분포보다 덜 뾰족한 분포를 갖는 것으로 보인다.

〈표 Ⅳ-2〉 외환시장 원/달러 일별 현물거래량 표본의 기초통계량

(단위: 백만 USD)

	해외비중 15% 미만 기간 ('08.01.02- '11.12.30)	해외비중 15% 이상 기간 ('12.01.02.- '17.01.31)	전체 기간
평균	7,717	8,398	8,129
최댓값	17,153	15,645	17,153
최솟값	2,267	2,841	2,267
표준편차	2,265	1,888	2,072
왜도	0.28	0.14	0.13
첨도	0.27	0.19	0.26
J-B	14.01***	6.77**	11.5***

주) J-B 통계량은 시계열이 정규분포를 한다는 귀무가설을 검정하기 위한 통계량이며 ***는 1% 유의수준에서 그 귀무가설이 기각된다는 것을 나타냄

국민연금 원/달러 일별 현물거래량의 기초 통계량은 〈표Ⅳ-3〉에 나타나 있다. 전체 표본기간동안의 국민연금 일평균 거래량은 4.8억 달러로 외환시장 일평균 거래량의 6% 수준이다. 그런데 해외투자 비중 15% 이상 기간의 일평균 거래량은 6.1억 달러로 해외투자 비중 15% 미만 기간의 거래량 2.8억 달러 보다 2배 이상 많다. 외환시장 전체 거래량

에서 차지하는 비중도 해외투자 비중 15% 이상의 기간에서는 7.3%로 해외투자 비중 15% 미만의 기간에서의 3.7%의 2배 정도 된다. 이는 국민연금의 외환거래가 외환시장의 외환거래보다 매우 빠르게 증가했음을 시사한다.

〈표 Ⅳ-3〉 국민연금 원/달러 일별 현물거래량의 기초통계량

(단위: 백만 USD)

	해외비중 15% 미만 기간 ('08.01.02- '11.12.30)	해외비중 15% 이상 기간 ('12.01.02.- '17.01.31)	전체 기간
평균	286.30	612.6	483.5
최댓값	1,086	3,223	3,223
최솟값	-	-	-
표준편차	271.3	399.1	388.3
왜도	0.63	1.44	1.34
첨도	-0.66	5.39	4.70
J-B	70.41***	1981***	2,574***

주) J-B 통계량은 시계열이 정규분포를 한다는 귀무가설을 검정하기 위한 통계량이며 ***는 1% 유의수준에서 그 귀무가설이 기각된다는 것을 나타냄

국민연금 일별 거래량의 표준편차를 보면 해외투자 비중 15% 미만 기간의 경우 2.7억 달러였지만 해외투자 비중 15% 이상의 기간에서는 4억 달러로 확대됐다. 이는 국민연금 현물 달러 거래량의 변동성은 외환시장 거래량의 경우와는 반대로 해외투자 비중 15% 이상의 기간에 더 확대되었음을 시사한다. 해외투자 비중 15% 이상 기간과 전체기간의 경우 첨도가 3보다 크고 왜도가 0보다 커 정규분포보다 뾰족한 분포를 보이며 오른쪽으로 두껍고 긴 꼬리를 갖는 분포를 하고 있음을 알 수 있다.

결국 기초통계 분석에서 각 표본기간 동안 변수들의 기초 통계량을 보면 왜도는 0보다 크거나 작아 대칭적이지 못하고, 첨도는 3보다 크거

나 작아 정규분포 보다는 더 뾰족하거나 덜 뾰족한 분포를 보인다. 또 J-B 통계량도 시계열이 정규분포를 한다는 귀무가설을 기각한다. 이와 같은 통계량의 특성은 분포의 비대칭성을 고려한 JGR-GARCH-X모형을 구축하는 것이 타당하다는 것을 시사한다.

(3) 단위근 검정

증분석에 불안정한 시계열을 사용할 경우 그 결과에 가성회귀 문제가 발생할 수 있다. 이런 문제를 방지하기 위해 시계열 표본자료의 안정성 또는 정상성(stationarity)을 판단할 수 있는 단위근(unit root) 검정을 실시할 필요가 있다. 본 연구에서는 이를 위해 ADF(augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP(Phillips-Perron) 검정을 실시하였다. 그 결과는 〈표 Ⅳ-4〉에 나타나 있다. 〈표 Ⅳ-4〉에서 보면 모든 기간에 있어서 원/달러 환율 수익률 및 거래량 시계열에 대한 ADF 및 PP검정 통계 값은 이들 시계열에 단위 근이 존재한다는 귀무가설을 기각한다. 따라서 본 분석에서 활용되는 모든 시계열은 안정적인 시계열 자료임을 알 수 있다.

〈표 Ⅳ-4〉 원/달러 현물환율 및 거래량 자료에 대한 ADF검정과 PP 검정결과

		ADF 검정	PP 검정
원/달러 수익률	전체기간	-47.3439***	-47.3648***
	해외비중 15% 미만	-29.7481***	-29.7803***
	해외비중 15% 이상	-36.6075***	-36.6531***
시장 원/달러 거래량	전체기간	-19.8437***	-19.1207***
	해외비중 15% 미만	-11.6570***	-10.9842***
	해외비중 15% 이상	-16.8119***	-16.5552***
시장 원/달러 거래량 증가율	전체기간	-67.4034***	-80.0860***
	해외비중 15% 미만	-45.7638***	-54.3962***
	해외비중 15% 이상	-49.4967***	-58.6334***
국민연금 원/달러 거래량	전체기간	-25.3802***	-34.7283***
	해외비중 15% 미만	-17.5954***	-18.0473***
	해외비중 15% 이상	-22.5610***	-25.8423***
국민연금 원/달러 거래량 증가율	전체기간	-70.7637***	-86.2479***
	해외비중 15% 미만	-43.8722***	-52.9582***
	해외비중 15% 이상	-56.7462***	-70.5293***

주1) ***는 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되는 것을 나타냄

다. 추정결과

여기서는 국민연금 원/달러 현물 거래량이 원/달러 환율의 변동성에 미치는 영향을 보기 위해 앞에서 설정된 AR(1)-GJR-GARCH(1,1)-X 모형인 식(1)-(2)를 2008.01.02.-2017.01.30 동안의 데일리 자료를 사용하여 추정하였다. 여기서 분석기간은 앞의 자료 분석에서 언급된 바와 같이 국민연금 해외투자 비중이 15% 미만인 기간(2008.01.02.-2011.12.30.), 해외투자 비중이 15% 이상인 기간(2012.01.02.-2017.01.31.) 및 전체기간으로 구분됐다.

모형식 (1)-(2)의 추정결과는 〈표 Ⅳ-5〉에 나타나 있다. 〈표 Ⅳ-5〉에서 추정결과를 보면 φ 계수는 음의 값을 갖지만 통계적으로 유의하지

못해 전일의 환율수익률은 금일의 환율 수익률에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타난다. 반면 θ 계수는 모든 기간에서 1% 유의수준에서 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타난다. 이것은 모든 기간에서 외환시장 현물 거래량이 증가할 때 환율 수익률이 상승했음을 뜻한다. 한편 ψ계수는 양의 값을 가져 국민연금 외환거래량의 증가가 환율 수익률에 양(+)의 영향을 미칠 수 있음을 시사하지만 통계적 유의성이 없어 신뢰할 수 없다.

α , β 계수는 모든 기간에서 1% 유의수준에서 양의 값으로 추정되었는데 이것은 전일의 환율 수익률에 대한 충격이 현재의 환율 수익률의 변동성에 영향을 미치며, 변동성의 군집성이 지속된다는 것을 의미한다. λ 계수 값이 통계적으로 유의한데 이는 변동성의 비대칭성이 존재한다는 것을 뜻한다. 그렇지만 λ 계수 값이 음(−)으로 추정되어 나쁜 뉴스의 발생이 좋은 뉴스의 발생보다 변동성을 더 크게 증가시키지 못한다는 것을 시사한다.

또 LB Q통계량의 P 밸류는 모든 기간에 있어서 0.05보다 크게 나타나 잔차들이 계열 상관성을 갖지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하고 수용한다는 것을 뜻한다.[11] 따라서 모형 내에서 잔차들간의 계열 상관성이 존재하지 않아 모형은 적절하게 선택된 것으로 판단된다.

그런데 국민연금 외환거래량이 환율 수익률의 조건부 변동성에 미치는 영향을 나타내는 δ 계수는 기간별로 다르게 나타난다. 해외투자 비중 15% 미만의 기간에서는 분산 방정식에서 δ 계수가 통계적으로 유의하지 않게 나타나 국민연금의 외환거래가 환율 수익률의 변동성에 영향을 주지 못했던 것으로 나타난다. 그 이유는 이기간 동안에는 글로벌

11) 이상의 GARCH 모형이 적절하다면, 그 표준화 잔차(standardized residuals)들이 계열 상관성을 가져서는 안 되며(평균방정식이 바르게 선택된다면), 그 것의 제곱도 계열 상관성을 갖지 않아야 한다(분산이 바르게 선택된다면). 이를 검정하기 위해서 $\frac{\epsilon_t}{\sqrt{h_t}}$ 계열에 대해 Ljung-Box 및 Mcleod-Li Test를 하였다.

금융위기가 발생되어 그 변동성이 컸던 데다 국민연금의 외환 거래량이 전체 거래량에서 차지하는 비중도 3.7% 정도로 적었기 때문으로 판단된다.

그러나 국민연금의 외환 현물 거래량이 전체 외환시장 거래량의 약 7.3%였던 해외투자 비중 15% 이상의 기간에서는 δ 계수 추정치는 1% 유의수준에서 양(+)의 부호를 갖는다. 이런 결과는 국민연금의 외환거래량의 증가가 환율 수익률의 변동성을 증가시키는 쪽으로 영향을 미쳤음을 시사한다.

〈표 Ⅳ-5〉 국민연금 현물환 거래량 변화가 원/달러 환율수익률변동성에 미치는 영향 추정 결과

	해외비중 15% 미만 기간 '08.01.02- '11.12.30)	해외비중 15% 이상 기간 ('12.01.02- '17.01.31)	전체 기간
평균 방정식			
μ	0.0713 (2.2786)	0.0375 (1.1454)	-0.3246 (1.1386)
ϕ	0.0147 (0.0374)	-0.0246 (0.0285)	-0.0064 (0.0232)
θ	0.0067*** (0.0011)	0.0027*** (0.0006)	0.0036*** (0.0005)
ψ	0.00006 (0.00008)	0.00002 (0.00009)	0.00006 (0.00006)
분산 방정식			
C	326.160 (127.616)	16.2841* (8.0203)	42.3961*** (12.0954)
α	0.2298*** (0.0385)	0.0430*** (0.0123)	0.1358*** (0.0178)
β	0.8572*** (0.0232)	0.9804*** (0.0115)	0.9163*** (0.0127)
λ	-0.2075*** (0.0365)	-0.0698*** (0.0115)	-0.1188*** (0.0171)
δ	-0.3866 (0.2941)	0.0768*** (0.0223)	0.0042 (0.0043)
로그우도	-4832.39	-6711.9289	-11573.06
LB Q(40)	40.75(0.393)	46.97(0.178)	49.25(0.125)

주1) ( )는 표준오차이며, LB Q 통계량의 경우 ( )는 P값을 나타냄

2) LB Q 통계량은 $\frac{\epsilon^t}{\sqrt{h^t}}$ 계열에 대한 LB 검정결과임

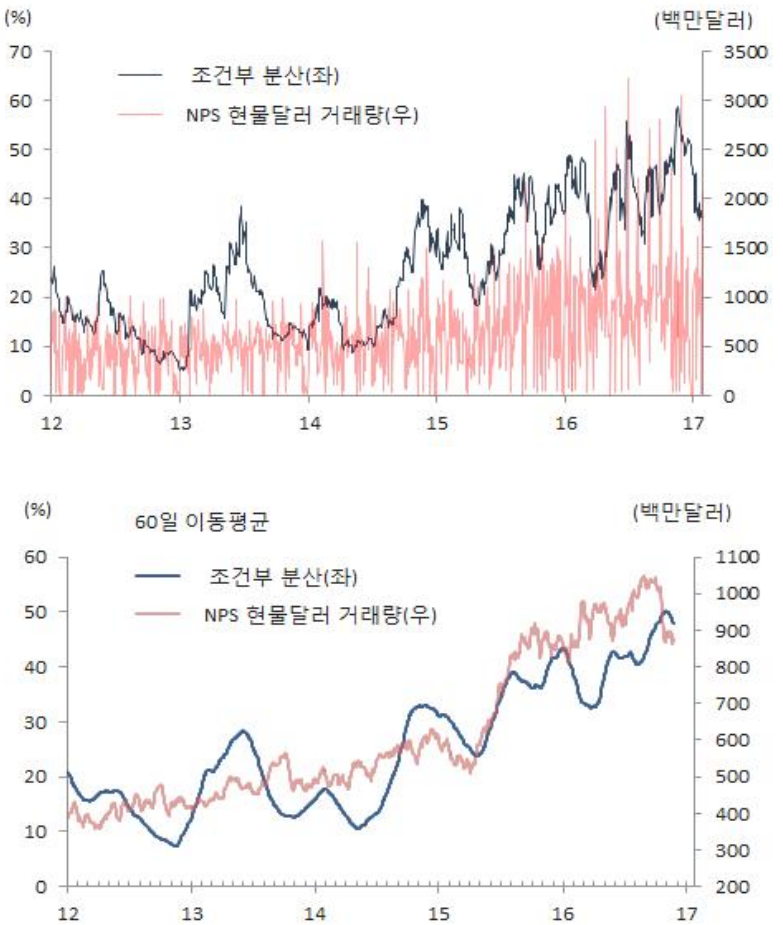
그렇지만 전체기간 동안에서는 δ 계수의 추정치는 통계적으로 유의하지 못한 것으로 나타난다. 이는 전체기간 동안으로 볼 때 국민연금 외환거래량이 환율 수익률의 변동성에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못했다는 것을 시사한다.

결국 2008년 이후 국민연금의 해외투자를 위한 현물 원/달러 거래는 상대적으로 외환거래량이 적었던 해외투자 비중 15% 미만의 기간에는 외환시장에서의 환율의 수익률의 변동성에 영향을 미치지 못했지만 외환거래량이 보다 증가했던 해외투자 비중 15% 이상의 기간에서는 실제로 환율의 수익률의 변동성을 증가시키는 쪽으로 영향을 미친 것으로 판단된다.

또 국민연금 외환거래량이 환율 수익률의 변동성에 영향을 미쳤던 해외투자 비중 15% 이상인 기간 동안에 식(1)-(2)로 추정된 조건부 분산과 국민연금 현물거래량 추이를 보면 [그림 Ⅳ-3]과 같다. [그림 Ⅳ-3]에서 보면 국민연금 외환거래량이 증가함에 따라 환율 수익률의 조건부 분산도 증가하는 모습을 보인다. 이 같은 모습은 그 조건부 분산과 국민연금 현물달러 거래량의 60일 이동평균 추이를 보면 보다 뚜렷하게 나타난다. 두 변수의 60일 이동평균의 상관관계는 0.87에 달한다.

이와 같은 분석결과는 국민연금의 해외투자 확대로 외환거래량이 증가할수록 국민연금의 외환거래가 환율의 변동성에 더 크게 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

[그림 Ⅳ-3] 2012년 이후 국민연금 현물환 거래량과 현물환율수익률의 조건부 분산 추이



한편 국민연금의 외환거래량이 증가할수록 국민연금의 외환거래가 환율의 변동성에 더 크게 영향을 미칠 수 있다는 주장을 뒷받침하기 위해 외환시장 전체의 현물 거래량은 원/달러 환율의 변동성에 어떻게 영향을 미치는 지를 분석했다. 이를 위해 앞의 모형과 유사한 식 (3)-(4)와 같은 모형을 설정하고 전체 표본 기간에 대해 추정해보았다.

모형 식에서 $MKTSV_t$는 외환시장 전체의 외환시장 거래량이며 나머지 변수는 식 (1)-(2)와 동일하다.

$$SR_t = \mu + \phi SR_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

$$h_t = c + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \lambda d_{t-1}\epsilon_{t-1}^2 + \delta MKTSV_t \quad (4)$$

〈표 Ⅳ-6〉에서 식(3)-(4) 추정결과를 보면 평균방정식에서의 ϕ 계수가 음의 값을 가져 전날의 원/달러 환율의 하락이 당일의 환율수익률을 감소시키는 것으로 나타나지만 그 계수 값이 통계적으로 유의성이 없어 신뢰할 수 없다. 조건부 분산방정식을 보면 α 계수가 유의수준 1%에서 양의 값으로 나타나 전일의 환율 수익률 충격이 금일의 환율 수익률 변동성에 영향을 미친다고 볼 수 있다.

〈표 Ⅳ-6〉 외환시장 전체 거래량이 환율수익률 변동성에 미치는 영향 추정

	전체 기간 (2008.01.02-2017.01.31.)
평균방정식	
μ	-0.2715(1.0791)
ϕ	-0.0115(0.0215)
분산방정식	
C	50.1857(38.9102)
α	0.1298(0.0176)***
β	0.9115(0.0139)***
λ	-0.1057(0.0179)***
δ	0.0127(0.0059)***
로그우도	-1852.51
LB Q(40)	49.01(0.1308)

주) ( )는 표준오차이며, LB Q통계량의 ( )는 P 값이다.

또 β 계수는 통계적으로 유의한 것으로 나타났는데 이는 금일 환율 수익률 변동성이 전일 수익률 변동성의 영향을 받아 변동성의 군집성이 지속된다는 것을 의미한다. 변동성의 비대칭성을 나타내는 λ 계수가 1% 수준에서 유의하게 나타난 것은 변동성의 비대칭성이 존재한다는 것을 뜻한다. 특히 λ 계수의 부호가 음(−)으로 나타났는데 이는 나쁜 뉴스가 좋은 뉴스보다 변동성에 더 크게 영향을 미치지 못했음을 의미한다.

그리고 외환시장 외환거래량이 환율변동성에 미치는 영향을 나타내는 δ 계수는 유의수준 1%에서 양(+)의 부호를 갖는다. 이는 외환시장 전체 외환 거래량이 증가하면 환율 수익률 변동성이 증가한다는 것을 뜻한다. 또 이는 Ⅱ장에서 언급된 혼합분포가설[12]을 지지하는 결과라고 볼 수 있다. 또한 국민연금의 외환거래량이 더 크게 증가하면서 환율변동성에 더 영향을 미칠 수 있다는 앞의 분석 결과를 뒷받침한다.

2. 환헤지를 위한 외환스왑거래가 거래가 선도환율 변동성에 미치는 영향

가. 분석방법 및 모형

본 절에서는 국민연금의 환헤지를 위한 외환스왑거래가 외환스왑시장에 미치는 영향을 분석한다. 보다 구체적으로는 국민연금의 외환스왑을 위한 선도환 거래가 선도환율(forward exchange rate)의 변동성에 미치는 영향을 분석한다. 선도환율은 현물환율과 달리 선물환 계약의 만기별로 다양하게 결정된다. 현물환 거래량이 현물환율 변동성에 미치는 영향분석의 경우처럼 외환스왑거래량이 선도환율의 변동성에 미치는 영향

12) 혼합분포가설(mixture distribution hypothesis)에서는 거래량과 변동성이 모두 내생적으로 결정되는 확률변수로 이해한다. 그래서 새로운 정보가 시장에 전달되면, 거래량−변동성이 서로 동시적인 정(+)의 상관관계를 갖는다고 설명한다.

을 일률적으로 분석하기는 어렵다. 따라서 국민연금의 외환스왑거래량이 국민연금의 선도환 계약기간과 같은 만기가 1개월인 선도환율의 변동성에 미치는 영향을 분석한다.

그리고 이 같은 분석을 위해 앞의 현물환 거래의 현물환율에 대한 영향 영향분석에서 사용된 모형과 유사한 GJR-GARCH(1,1)-X 모형을 활용한다. 다만 여기서의 평균 방정식에서는 선도환율은 현재 시점에서의 현물환율에도 크게 영향을 받기 때문에 선물환 변화율의 시차변수(AR(1)) 대신 현물환율의 변화율을 포함시킨다. 그리고 외환스왑시장에서 만기가 1개월인 선도환의 시장 거래량은 따로 구하기 어렵기 때문에 외환스왑시장 거래량 변수는 평균 방정식에서 제외하고 대신 국민연금 외환스왑거래량 변화율 변수를 포함시킨다.

이상의 설명을 반영한 1개월 만기 선도환율과 국민연금의 외환스왑 거래량이 포함된 GJR-GARCH(1,1)-X 모형의 평균방정식과 분산방정식은 다음과 같이 설정한다.

$$\text{평균방정식: } FR_t = \mu + \phi SR_t + \psi NPSFVR + \epsilon_t \quad (5)$$

$$\text{분산방정식: } h_t = c + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} + \lambda d_{t-1}\epsilon_{t-1}^2 + \delta NPSFV_t \quad (6)$$

식 (5)에서 FR_t는 당일 1개월 만기 선도환율의 수익률이고, SR_t은 당일 현물환율의 수익률이다. ϕ의 추정계수가 양(+)이면 현물환율 수익률이 상승할 때 원-달러 선도환율 수익률이 상승하는 것을 의미하고 음(-)이면 선도환율 수익률은 하락하는 것을 의미한다. 그리고 $NPSFVR$은 국민연금 외환스왑 거래량의 변화율이다.

식(6)은 앞에서의 국민연금 현물 거래량의 영향을 분석할 때와 같이 양의 값의 잔차가 음의 값의 잔차와 다르게 영향을 미치는 비대칭적 조건부 분산행태(Asymmetrical Conditional Variance Behavior)를 나타낸다. h_t는 조건부 분산을 의미하고, c는 평균변동성을 나타내며, α

는 변동성의 시간가변성 혹은 이분산성을 나타내며, 그리고 β는 변동성이 지난 시점에서의 조건부 분산에 의존하는 정도를 의미하므로 변동성의 군집화 정도를 나타낸다. 그리고 c, α 및 β는 모두 양(+)의 값을 갖는다. 한편 d_{t-1}은 나쁜 뉴스($\epsilon_{t-1}<0$)일 경우에는 $d_{t-1}=1$이고, 좋은 뉴스($\epsilon_{t-1}\geq 0$)일 경우에는 $d_{t-1}=0$인 더미변수이다. 따라서 전기에 나쁜 뉴스가 발생하면 변동성은 $(\alpha+\lambda)$만큼 증가하고, 좋은 뉴스가 발생하면 변동성은 α만큼 증가한다. 나쁜 뉴스의 발생이 좋은 뉴스의 발생보다 변동성을 더 크게 증가시킨다면 λ은 0보다 큰 값을 가질 것이다.

그리고 $NPSFV_t$는 국민연금 외환스왑 거래량이다. δ 추정계수가 양(+)으로 나타나고 통계적으로 유의하다면 국민연금 외환스왑 거래량이 많아질수록 선도환율의 변동성은 증가하는 것을 의미한다.

나. 자료 분석

본 연구에서 사용한 자료는 앞에서의 현물환율 변동성 분석 때와 같이 2008년 1월 1일부터 2017년 1월 31일까지의 1개월 만기원-달러 선도환율, 국민연금의 외환스왑거래량의 시계열이다. 그리고 분석기간은 국민연금의 해외투자정도에 따른 영향을 알아보기 위해 국민연금의 해외투자 비중에 따라 구분되었다. 즉 앞 절에서 국민연금 현물환거래의 현물환율에 대한 영향의 분석 때와 같이 전체 분석기간을 2008년 1월 2일부터 2011년 12월 31일까지의 해외투자 비중 15% 미만 기간 그리고 2012년 1월부터 2017년 1월 31일까지의 해외투자 비중 15% 이상의 기간으로 구분하였다.

일별 원-달러 선도환율 수익률은 다음과 같이 일별 원-달러 선도환율의 로그 차분에 100을 곱해서 구했다.

$$FR_t = 1\mathrm{n}(EFX_t|EFX_{t-1})\times 100$$

여기서 EFX_t는 당일의 원-달러 선도환율의 종가이고 EFX_{t-1}는 전일의 원-달러 선도환율의 종가이며, FR_t는 원-달러 선도환율의 수익률이다.

(1) 시계열 자료 추이

[그림 Ⅳ-4]은 1개월 만기 원/달러 선도환율[13]과 그 선도환율의 전일 대비 수익률의 추이를 보여준다. 원/달러 선도환율은 글로벌 금융위기의 영향으로 2009년 3월 초 1,570원까지 상승했다가 그 후 2011년 7월에는 1,052원까지 하락했다. 그 다음 1,100원 내외에서 등락을 보이다 2014년 7월에는 1,052원까지 하락한 후 다시 상승흐름을 보여 2016년 2월에는 1,240원까지 상승했다가 등락 흐름을 보이고 있다.

[그림 Ⅳ-4] 1개월 만기 원/달러 선도환율 및 선도환율 수익률 추이

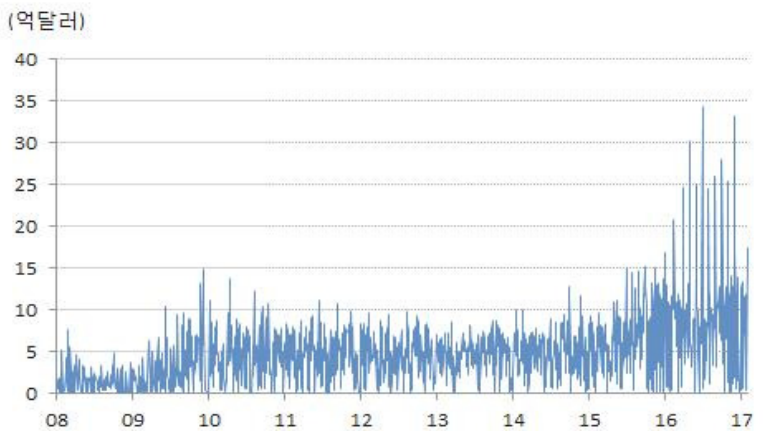


자료: Bloomberg

13) 원/달러 선도환율은 현물환율에 스왑 포인트를 더해서 구했다.

1개월 만기 선도환율 수익률은 2008년 중반 이후 ±10% 이상까지 등락을 보인 적이 있지만 그 후 점차 안정되었다. 특히 2012년-2014년 동안에는 선도환율 수익률의 일별 표준편차가 0.31%을 나타내며 그 변동성이 대체로 안정되는 모습을 보였다. 그렇지만 2015년부터는 선도환율 상승과 함께 일 표준편차가 0.6%으로 상승하며 변동 폭이 확대되었다.

[그림 Ⅳ-5] 국민연금의 환헤지를 위한 일별 외환스왑 거래량 추이



자료: 국민연금공단

외환스왑시장에서 국민연금의 환헤지를 위한 일별 만기 1개월 외환스왑 거래량 추이는 [그림 Ⅳ-5]에 나타나 있다. 2008년 국민연금의 일평균 외환스왑 거래량은 평균 1.4억 달러 수준으로 미미했지만 2009년에는 연 평균 3억 달러 수준으로 증가했다. 그 후 국민연금의 일평균 외환스왑 거래량은 2010년부터 2014년까지는 큰 변동 없이 연평균 4.5억 달러 수준을 유지하였다. 그렇지만 그 거래량은 2015년부터 증가하기 시작해 2016년에는 일평균 거래량은 8.6억 달러에 달할 만큼 크게 증가했다.

(2) 기초 통계량 분석

우선 1개월 만기 원/달러 선도환율의 일별 수익률 표본의 주요 기초 통계량은 〈표 Ⅳ-7〉에 나타나 있다. 원/달러 선도환율 수익률의 평균은 모든 기간에서 양의 값으로 나타나 표본기간 중 선도환율은 평균적으로 소폭 상승하였음을 시사한다. 선도환율 수익률의 표준편차를 보면 금융위기가 있었던 해외투자 비중 15% 미만의 기간의 표준편차는 1.2로 해외투자 비중 15% 이상의 기간 동안의 표준편차 0.5보다 훨씬 크게 나타난다. 이 같은 결과는 해외투자 비중 15% 미만의 기간 동안 글로벌 금융위기가 발생해 선도환율 수익률의 변동성이 확대된 것에 기인한 것으로 보인다. 선도환율 수익률의 최댓값과 최솟값의 차이도 해외투자 비중 15% 미만 기간에는 20%p에 달하며 해외투자 비중 15% 이상 기간에서 보다 훨씬 더 크다.

또 해외투자 비중 15%미만의 기간과 전체기간동안에 첨도가 3을 크게 초과해 정규분포보다 뾰족한 분포를 보인다는 것을 시사한다. 그리고 전기간 동안 J-B 통계량이 매우 큰 값으로 나타나 원/달러 선도환율 수익률은 정규분포보다 첨도가 크고 꼬리부분이 두꺼운 분포를 한다는 것을 시사한다. 이 같은 결과는 폭등과 폭락이 정규분포에서 나타날 수 있는 것보다 훨씬 빈번하게 있었다는 것을 의미한다.

〈표 Ⅳ-7〉 원/달러 일별 선도환율 수익률 표본의 기초통계량

(단위:%)

	해외투자 비중 15% 미만 기간 ('08.01.02- '11.12.30)	해외투자 비중 15% 이상 기간 ('12.01.02.- '17.01.31)	전체기간
평균	0.023	0.0014	0.01
최댓값	7.48	2.46	7.48
최솟값	-12.58	-1.77	-12.58
표준편차	1.15	0.52	0.84
왜도	-1.08	0.03	-1.11
첨도	21.98	0.66	33.14
J-B	16,816***	21.02***	93,328***

주1) J-B 통계량은 시계열이 정규분포를 한다는 귀무가설을 검정하기 위한 통계량이며 ***는 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각된다는 것을 나타냄

한편 국민연금 원/달러 일별 외환스왑 거래량의 기초 통계량은 〈표 Ⅳ-8〉에 나타나 있다. 전체 표본 기간 동안의 국민연금 일평균 외환스왑 거래량은 5억 달러 수준이다. 그런데 해외투자 비중 15% 이상 기간의 일평균 거래량은 6억 달러로 해외투자 비중 15% 미만 기간의 거래량 3.6억 달러 보다 67% 정도 더 많다. 2014년 해외주식투자의 환헤지 목표비율이 0%로 이행되었음에도 불구하고 환헤지를 위한 외환스왑 거래가 증가한 것은 해외투자 비중 증가로 해외채권 투자의 절대 액이 그 만큼 증가했기 때문이다. 국민연금 일별 거래량의 표준편차를 보면 해외투자 비중 15% 미만 기간의 경우 2.7억 달러였지만 해외투자 비중 15% 이상의 기간에서는 2.6억 달러로 소폭 축소됐다. 이 같은 결과는 국민연금 외환스왑 거래량의 변동성은 외환스왑 거래량이 증대되면서 소폭 감소하였음을 시사한다. 해외투자 비중 15% 이상 기간과 전체 기간의 경우 첨도가 3보다 크고 왜도가 0보다 커 정규분포보다 뾰족한 분포를 보이며 오른쪽으로 두껍고 긴 꼬리를 갖는 분포를 하고 있음을 알 수 있다.

〈표 Ⅳ-8〉 국민연금 원/달러 일별 외환스왑 거래량의 기초통계량

(단위: 백만 USD)

	해외비중 15% 미만 기간 ('08.01.02- '11.12.30)	해외비중 15% 이상 기간 ('12.01.02.- '17.01.31)	전체 기간
평균	364.90	601.82	502.2
최댓값	1,482.79	3,440	3,440
최솟값	-	-	-
표준 편차	274.58	255.62	355.62
왜도	0.59	2.08	1.75
첨도	0.0001	10.25	8.78
J-B	48.36***	5,809.78***	7,321.23***

주1) J-B 통계량은 시계열이 정규분포를 한다는 귀무가설을 검정하기 위한 통계량이며 ***는 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각된다는 것을 나타냄

결국 국민연금 외환스왑 거래량의 기초통계량 분석의 경우에도 현물환 거래량의 경우와 같이 왜도는 0보다 크거나 작아 대칭적이지 못하고, 첨도는 3보다 크거나 작아 정규분포 보다는 더 뾰족하거나 덜 뾰족한 분포를 보이며, J-B 통계량도 시계열이 정규분포를 한다는 귀무가설을 기각하므로 분포의 비대칭성을 고려한 JGR-GARCH-X모형을 구축하는 것이 타당하다는 것을 시사한다.

(3) 단위근 검정

여기서는 원/달러 선도환율 및 국민연금 선도환 거래량 시계열 자료가 안정성 또는 정상성(stationarity)을 갖는지를 판단하기 위해 단위근(unit root) 검정을 실시했다. 즉 시계열자료의 단위근 존재 여부를 파악하기 위해 〈표 Ⅳ-9〉에서 보는 바와 같이 ADF검정과 PP검정을 실시하였다.

〈표 Ⅳ-9〉에서 보면 모든 기간에 있어서 원/달러 선도환율 수익률

및 선도환 거래량 시계열에 대한 ADF 및 PP검정 통계 값은 이들 시계열에 단위 근이 존재한다는 귀무가설을 기각한다. 따라서 본 분석에서 활용되는 모든 시계열은 안정적인 시계열 자료임을 알 수 있다.

〈표 Ⅳ-9〉 원/달러 선도환율 및 국민연금 외환스왑 거래량 자료에 대한 ADF검정과 PP 검정결과

		ADF 검정 통계	PP 검정 통계량
원/달러 선도환율 수익률	전체기간	-42.9884***	-42.9936***
	해외비중 15% 미만	-28.5987***	-28.6121***
	해외비중 15% 이상	-33.4953***	-33.5425***
국민연금 원/달러 선도환 거래량	전체기간	-27.1194***	-27.8382***
	해외비중 15% 미만	-19.2866***	-19.8783***
	해외비중 15% 이상	-22.3326***	-22.8943***
국민연금 원/달러 선도환 거래량 증가율	전체기간	-72.0311***	-93.6962***
	해외비중 15% 미만	-50.0135***	-64.7676***
	해외비중 15% 이상	-51.1962***	-67.0555***

주1) J-B 통계량은 시계열이 정규분포를 한다는 귀무가설을 검정하기 위한 통계량이며 ***는 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각된다는 것을 나타냄

다. 추정결과

여기서는 국민연금이 환헤지를 위해 외환스왑시장에서 거래한 1개월 만기 외환스왑 거래량이 1개월 만기 원/달러 선도환율의 변동성에 미치는 영향을 보기 위해 앞의 분석모형에서 설정된 식(5)-(6)을 2008.01.02-2017.01.30 동안의 일별 자료를 사용하여 추정하였다. 또 앞에서 현물환율 변동성에 대한 영향분석 때와 같이 국민연금 해외투자 비중이 15% 미만인 기간과 해외투자 비중이 15% 이상인 기간으로 구분해 추정했다.

식(5)-(6)의 추정결과는 〈표 Ⅳ-10〉에 나타나 있다. 〈표 Ⅳ-10〉에서 보면 ϕ계수는 모든 기간에서 양(+)의 값으로 추정되었지만 통계적으

로 유의하지 못해 현물환율의 수익률은 선도환율의 수익률에 영향을 미치지 못한 것으로 판단된다. ψ계수는 해외투자 비중 15% 이상의 기간과 전체기간에서 양(+)으로 추정되어 국민연금 외환스왑거래가 증가할 때 선도환율이 상승할 수 있음을 시사하지만 통계적 유의성이 없어 신뢰할 수 없다.

그렇지만 α , β 계수는 1% 유의수준에서 양의 값을 나타내는데 이는 각각 전일의 충격이 현재의 변동성에 영향을 미치며, 변동성의 군집성이 지속된다는 것을 의미한다. 또 λ 계수의 추정 값은 음(−)으로 추정되었지만 통계적으로 유의미해 변동성의 비대칭성이 존재한다는 것을 뜻한다. 이 같은 결과는 나쁜 뉴스의 발생이 좋은 뉴스의 발생보다 변동성을 더 크게 증가시키지 못한다는 것을 시사한다.

한편 국민연금의 외환스왑 거래가 선도환 수익률 변동성에 미치는 영향을 나타내는 δ 계수의 추정치를 기간별로 보면 다음과 같다. 국민연금 해외투자 비중이 15% 미만의 기간에서는 δ 계수가 음(−)의 값으로 추정되며 통계적으로도 유의하지 않게 나타난다. 또 전체 기간에서는 δ 계수의 추정치는 양(+)의 값으로 나타나지만 통계적으로 유의하지 못하다. 이런 결과는 해외투자 비중이 15% 미만의 기간과 전체 기간에서는 평균적으로 국민연금의 외환스왑 거래량이 선도환율 수익률의 변동성에 통계적으로 유의하게 영향을 주지 못했다는 것을 시사한다.

그러나 국민연금의 해외투자 비중 15%이상의 기간에서 δ 계수 추정치는 10% 유의수준에서 양(+)의 부호를 갖는다. 이것은 국민연금의 외환스왑 거래량이 증가했을 때 국민연금의 외환스왑 거래가 선도환율 수익률의 변동성을 확대 시키는 쪽으로 영향을 미쳤다는 것을 시사한다.

〈표 Ⅳ-10〉 국민연금 외환스왑 거래량이 선도환율 수익률 변동성에 미치는 영향 추정

	해외비중 15% 미만 ('08.01.02- '11.12.30)	해외비중 15% 이상 ('12.01.02- '17.01.31)	전체기간 ('08.01.02- '17.01.31)
평균 방정식			
μ	0.1194 (2.6209)	0.0180 (1.3857)	-0.2535 (1.1990)
ϕ	0.0301 (0.0297)	0.0016 (0.0305)	0.0143 (0.0204)
ψ	-0.0002 (0.00017)	0.00012 (0.00013)	0.00001 (0.0001)
분산 방정식			
C	609.9968** (299.2209)	24.6487 (15.5246)	27.6020 (21.1043)
α	0.2053*** (0.0422)	0.0474*** (0.0103)	0.0942*** (0.0129)
β	0.8292*** (0.0376)	0.9741*** (0.0096)	0.9372*** (0.0101)
λ	-0.1325*** (0.0398)	-0.0673*** (0.0134)	-0.0755*** (0.0131)
δ	-0.7356 (0.4585)	0.0977* (0.0378)	0.0020 (0.0423)
로그우도	-4,853	-6,053	-10,455
LB Q(40)	37.15(0.508)	44.65(0.241)	46.05(0.203)

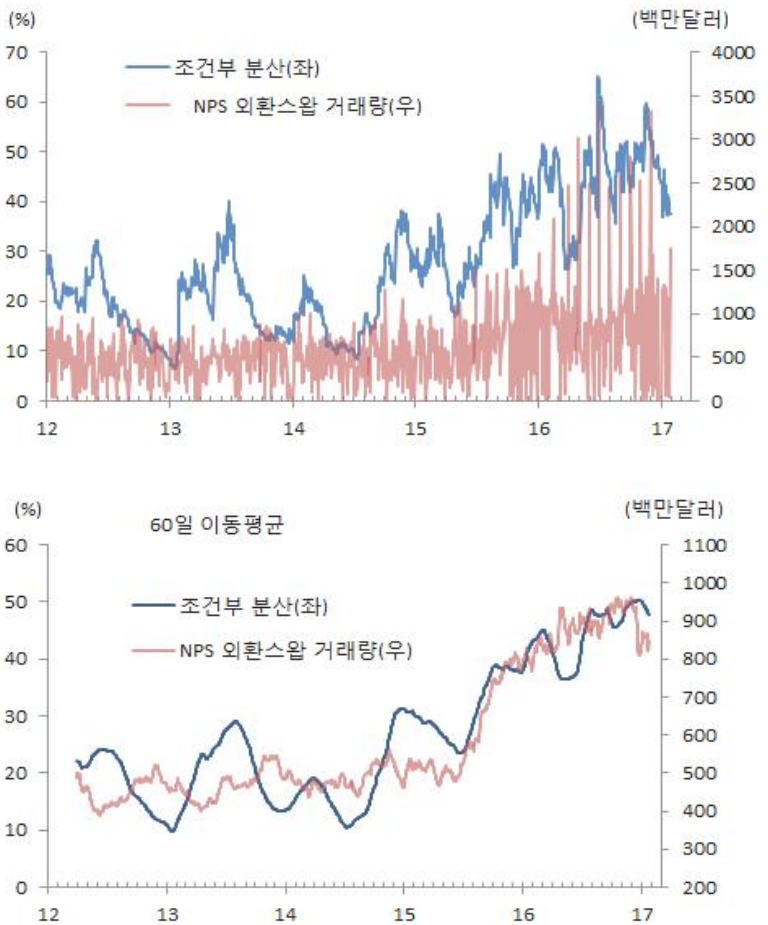
주1) ( )는 표준오차이며, LB Q값의 ( )는 P값을 나타냄

주2) LB Q 통계량은 $\frac{\epsilon_t}{\sqrt{h_t}}$ 계열에 대한 LB 검정결과임

실제 국민연금 외환스왑 거래량이 같은 만기의 국내외환스왑시장의 외환스왑 거래량에서 차지하는 비중은 해외투자 비중이 15% 미만의 기간에서는 16.1%였지만 해외투자 비중이 15% 이상의 기간에서는 27.5%에 달해 해외투자 비중 15% 이상의 기간에서 국민연금의 외환스

완시장 영향력이 더 컸을 것으로 판단된다.

[그림 Ⅳ-6] 2012년 이후 국민연금 외환스왑 거래량과 선도환율 수익률의 조건부 분산추이



또 해외투자 비중 15% 이상인 기간 동안에 식(5)-(6)로 추정된 조건부 분산과 국민연금 외환스왑거래량 추이를 보면 [그림 Ⅳ-5]과 같다. [그림 Ⅳ-6]에서 보면 국민연금 외환스왑거래량이 증가함에 따라 선도

환율 수익률의 조건부 분산도 증가하는 모습을 보인다. 이 같은 모습은 그 조건부 분산과 국민연금 현물달러 거래량의 60일 이동평균 추이를 보면 보다 뚜렷하게 나타난다. 두 변수의 60일 이동평균의 상관관계는 0.9에 달한다. 이런 결과는 해외투자 비중이 높고 국민연금의 외환스왑 거래비중이 높을수록 국민연금의 외환스왑 거래가 선도환율의 변동성이 미치는 영향이 크다는 것을 시사한다.

결국 국민연금이 환헤지를 위해 외환스왑시장에서 수행한 외환스왑 거래는 해외투자 비중 15% 미만의 기간에서는 선도환율 수익률 변동성에 영향을 미치지 못했지만 그 거래량이 보다 증가한 해외투자 비중 15%이상의 기간에서는 실질적으로 선도환율 수익률의 변동성을 증가시키는 방향으로 영향을 미친 것으로 볼 수 있다. 또 해외투자 비중 15% 이상의 기간에서도 국민연금의 외환스왑거래량이 증가할수록 선도환율의 변동성은 확대되는 것으로 나타난다. 따라서 전체적으로 볼 때 국민연금의 외환스왑 거래는 이미 선도환율 수익률의 변동성을 증가시키고 있으며, 그 정도는 국민연금의 외환스왑거래가 확대될수록 큰 것으로 판단된다. 그렇지만 Ⅲ장에서 설명된바와 같이 국민연금의 전략적 환헤지 비율은 0%로 점차 조정될 것이므로 국민연금 외환스왑거래가 빠르게 증가할 가능성은 크지 않다.

V. 국민연금 해외투자의 외환시장 영향 전망과 시사점

1. 국민연금의 외환시장 영향 전망

전 장의 실증분석에서 국민연금 해외투자 비중이 15%를 상회하는 기간에서는 국민연금의 외환거래가 환율의 변동성을 증대시키는 것으로 나타나 국민연금이 이미 외환시장에 영향을 주고 있는 것으로 판단된다. 여기서는 국민연금의 외환시장 영향력을 모니터하기 위한 정량지표로 국민연금의 외환시장 점유율을 살펴본다. 그리고 해외투자 비중과 외환시장 점유율간의 관계를 통해 향후 국민연금 외환시장 점유율을 추정하고 국민연금의 외환시장 영향 정도를 전망해본다.

가. 국민연금의 외환시장 영향력 지표

일반적으로 국민연금의 외환거래량이 국내 외환시장에서 차지하는 비중이 클수록 국민연금의 외환거래가 국내 환율변동성에 미치는 영향이 클 것으로 예상된다. 앞의 실증분석에서도 국민연금 외환거래량이 국내 외환시장 거래량에서 차지하는 평균 비중이 7%를 상회하는 2012년 1월 이후의 기간에서 국민연금의 외환거래가 환율의 변동성을 확대시키는 쪽으로 영향을 주는 것으로 나타났다. 따라서 국민연금의 외환시장 점유율은 국민연금의 외환시장 영향력 지표 작용할 수 있을 것으로 판단된다.

따라서 여기서는 국민연금 외환시장 영향력 지표로 국민연금 원/달러 현물 거래량이 외환시장 현물 원/달러 거래량에서 차지하는 비중과 환헤지를 위한 국민연금의 외환 스왑거래가 같은 만기의 전체 외환스왑시장에서 차지하는 비중을 살펴본다.

(1) 현물환 시장에 대한 영향력 지표

먼저 국민연금 일평균 원/달러 현물 거래량이 외환시장 전체의 현물 원/달러 거래량에서 차지하는 비중 추이를 보면 [그림 Ⅴ-1]과 같다. [그림 Ⅴ-1]에서 보면 외환시장 현물환 거래량대비 국민연금 일 평균 현물환거래량의 비중은 2008년에는 1.6%에 불과했지만 2013년에는 5.7%로 증가하고 그 후에는 더 빠르게 증가해 2016년에는 11.2%에 달했다. 국민연금의 외환시장 비중이 빠르게 증가한 것은 외환시장 전체 거래량은 2012년 이후 소폭 감소했는데 비해 국민연금 거래량은 빠르게 증가했기 때문이다. 실제 외환시장의 일평균 거래량은 2012년 91.1억 달러에서 2016년 83억 달러로 감소했지만 국민연금 일평균 거래량은 같은 기간 4.2억 달러에서 9.3억 달러로 증가했다.

최근 국민연금의 국내주식투자가 국내 주식시장 시가총액에서 차지하는 비중이 7% 정도이지만 국민연금의 국내주식시장에 대한 영향이 크게 우려되고 있다. 이런 점을 고려할 때 외환시장 거래량대비 국민연금 외환 거래량 비중이 11.2%에 달한다는 것은 국민연금의 외환거래가 외환시장에 영향을 줄 가능성이 크다는 것을 시사한다. 특히 국내 외환시장 거래량이 세계전체 외환거래량에서 차지하는 비중이 0.7% 정도로 작고 원/달러 시장이 국제화되어 있지 않은 상황에서 국민연금의 해외투자가 지속적으로 빠르게 증가할 것으로 예상되어 국민연금의 외환시장 거래량 비중은 더 커질 가능성이 크다.

[그림 Ⅴ-1] 국내 외환시장 현물 원/달러 거래량 대비 국민연금 거래량 비중 추이



자료: 국민연금공단, 한국은행

또 앞의 실증분석에서 국민연금 해외투자 비중이 15% 이상의 기간(2012.01.01.-2017.01.31.)에서 국민연금의 외환거래가 원/달러 환율의 변동성을 확대시키는 것으로 분석되었는데 2012년 보다는 2016년에 국민연금의 해외투자 비중과 외환시장비중이 크게 증가되었다는 점을 고려하면 국민연금의 외환시장 영향력은 2016년에 더 확대되었을 가능성이 크다. 실제 Ⅳ장의 실증분석에서도 [그림 Ⅳ-3]에서 보는 바와 같이 2012년 1월 이후 국민연금 현물달러 거래량이 증가할 때 현물환율 수익률의 조건부 변동성이 증가하는 것으로 나타나 2016년에는 국민연금이 환율 변동성에 미치는 영향이 더 확대되었음을 시사한다.

(2) 외환 스왑시장에 대한 영향력 지표

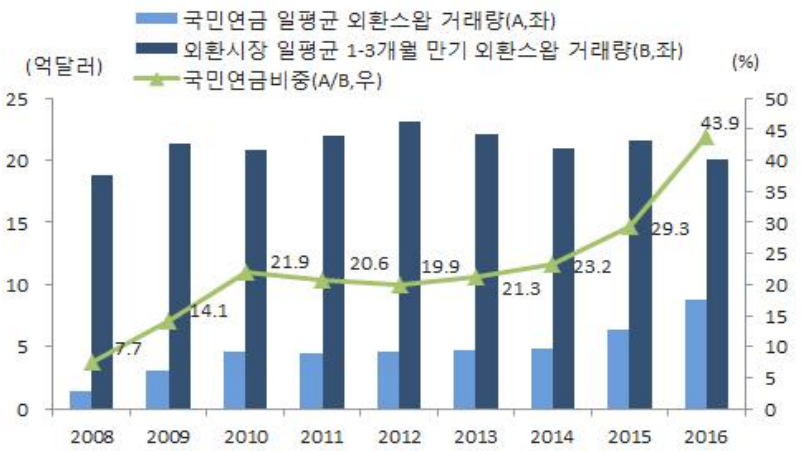
여기서는 외환스왑시장에 대한 국민연금의 영향력 지표로 국민연금의 환헤지를 위한 외환스왑거래가 우리나라 외환 스왑시장에서 차지하는 비중을 살펴본다. 외환스왑거래는 현물환 거래와 달리 만기가 있기 때문에 만기별 거래량을 비교하는 것이 바람직하다. [그림 Ⅴ-2]에는 외환

시장의 전체 외환스왑거래량 중에서 20%를 차지하는 1-3개월 만기 외환스왑 거래량[14]에서 국민연금의 1개월 만기 외환스왑거래량이 차지하는 비중의 추이가 나타나 있다.

[그림 Ⅴ-2]에서 보면 국민연금이 외환스왑시장에서 차지하는 비중은 2008년에는 7.7% 수준을 그리고 2010년부터 2014년까지는 20% 수준을 유지하다가 2015년에는 29%로 증가한 후 2016년에는 44%로 대폭 증가했다. 2008년과 2009년에는 해외채권 및 해외주식 투자에 대해서 각각 100% 및 70% 환헤지 했지만 해외투자 규모가 적어 국민연금이 외화스왑시장에서 차지했던 비중도 적었던 것으로 보인다. 반면 2014년 이후에는 해외채권 투자에 대해서는 100% 환헤지를 유지했지만 해외주식투자에 대해서는 환 오픈을 했음에도 불구하고 해외투자 규모의 증가로 국민연금의 외환스왑시장 비중이 증가한 것으로 판단된다. 또 2014년 이후 국민연금의 외환스왑시장 비중이 증가한 것은 이처럼 국민연금 외환스왑거래량은 증가했지만 외환시장 외환스왑 거래량은 오히려 소폭 감소한데도 기인한다.

14) 외환업계에 따르면 외환스왑 거래 중 외환스왑의 만기별 비중은 7일 이내 70%, 1-3개월 20%, 3개월 이상은 10% 로 파악되고 있다.

[그림 V-2] 외환스왑시장에서의 국민연금 거래량 비중



주) 국민연금 외환스왑거래의 만기는 1개월이므로 전체외환거래량 중에서 20%를 차지하는 만기 1-3개월의 외환스왑 거래량과 비교함
자료: 국민연금공단, 한국은행

특히 2016년의 경우처럼 국민연금 스왑거래가 외환스왑시장에서 차지하는 비중이 40%를 상회하면 국민연금의 대규모 외환스왑 거래 시 적절한 외환스왑 거래대상을 찾기 어려워짐으로써 발생될 수 있는 환헤지 거래비용의 증가 및 국내 외환시장에 대한 충격 등으로 부작용을 초래할 가능성이 크다. 앞의 실증분석에서는 이미 전체 표본기간과 해외투자 비중이 15%인 기간에 국민연금의 외환스왑 거래가 선도환율의 변동성을 증가시키는 것으로 분석되었다.

2015년 12월 국민연금기금운용위원회가 해외투자 전체의 전략적 헤지비율을 0%로 변경하고 해외채권 투자의 환헤지 비율을 2018년 말까지 점진적으로 0%로 변화시키기로 결정한 것에는 이러한 문제점들이 반영되었다.

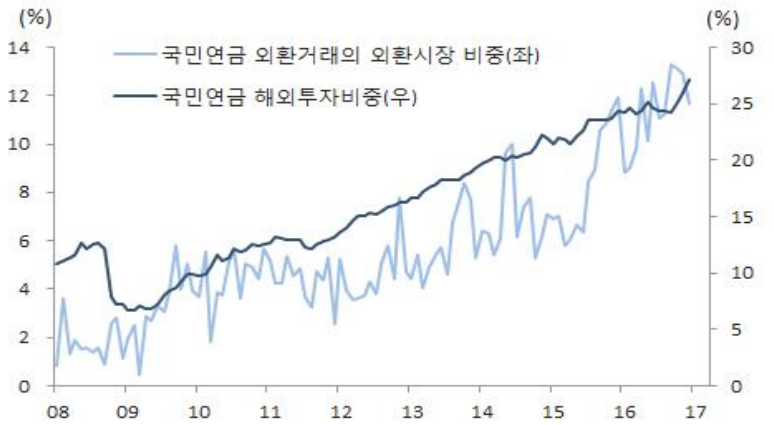
나. 해외투자를 위한 국민연금 외환거래의 외환시장 영향 전망

(1) 현물환 시장에 대한 영향력 전망

국민연금의 외환거래가 외환시장에서 차지하는 비중을 향후 국민연금의 외환시장 영향력 지표로 본다면 국민연금 외환거래의 외환시장 점유율 전망을 통하여 국민연금의 외환시장 영향정도를 개략적으로 전망할 수 있다. 국민연금 외환거래의 외환시장 점유율은 국민연금 해외투자 비중에 대한 외환시장 점유율의 회귀분석을 통해 전망될 수 있다. 즉 과거자료를 활용하여 종속변수가 국민연금의 외환시장 점유율이고 독립변수가 해외투자 비중인 회귀식을 추정한 후 기존의 해외투자 비중의 전망치를 활용하여 국민연금의 외환시장 점유율을 전망한다.

우선 국민연금의 월별 일평균 외환거래량이 외환시장 일평균 거래량에서 차지하는 비중과 국민연금의 월별 해외투자 비중의 추이를 보면 [그림 Ⅴ-3]과 같다. [그림 Ⅴ-3]에서 보면 국민연금 해외투자 비중이 증가하면서 국민연금 외환거래의 외환시장비중이 증가하는 모습을 보이며, 두 변수간의 상관관계는 0.84에 달한다.

[그림 Ⅴ-3] 국민연금 해외투자 비중과 국민연금 외환거래의 외환시장 비중



자료: 국민연금공단

국민연금 외환시장 점유율 전망을 하기위해 국민연금 해외투자 비중을 독립변수로 하고 국민연금 외환시장 비중을 종속변수로 하는 다음과 같은 선형 회귀식을 설정한다.

$$NPSFXMR = \alpha + \beta NPSFIR + \epsilon \qquad (1)$$

여기서 $NPSFXMR$은 국민연금 월별 일평균 외환거래의 외환시장 비중, $NPSFIR$는 국민연금의 월별 해외투자 비중, α는 상수항, β는 회귀계수, ϵ는 오차항이다.

회귀식 추정에는 2008.1-2016.12 동안의 월별 자료가 사용되는데 먼저 국민연금 월별 일평균 외환거래의 외환시장 비중과 국민연금 월별 해외투자 비중의 시계열의 단위근 검정을 해보면 월별해외투자 비중의 경우 단위근이 존재하는 것으로 나타난다. 독립변수가 단위근을 가지면 허구적(spurious) 회귀문제가 발생할 수 있다. 이 문제를 해결하기 위해서 두 변수에 대해서 공적분 검정(cointegration test)을 실시했다.

공적분 검정결과 두 변수는 공적분되지 않는다(잔차들이 단위근을 갖는다)는 귀무가설이 기각되었다.[15] 이 같은 결과는 두 변수 즉 국민연금 월별 일평균 외환거래의 외환시장 비중과 국민연금 월별해외투자 비중의 시계열이 공적분되어 허구적 회귀문제가 발생하지 않을 것임을 시사한다.

식(1)을 추정한 결과를 보면 〈표 Ⅴ-1〉과 같다. 즉 국민연금 해외투자 비중에 대한 국민연금 외환시장비중의 회귀분석 결과 α계수 및 β계수는 각각 -1.66 및 0.46으로 추정되었으며 모두 1% 수준에서 통계적 유의성을 갖는다. 설명변수가 종속변수의 변동을 설명하는 정도를 나타내는 R2는 0.71로 나타났는데 이는 외환시장 비중이 국민연금 외환거래의 외환시장 비중의 변화를 어느 정도 설명한다는 것을 뜻한다.

〈표 Ⅴ-1〉 국민연금 해외투자 비중에 대한 외환시장 비중의 회귀식 추정 결과

변수	계수 값	표준오차
상수항	-1.661***	0.478
국민연금 외환시장비중	0.457***	0.028

주1) ***는 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각된다는 것을 나타냄
주2) 회귀식의 R2는 0.71, DW는 0.83

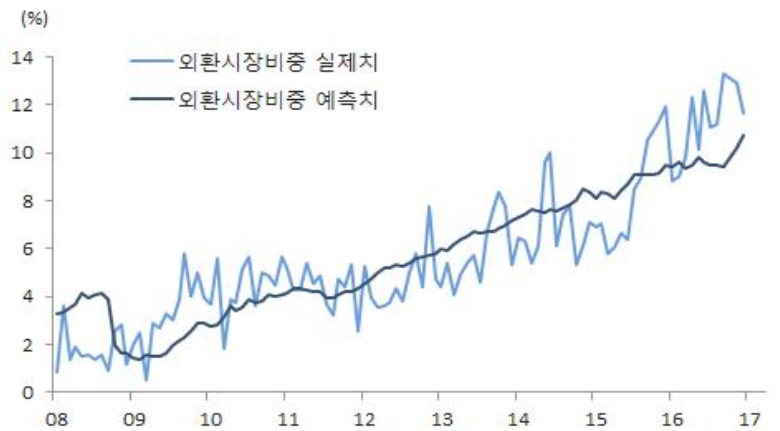
식(1)의 회귀식에서 추정된 계수들이 통계적으로 유의함으로 국민연금 외환시장 비중을 예측하기 위해 식(1)에 계수들을 대입해 정리한 추정된 회귀식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$NPSFXMR = -1.661 + 0.457 NPSFIR \qquad (2)$$

15) 두 변수에 대한 Engle-Granger Cointegration Test 결과 검정 통계량은 -5.20447로 추정되었는데 이 추정치의 절대값이 1%유의 수준의 임계값(-4.00117)의 절대값을 을 초과하여 공적분이 없다는 귀무가설을 1% 유의 수준에서 기각한다.

식(2)의 추정된 회귀식은 국민연금의 해외투자 비중이 1%p 증가할 때 평균적으로 국민연금 거래의 외환시장 비중은 0.45% 증가한다는 것을 시사한다. 추정된 회귀식의 예측력을 보기 위해 국민연금 외환시장 비중의 실제치와 식(2)에 의해서 예측된 예측치의 추이를 보면 [그림 Ⅴ-4]과 같다. [그림 Ⅴ-4]에서 보면 외환시장비중의 예측치는 실제치와 유사하게 같은 방향으로 움직이고 있다. 예측치와 실제치의 상관관계는 0.84에 달한다. 따라서 여기서 추정된 회귀식은 어느 정도 예측능력을 갖는 것으로 평가된다.

[그림 Ⅴ-4] 국민연금 외환시장 비중의 실제치와 회귀식을 활용한 예측치



국민연금 중기 자산배분에 따르면 2021년경에는 국민연금 해외투자 비중은 35%를 크게 상회할 것으로 전망된다. 적게 잡아서 2021년에 해외투자 비중이 35%일 것이라고 가정하면 국민연금의 외환시장 거래량 비중은 14.3%가 될 것으로 예측된다. 2021년 국민연금 외환시장 거래량 비중의 예측치는 2016년 비중 11.2%보다 3.1%p 높으므로 2021년경에는 국민연금의 외환시장 영향력도 더 커질 것으로 전망된다. 2016년 말 현재 국민연금 주식투자가 주식시장에서 차지하는 비중이 7% 정

도라는 점을 고려하면 14.3%라는 국민연금의 외환시장거래 비중은 상대적으로 매우 높은 것이며 그 만큼 외환시장에 대한 영향도 클 것으로 예상된다.

(2) 외환스왑시장에 대한 영향력 전망

한편 현재 이미 매우 크다고 판단되는 외환스왑시장에 대한 국민연금의 영향은 점차 약화될 것으로 예상된다. 국민연금은 환헤지를 위한 외환스왑거래를 통해서 외환스왑시장에 영향을 미치는데 현재 100%인 해외채권에 대한 목표 환헤지 비율이 2017년에는 50%로 2018년 말에는 0%로 변경될 것이기 때문이다.

그렇지만 국민연금은 통합적으로 외환 익스포저를 관리하는 외환관리체계를 채택한 이후에도 일정범위 내에서 전술적으로 외환 익스포저를 조정할 수 있다. 2019년 이후에는 총 외환 익스포저의 ±5%의 범위에서 전술적으로 외환 익스포저를 조정할 수 있게 되는데 외환 익스포저의 조정은 환헤지를 통한 포지션 조정을 통해서 이루어진다. 따라서 해외투자 규모가 증가하면서 외환 익스포저 조정을 위한 환헤지는 다시 확대될 가능성이 크다. 그리고 환헤지를 위한 외환 스왑거래가 확대되면서 외환스왑시장에 대한 영향도 지속될 것으로 예상된다.

2. 국민연금의 외환시장 영향의 해외투자에 대한 시사점

앞의 Ⅳ장의 실증분석에서 국민연금의 해외투자 비중이 15%를 상회하는 기간에서는 해외투자를 위한 현물환 거래가 원/달러 환율의 변동성에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 국민연금 외환거래의 외환시장에 대한 영향력의 지표로 외환시장 거래량 대비 국민연금 외환거래량 비중을 보아도 최근 10%를 상회하여 매우 높은 수준이다. 외환시장 전문가들의 견해에 따르면 일반적으로 국내 외환시장의 가격의 움직임을 왜곡

할 수 있는 거래량 수준은 전체 거래의 5% 정도로 파악되고 있다.[16] 이런 견해를 받아들인다면 이미 국민연금의 외환거래량 수준은 이미 환율의 움직임에 영향을 줄 수 있는 수준인 것으로 판단된다. 앞으로 국민연금의 해외투자 비중이 35%를 상회하게 되면 국민연금이 외환시장에서 차지하는 비중은 14%를 상회할 것으로 추정되기 때문에 국민연금 외환거래의 환율에 대한 영향은 더 커질 수 있을 것으로 우려된다.

향후 국민연금의 해외투자 규모가 국내시장에서의 투자제약 요인 등으로 보다 빠르게 증가할 경우 해외투자를 위한 국민연금 외환거래의 국내 외환시장 영향력이 과도하게 나타날 가능성을 배제할 수 없다. 또 해외투자를 위한 국민연금의 외환거래가 국내 외환시장에 과도하게 영향을 미치게 된다면 시장왜곡 등을 초래하여 그 자체가 국민연금 해외투자 확대의 제약요인으로 작용할 수 있다. 따라서 국민연금의 과도한 외환시장 영향력으로 인해 발생하는 부작용을 최소화하기 위해서는 국내 외환시장에서 대규모 외환거래 없이 해외투자를 할 수 있도록 국민연금 외화계정에 해외투자용 외화자금을 충분히 확보할 필요가 있다. 그리고 이를 위해서는 외화계정에서의 단기 외화자금 운용규모를 보다 확대할 필요가 있다.

국민연금은 외환시장에서의 영향 등을 고려하여 이미 2014년 9월 외화계좌를 설치하여 외화단기자금을 운용하고 있다.[17] 외화단기자금은 안정적 외화유동성 관리를 위해 운용하되, 외환시장에 미치는 영향 등을 고려하여 분기별 일 평잔 미화 3억불 한도 내에서 운용한다.

그런데 국민연금은 현재 외화자금시장의 상황과 운용 및 조달 여건에 따라 예금한도를 조절하는 국내은행과만 외화예금거래를 하고 있어 외

16) 류두진(2012), p.123

17) 국민연금기금운용위원회는 2014년 5월 23일 국민연금 기금운용지침을 개정하면서 외화계좌 설치에 따른 외화단기자금 관련규정을 신설했다. 이 규정에 따라 외화단기자금은 환헤지하지 않는 것을 원칙으로 하고, 분기별 일평잔 미화 3억불 이내에서 운용하도록 하였다.

화단기자금 운용에 어려움을 겪을 수 있다. 그리고 외화단기자금의 운용 대상으로 외화예금, 외화 CD 미국 단기국채(TBill) 및 외화 CP 등이 허용되어있지만 실제 운용에 있어서는 운용의 안정성 제고 및 시스템 미비 등으로 달러표시 외화예금에 한정하여 운용하고 있는 실정이다.

특히 2016년 해외투자를 위한 국민연금의 일평균 외환 거래량이 9.3억 달러라는 것을 고려하면 외화계좌에서의 3억 달러라는 단기외화자금의 운용규모는 해외투자를 위해 안정적으로 외화를 공급하기에는 부족한 것으로 판단된다. 따라서 해외투자확대 위한 안정적인 외화조달 체계를 구축할 필요가 있다.

현재 국민연금의 외화유동성 확보는 해외투자로 부터의 회수자금을 통해서만 가능하다. 월 배분금액을 초과하는 외화단기자금의 예치는 해외주식 및 해외대체투자와 같은 외화자산의 배당, 이자수입 및 회수 등을 통해서만 가능하며, 원화자산을 외화단기자금으로 전환하여 예치할 수 없다. 그런데 해외주식투자는 신규투자가 빈번히 발생하면서 전체 순투자액이 회수액의 3배를 상회하여 여유자금이 거의 없다. 반면 해외대체투자의 경우는 상대적으로 회수자금이 여유 있게 발생하는 편이다.

따라서 외화유동성을 여유 있게 확보하기 위해서는 우선 해외대체투자의 회수자금을 효과적으로 활용할 필요가 있다. 〈표Ⅴ-2〉에서 보면 2015-2016년 해외대체투자의 회수자금은 7.9조원으로 순 투자금액 9.9조원의 80%에 달한다. 신규 해외투자를 위해서는 원화자산을 달러화로 전환하는 것이 가능하므로 대체투자의 회수자금을 잘 활용하면 외화유동성 증대시키는데 도움이 될 것으로 판단된다.

〈표 Ⅴ-2〉 국민연금의 연간 해외주식 및 해외대체자산에 대한 투자 및 회수 내역

(단위: 조원)

	해외주식	해외대체투자		
	순투자금액	순투자금액	투자액	회수액
2015년	10.4	4.9	8.7	3.8
2016년	7.7	5.0	9.1	4.1
합계	18.1	9.9	17.8	7.9

주) 2016년은 11월까지 합산액
자료: 국민연금공단

그다음 안정적인 외화조달체계 구축을 위해서는 국민연금의 외화단기자금 운용을 확대할 필요가 있으며 이를 위해서는 앞에서 언급된 외화단기자금 운용의 제약요인을 완화하는 것이 바람직하다. 먼저 거래금융기관을 확대하는 것을 고려해 볼 필요가 있다. 현재 국내 소재기관으로 한정[18]된 예금의 거래금융기관을 해외 소재 기관으로 확대하면 현재 운용의 제약요인으로 작용하는 국내 외화유동성 상황에 따른 은행권의 예금한도 변동성의 영향으로부터 자유로울 수 있다. 또 예금금리를 비교하여 유리한 은행을 선택하여 거래할 수 있다.

그리고 실질적인 단기외화자금의 운용의 다양화를 위해서는 시스템 확충 등을 통해 실제 미국 단기 국채에 투자할 필요가 있다. 미국 단기국채(Treasury Bill)에 투자하면 예금한도에 제약을 받지 않을 뿐만 아니라 세계에서 가장 유동성이 풍부한 무위험 채권에 투자하는 것이다. 따라서 미국단기 국채는 해외투자를 위해 외화자금이 필요할 때는 언제든지 유동화 할 수 있으며 위기 발생 시 저평가된 해외자산을 매수할 수 있는 외화재원으로 할용이 가능하다.

18) 국민연금법 제102조 제2항 제1호 시행령 제74조 제 1항에 의하면 예입은 국내 소재기관으로 한정되고 있다.

[그림 Ⅴ-5] 한국과 미국의 국채수익률 추이



자료: bloomberg

또 미국 정책금리가 보다 빠르게 인상될 경우 금리 차익을 확보할 수도 있다. [그림 Ⅴ-5]에서 보는 바와 같이 한국과 미국의 금리 차는 미국의 정책금리 인상으로 빠르게 축소되고 있다. 미국의 금리 인상이 상대적으로 빠르게 진행될 경우 조만간 한국 국채수익률과 미국 국채수익률이 역전될 가능성이 적지 않다. 특히 미국 국채는 대외위기에 대비한 보험성 자산으로 위기 발생으로 달러/원 환율이 상승할 경우 환차익이 발생할 수 있다. 또한 위기 시 안전자산 선호에 따른 미국채의 자본이득(capital gain)도 기대될 수 있다.

한편 해외투자의 재원으로 활용될 수 있는 외화단기자금이 증가하면 해외투자를 위한 환전거래비용과 업무가 절감되는 장점도 있다. 또 금융위기 등 환율의 급변동 상황에서 외화를 원활하게 조달할 수 있게 되는 것도 장점이다.[19] 그리고 단기 외화 국공채 등 고유동성 자산을 충분히 확보하는 외환시장 변동성 확대 가능성에 대비해 외화유동성 관리를 강

19) 실제 국민연금은 2008년 글로벌 금융위기 및 2011년 유럽재정위기 때 달러/원 환율의 급등으로 해외투자가 일시적으로 중단된 바가 있다.

화해 달라는 금융당국의 요구에도 부합한다.

결국 외화계정에서 단기자금 운용확대를 통해 안정적인 외화조달 체계를 구축하고 외화유동성 관리의 효율성을 제고하면 외환시장에 대한 영향을 최소화할 뿐만 아니라 외환시장의 급변 시에도 수익성 높은 해외투자 기회를 확보할 수 있고 동시에 원활한 해외투자 확대를 통해 기금의 수익률 제고에 기여할 수 있을 것으로 판단된다. 따라서 외환시장에 대한 영향을 최소화하면서 해외투자를 확대하기 위해서는 해외투자를 위한 준비자금으로 활용될 수 있는 외화단기운용자금을 확대하는 것이 바람직하다.

국민연금의 외환거래가 국내 외환시장에 과도하게 영향을 미치게 된다면 그 자체가 국민연금 해외투자 확대의 제약요인으로 작용할 수 있다. 따라서 국민연금의 과도한 외환시장 영향력으로 인해 발생하는 부작용을 최소화하기 위해서는 국내 외환시장에서 대규모 외환거래 없이 해외투자를 할 수 있도록 국민연금 외화계정에 해외투자용 외화자금을 충분히 확보할 필요가 있다. 그리고 이를 위해서는 외화계정에서의 단기외화자금 운용규모를 보다 확대할 필요가 있다. 한편 국민연금의 외환거래가 외환시장에 대한 부정적 영향력 없이 완만하게 증가한다면 거래량 증대를 통해서 국내 외환시장의 발전에 기여할 것이다.

Ⅵ. 결론 및 정책적 시사점

최근 국민연금의 해외투자는 분산투자효과 뿐만 아니라 협소한 국내 시장의 제약요인을 극복하고 새로운 투자기회를 찾기 위해서 빠르게 증가하고 있다. 해외투자증가와 함께 해외투자 자금 마련을 위한 국민연금의 외환거래량도 빠르게 증가했다. 2008년에서 2016년 동안 해외투자 규모가 16조원에서 151조원으로 증가하는 동안 일평균 외환거래량은 1.3억 달러에서 9.3억 달러로 6.2배 증가했다. 해외투자금액을 환헤지하기 위한 국민연금 일평균 외환스왑 거래량도 2008년 1.4억 달러에서 2016년에는 8.8억 달러로 확대됐다.

반면 국내 외환시장의 외환 거래량은 전세계 외환거래량의 0.7%를 차지할 만큼 작고 증가세도 상대적으로 느린 편이다. 우리나라 외환시장의 총 외환상품 거래 규모는 2007년과 2016년 사이에 43% 증가했지만 세계 외환거래량 증가율 54%보다는 낮다. 또 국내 외환시장의 규모는 우리나라 경제규모에 비해서도 상대적으로 작은 편이다. 이런 상황에서 국민연금의 해외투자가 빠르게 증가할 경우 국민연금의 대규모 외환거래가 국내 외환시장에서 환율의 변동성에 영향을 줄 가능성을 배제할 수 없다.

이런 시각에서 본 연구에서는 국민연금 해외투자를 외환거래가 국내 외환시장에 미치는 영향을 실증 분석했다. 먼저 해외투자를 위한 국민연금의 현물 달러 거래가 외환시장에서 원/달러 환율의 변동성에 미치는 영향을 추정한 결과를 보면 다음과 같다. 국민연금 외환거래가 외환시장 전체 거래량에서 차지하는 비중이 3.7% 정도였던 해외투자 비중 15% 미만의 기간에서는 국민연금의 외환거래량이 환율수익률의 변동성에 영향을 주지 못한 것으로 추정되었다. 그렇지만 국민연금의 원/달러 현물 현물거래량이 전체 외환시장의 7.3%를 차지했던 해외투자 비중 15% 이

상의 기간에서는 국민연금의 외환거래량의 증가가 환율 수익률의 변동성을 증가시킨 것으로 추정되었다.

또 외환거래량이 보다 증가했던 해외투자 비중 15% 이상의 기간에서도 국민연금의 현물환 거래량이 증가함에 따라 환율 수익률의 조건부 변동성은 더 크게 증가한 것으로 나타난다. 이와 같은 분석결과는 국민연금의 해외투자 확대로 외환거래량이 증가할수록 국민연금의 외환거래가 환율의 변동성에 더 크게 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

한편 국민연금의 외환거래량이 증가할수록 국민연금의 외환거래가 환율의 변동성에 더 크게 영향을 미칠 수 있다는 주장을 뒷받침하기 위해 외환시장 전체의 현물 거래량이 원/달러 환율의 변동성에 미치는 영향을 분석했다. 분석결과 전 기간 동안에 외환시장 전체 외환거래량의 증가는 환율변동성을 증가시키는 것으로 추정되었다. 이 같은 결과는 외환시장의 혼합분포가설을 지지하는 결과라고 볼 수 있으며, 국민연금의 외환거래량이 더 크게 증가하면서 환율변동성에 더 영향을 미칠 수 있다는 앞의 분석 결과를 뒷받침한다.

다음에는 외환스왑시장에서 해외투자의 환 헤지를 위한 국민연금의 외환스왑거래가 선도환율의 변동성에 미치는 영향을 추정했다. 추정결과를 보면 해외투자 비중이 15% 미만의 기간에서는 국민연금의 외환스왑 거래량이 선도환율 수익률의 변동성에 통계적으로 유의하게 영향을 주지 못한 것으로 추정되었다. 그러나 국민연금의 해외투자 비중 15% 이상의 기간에서는 국민연금의 외환스왑 거래량의 증가가 선도환율 수익률의 변동성을 확대 시키는 쪽으로 영향을 미친 것으로 추정되었다. 또 해외투자 비중 15% 이상의 기간에서는 국민연금의 외환스왑 거래량이 증가할수록 선도환율의 조건부변동성은 확대된 것으로 나타난다.

이런 결과는 국민연금의 해외투자 비중이 높고 외환스왑시장에서 국민연금의 외환스왑 거래비중이 높을수록 국민연금의 외환스왑 거래가 선도환율의 변동성이 미치는 영향이 크다는 것을 시사한다. 결국 국민연

금이 환 헤지를 위해 수행한 외환스왑 거래는 이미 선도환율 수익률의 변동성을 증가시키고 있으며, 그 정도는 국민연금의 외환스왑 거래비중이 클수록 큰 것으로 판단된다.

한편 국민연금의 외환거래량이 외환시장 거래량에서 차지하는 비중을 향후 국민연금의 외환시장에 대한 영향력 지표로 본다면 국민연금 외환거래의 외환시장 점유율 전망을 통하여 국민연금의 외환시장 영향 정도를 개략적으로 전망할 수 있다. 국민연금 외환거래의 외환시장 점유율은 국민연금 해외투자 비중에 대한 외환시장 점유율의 회귀분석을 통해 전망될 수 있다. 그 회귀식을 추정한 결과는 국민연금의 해외투자 비중이 1%p 증가할 때 국민연금 현물환 거래의 외환시장 비중은 0.45% 증가한다는 것을 시사한다.

2021년경에는 국민연금 해외투자 비중이 35%를 크게 상회할 것으로 전망된다. 적게 잡아서 2021년에 해외투자 비중이 35%일 것이라고 가정하고 회귀분석 결과를 적용하면 2021년 국민연금의 외환시장 거래량 비중은 14.3%가 될 것으로 전망된다. 2021년 국민연금의 외환시장 거래량 비중의 전망치는 2016년 비중 11.2%보다 3.1%p 높으므로 2021년경에는 국민연금의 외환시장 영향력도 더 커질 것으로 전망된다. 2016년 말 현재 국민연금 주식투자가 주식시장에서 차지하는 비중이 6.8%라는 점을 고려하면 14.3%라는 국민연금의 외환시장거래 비중은 상대적으로 매우 높은 것이며 그만큼 외환시장에 대한 영향도 클 것으로 예상된다.

한편 현재 이미 매우 크다고 판단되는 외환스왑시장에 대한 국민연금의 영향은 점차 약화될 것으로 예상된다. 국민연금은 환 헤지를 위한 외환스왑거래를 통해서 외환스왑시장에 영향을 미치는데 현재 100%인 해외채권에 대한 목표 환헤지 비율이 2017년에는 50%로 2018년 말에는 0%로 변경될 것이기 때문이다. 그렇지만 2019년 이후에는 총 외환 익스포저의 ±5%의 범위에서 전술적으로 외환 익스포저를 조정할 수

있게 된다. 따라서 해외투자 규모가 증가하면 외환 익스포저 조정을 위한 환 헤지는 다시 확대될 가능성이 크다. 그리고 환 헤지를 위한 외환스왑거래가 확대되면서 외환스왑시장에 대한 영향도 지속될 가능성이 크다.

국민연금의 외환거래가 국내 외환시장에 과도하게 영향을 미치게 된다면 시장왜곡 등을 초래하여 그 자체가 국민연금 해외투자 확대의 제약요인으로 작용할 수 있다. 따라서 국민연금의 과도한 외환시장 영향력으로 인해 발생하는 부작용을 최소화하기 위해서는 국내 외환시장에서 대규모 외환거래 없이 해외투자를 할 수 있도록 국민연금 외화계정에 해외투자용 외화자금을 충분히 확보할 필요가 있다. 그리고 이를 위해서는 외화계정에서의 단기 외화자금 운용규모를 보다 확대할 필요가 있다.

국민연금의 외화단기자금 운용을 확대하려면 거래금융기관을 확대하고 운용대상을 다변화 하는 것이 바람직하다. 현재 국내 소재기관으로 한정된 예금의 거래금융기관을 해외 소재 기관으로 확대할 필요가 있다. 그리고 단기외화자금의 운용대상을 다변화하기 위해서는 시스템 확충 등을 통해 미국 단기국채(Treasury Bill) 등으로 까지 운용대상을 확대할 필요가 있다. 미국 단기 국채에 투자하면 예금한도에 제약을 받지 않을 뿐만 아니라 세계에서 가장 유동성이 풍부한 무위험 채권에 투자하는 것이다. 해외투자의 재원으로 활용될 수 있는 외화단기자금이 증가하면 해외투자를 위한 환전거래비용과 업무가 절감되고, 금융위기 등 환율의 급변동 상황에서 외화를 원활하게 조달 할 수 있게 되는 장점도 있다.

결국 국민연금 해외투자의 과도한 외환시장 영향력으로 인해 발생하는 부작용을 최소화하기 위해서는 국내 외환시장에서 대규모 외환거래 없이 해외투자를 할 수 있도록 국민연금 외화계정에 해외투자용 외화자금을 충분히 확보할 필요가 있으며 이를 위해서는 외화계정에서의 단기 외화자금 운용규모를 보다 확대할 필요가 있다.

참고문헌

남재우, 남재현, 이지현, “국민연금기금의 주식투자와 시장의 변동성 변화”, 『금융연구』, 제22권,1호, 2008, pp.83-105

박영석, 신진영, 위경우, 정재만, 『국민연금기금의 시장영향력을 고려한 적정 국내주식투자 비중과 의결권 행사에 관한연구』 ,2009, 국민연금연구원 및 한국재무학회

보건복지부, “국민연금기금 환헤지 비율 변경 및 외환관리체계 개선(안)”, 국민연금기금운용위원회 회의자료, 2015.12

유두진, “국민연금과 해외투자: 외환시장 파급효과를 중심으로”, 『산업혁신연구』, 28권 3호, 2012, pp.105-131

이승호, 정재식, “서울외환시장에서의 거래량 환율변동성 매입-매도 스프레드간의 정보흐름 분석”, 『금융연구』, 20권 2호, 2006, pp.1-28

이항용, 임경묵, 조성민, “국민연금의 자산운용이 금융시장에 미치는 영향”, 『연금기금운용의 평가와 정책과제』, 2007, 한국개발연구원, pp.7-44

임은아, 강형구, 전상경(2016), “국민연금의 외환거래가 국내 외환시장에 미치는 영향”, 『선물연구』, 24권 제3호, 2016, pp.399-421

정재식, 주상영, “외환거래량이 원/달러 환율변동성에 미치는 영향”, 『국제경제연구』, 5권 3호, 1999, pp.27-44

최기홍, 윤성민, “원-달러 외환시장에서 거래량과 환율변동성의 관계”, 『산업경제연구』, 제25권 6호, 2012, pp.3563-3584

홍정효, “원달러 현물시장(spot market)의 거래량과 수익률 간의 영향

력 분석”, 『산업경제연구』, 제22권 2호, 2009, pp.785-796

Beck, Roland and Michael Fidora, 2008, The Impact of Sovereign Wealth Funds on Global Financial Markets, Intereconomics, November/December 2008, pp.349-358

BIS, 2016, Triennial Central Bank Survey: Foreign exchange turnover in April 2016, Monetary and Economic Department, Bank for International Settlements

Bollerslev, T., 1986, “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” Journal of Econometrics, 31(3), 307-327

Cheung, Yin-Wong and M. D. Chinn, 2001, Currency traders and exchange rate dynamics: a survey of the US market, Journal of International Money and Finance, 20, pp.439-471

Conrad, Christian and O. Kleen, 2016, On the statistical properties of multiplicative GARCH models, Discussion Paper Series No. 613, University of Heidelberg

Galati, Gabriele(2000), “Trading volumes, volatility and spreads in foreign exchange markets: Evidence from emerging market countries”, BIS Working Papers, No 93

Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. Runkle, 1993, “On the relation between the expected value and the volatility of nominal excess return on stocks,” Journal of Finance 48. pp.1779-1801

Han, Heejoon, 2010, Asymptotic Properties of GARCH-X Processes, Working Paper, Department of Economics and

Risk Management Institute, National University of Singapore

Han, Heejoon, 2015, "Asymptotic Properties of GARCH-X Processes", Journal of Financial Econometrics, 13, pp. 188-221

Lee Tae-Hwy, 1994, "Spread and volatility in spot and forward exchange rates", Journal of International Money and Finance, 13(3), pp.375-383

Mougoue, Mbodja and Raj Aggarrwal(2011), "Trading volume and exchange rate volatility: Evidence for the sequential arrival of information hypothesis", Journal of Banking & Finance, 35, pp.2690-2703

Narayan, P., K. and Susan Sunila Sharma, 2014, "Firm return volatility and economic gains: The role of oil prices", Economic Modelling 38, pp.142-151

국민연금연구원 발간보고서 목록

2016년도

연구보고서 2016-01	북한 노후소득보장 제도 및 실태 연구	민기채, 조성은 외	2017.1.
연구보고서 2016-02	베이비붐 세대의 부양부담이 노후준비에 미치는 영향	송현주, 임란	2017.1.
연구보고서 2016-03	가입기간별 가입자 추계 2016	박성민	2017.3.
연구보고서 2016-04	국민연금의 소득계층별 수급부담 통계모형	최기홍, 신승희 외	2017.3.
연구보고서 2016-05	국민연금의 일반균형 세대간회계 연구	최기홍, 김형수	2017.3.
연구보고서 2016-06	국민연금 신규수급자의 연금액 추계 2016	한정림, 신승희	2017.3.
연구보고서 2016-07	국민연금 보험료수입 추계 2016	한정림, 김형수 외	2017.3.
연구보고서 2016-08	국민연금 가입자 추계 2016	김형수	2017.3.
연구보고서 2016-09	해외주식운용 장기성과 개선을 위한 포트폴리오 연구 (비공개)	강대일, 황정욱	2017.3.
연구보고서 2016-10	국민연금 노령연금 및 반환일시금 추계 2016	신경혜, 송창길 외	2017.3.
연구보고서 2016-11	국민연금 유족연금 및 장애연금 추계 2016	신경혜, 송창길	2017.3.
연구보고서 2016-12	공적연금 연계모형 구축과 기초율 산정 연구 2016	박성민, 송창길 외	2017.3.
연구보고서 2016-13	장기 거시경제 전망모형 연구	성명기	2017.3.
연구보고서 2016-14	국민연금의 장기 거시경제 영향 연구	성명기, 홍기석	2017.3.
연구보고서 2016-15	자산군 프로파일 변경에 기반한 전략적 자산배분에 관한 연구	최영민, 손경우 외	2017.3.

연구보고서 2016-16	팩터 기반 인덱스의 전술적 활용 방안-해외 주식시장을 중심으로	손경우, 최영민 외	2017.3.
연구보고서 2016-17	국민연금 액티브운용 관리 체계에 관한 연구: 액티브 위험 한도 설정 체계를 중심으로(비공개)	강대일, 이지연 외	2017.4.
연구보고서 2016-18	독자적 투자전략과 펀드성과의 관계 분석	이지연	2017.3.
정책보고서 2016-01	우리나라 유족보장의 개선방안연구 -유족기초연금의 도입을 중심으로-	이용하, 최인덕 외	2017.1.
정책보고서 2016-02	성직자 노후보장실태와 국민연금 가입 제고 방안	유희원, 한신실	2017.1.
정책보고서 2016-03	기초연금 운영국가의 급여수준 검토 및 시사점	최옥금, 한신실	2017.1.
정책보고서 2016-04	국민연금 크레딧제도 개선방안	유호선, 유현경	2017.1.
정책보고서 2016-05	청년층의 국민연금 가입 제고방안 연구	정인영, 유희원 외	2017.1.
정책보고서 2016-06	은퇴 예정자를 위한 노후준비 교육 프로그램 개발	성혜영, 김아람	2017.3.
정책보고서 2016-07	지역가입자 소득수준 및 규모 전망 연구	윤병욱, 송창길 외	2017.3.
정책보고서 2016-08	국내채권 기대수익률 산출체계 개선에 관한 연구	이상헌	2017.3.
정책보고서 2016-09	노인기초보장제도의 관리운영방식에 관한 국제비교	이용하, 최옥금 외	2017.4.
정책보고서 2016-10	2015년 국민연금기금의 성과평가	강대일, 이지연 외	2017.3.
정책보고서 2016-11	해외투자시 동태적 환헤징 전략에 관한 연구	주상철	2017.3.
정책보고서 2016-12	해외 주요 연금의 기금운용부문 개혁 사례와 시사점	박태영, 이정화	2017.3.
정책보고서 2016-13	국민연금의 직접운용과 위탁운용 비교에 관한 연구 (비공개)	정문경, 태엄철 외	2017.3.
조사보고서 2016-01	중·고령자의 경제생활 및 노후준비 실태 -제6차(2015년도) 국민노후보장패널조사(KReIS) 기초분석보고서-	송현주, 임란 외	2017.1.

조사보고서 2016-02	재정목표 및 재정지표의 국제비교 연구	국민연금 연구원 연금제도팀	2017.3.
연차보고서 2016-01	2017년 국민연금기금의 자산배분: ALM분석을 중심으로(비공개)	최영민, 박태영 외	2017.3.
용역보고서 2016-01	국민연금 재정추계를 위한 거시경제변수 전망	김성태, 권규호 외	2017.5.
요약보고서 2016-01	2016년도 연구분야별 주요 연구결과 요약집		2017.6.
워킹페이퍼 2016-01	국민연금 국내주식의 위탁규모 증가가 성과에 미치는 영향	정문경, 이정화	2017.4.
연구자료 2016-01	2016년 상반기 국민연금 기금운용성과 평가보고서	황정욱, 태엄철	2017.4.
프로젝트 2016-01	해외 연기금의 책임투자관련 주요 현황	이정화, 원상희	2017.3.
프로젝트 2016-02	통일 대비 효율적인 연금통합 방안 연구	이용하, 이철수 외	2017.4.
프로젝트 2016-03	2016년 기초연금의 사회경제적 효과 분석 연구	최옥금, 이상붕 외	2017.4.
프로젝트 2016-04	국민연금과 국민경제 연구	성명기 편	2017.5.
단기과제 2016-01	단기연구과제1 (장애연금과 장애인연금의 역할정립 및 연계방안, 국민연금법과 장애인복지법의 장애판정기준 연계방안)	오욱찬, 이재은	2017.4
단기과제 2016-02	단기연구과제2 (공단 내· 외부 데이터를 융합한 가치 창출 및 업무 활용방안, 빅데이터를 활용한 국민연금 부정수급 예측모형 개발 방안)	유호선, 왕승현, 이은영	2017.4
단기과제 2016-03	단기연구과제3 (60세 이후 연령대별 필요 생활자금 조사, 노후준비 교육의 체계 및 주제 분류, 내연금 사이트 종합재무설계 내용 개선)	성혜영, 김아람	2017.4

2015년도

연구보고서 2015-01	자녀세대의 부모에 대한 소득이전과 노후준비	송현주, 임란	2016.3.
연구보고서 2015-02	결측치 대체방법 연구 -국민노후보장패널 소득관련 자료를 이용하여	박주완, 김호진	2016.3.
연구보고서 2015-03	중기 거시경제 전망모형 연구	성명기	2016.3.
연구보고서 2015-04	국민연금이 소비와 저축에 미치는 영향 연구	성명기, 이준상	2016.3.
연구보고서 2015-05	미국의 경기국면의 예측과 투자전략	손경우, 최영민	2016.3.
연구보고서 2015-06	자산소유자를 대상으로 한 GIPS®기준의 국민연금 성과평가 적용에 관한 연구	정문경, 이지연 외	2016.3.
연구보고서 2015-07	노인가구의 경제적 가치 수준과 빈곤완화 효과 분석 -한국, 미국, 영국의 패널자료를 이용하여	이상붕, 이은영 외	2016.3.
연구보고서 2015-08	국민연금가입자 중기전망방법 개선 연구	박성민, 송창길	2016.3.
연구보고서 2015-09	기초연금 재정시뮬레이션	신경혜, 김형수	2016.3.
연구보고서 2015-10	국민연금 보험료수입 및 신규수급자의 기본연금액 추계를 위한 소득지수 개선방안 연구	한정림, 송창길	2016.3.
연구보고서 2015-11	사망률 전망 모형의 선택과 전망된 사망률에 기초한 국민연금의 수익비와 재정효과 분석	최장훈, 권미애 외	2016.3.
연구보고서 2015-12	출산율과 사망률 변경에 따른 인구전망	최장훈, 김형수	2016.3.
연구보고서 2015-13	미시모의실험 모형에 의한 국민연금의 세대간·세대내 소득재분배 측정	최기홍, 신승희	2016.3.
연구보고서 2015-14	국민연금의 재정안정화정책의 평가: OG모형 파레토 개선 접근법	최기홍, 신성휘 외	2016.3.
연구보고서 2015-15	재무곤경위험을 고려한 해외주식 포트폴리오 구성전략에 관한 연구 -미국시장을 중심으로	강대일, 조재호 외	2016.3.

연구보고서 2015-16	외부 위탁운용 매니저의 군집투자 행태(herding)와 유인에 관한 연구	이지연, 태엄철	2016.3.
연구보고서 2015-17	국민연금 가입자 평균소득 전망방법 개선 연구	한정림, 허재준 외	2016.5.
정책보고서 2015-01	기초연금 급여적정수준 유지를 위한 연동방법 검토	최옥금, 한신실 외	2016.3.
정책보고서 2015-02	고령화의 진전과 공사적 연금자산 성장이 국민연금 기금운용에 미치는 영향과 대응방안	박태영, 원상희	2016.3.
정책보고서 2015-03	국민연금기금의 통화 오버레이 전략에 관한 연구	주상철, 노상윤	2016.3.
정책보고서 2015-04	국민연금 부동산투자 다각화 방안에 관한 연구	노상윤, 주상철 외	2016.3.
정책보고서 2015-05	CVaR를 사용한 전략적 자산 배분에 관한 연구	최영민, 손경우 외	2016.3.
정책보고서 2015-06	국민연금 국내주식 위탁운용 관리개선에 관한 연구	정문경, 황정욱 외	2016.3.
정책보고서 2015-07	2014년도 국민연금기금의 성과평가	강대일, 정문경 외	2016.3.
정책보고서 2015-08	국민연금 사업장가입자 증가요인분석과 확대 방안에 관한 연구	이용하, 김원섭 외	2016.3.
정책보고서 2015-09	공적연금제도와 고령자 고용정책의 보완적 발전 방안	정인영, 민기채 외	2016.3.
정책보고서 2015-10	생애주기별 소비 및 저축실태 분석에 따른 노후준비 전략	성혜영, 이은영	2016.3.
정책보고서 2015-11	국민연금 목표초과 수익률 산출체계 개선 방안에 관한 연구	강대일, 정문경 외	2016.3.
정책보고서 2015-12	정년제와 공적연금제도 변화과정에 관한 연구	김헌수, 유현경	2016.5.
조사보고서 2015-01	중·고령자의 일상적 스트레스와 대처 전략 –국민노후보장패널 5차 부가조사 기초분석보고서	송현주, 박주완 외	2016.3.
연차보고서 2015-01	2016년 국민연금기금의 자산배분: ALM분석을 중심으로	최영민, 박태영 외	2016.3.

연차보고서 2015-02	국민연금 중기재정전망(2016-2020)	박성민, 신경혜 외	2016.5.
용역보고서 2015-01	싱가포르 공적연금 기금운용의 시사점	이준희	2016.5.
용역보고서 2015-02	국민연금기금의 공공사회서비스 인프라 투자	주은선, 김진석 외	2016.5.
용역보고서 2015-03	기금규모 증가에 따른 국민연금의 시장영향력 분석	이재현	2016.5.
워킹페이퍼 2015-01	가입자 및 수급자 추계의 기초율 추정	김진미	2016.3.
연구자료 2015-01	2015년 상반기 국민연금 기금운용성과 평가 보고서	황정욱, 태엄철	2016.5.
프로젝트 2015-01	해외 연기금의 기금관련 주요 현황	이정화, 원상희	2016.3.
프로젝트 2015-02	주요 동유럽 체제전환 국가의 경제사회적 성과 비교 -동독, 체코, 헝가리, 폴란드를 중심으로	이용하, 민기채 외	2016.5.
프로젝트 2015-03	우리나라 노후소득보장의 종합적 고찰	이용하, 김원섭 외	2016.5.

2014년도

연구보고서 2014-01	가입기간별 기초율을 적용한 국민연금 장기재정전망(Ⅱ)	박성민	2014.12
연구보고서 2014-02	공적연금 가입자 추계 방법 연구	박주완, 한정림	2014.12
연구보고서 2014-03	국민연금 이력자료에 의한 계층별 특성치의 통계적 추정	최기홍, 신승희	2014.12
연구보고서 2014-04	국민연금제도변수 중기 전망 연구	성명기, 최장훈	2014.12
연구보고서 2014-05	국민연금과 거시경제 모의실험모형 연구	성명기	2014.12

연구보고서 2014-06	국민연금 포트폴리오의 최적공분산 추정에 관한 연구	최영민	2014.12
연구보고서 2014-07	경제적불평등과 노후최저보장제도의 관계 및 시사점 -OECD국가를 중심으로	이상봉, 서대석	2015.3
연구보고서 2014-08	국민연금 기타 대체투자의 수익과 위험에 관한 연구 (비공개)	정문경, 최장훈 외	2015.3
연구보고서 2014-09	국민연금의 재정평가 지표에 대한 비교연구	최기홍, 김형수	2015.3
연구보고서 2014-10	남부유럽 연금개혁 연구	권혁창, 정창률 외	2015.3
연구보고서 2014-11	독거노인의 생애노동이력과 이전소득 효과 연구	송현주, 성혜영 외	2015.3
연구보고서 2014-12	부도위험을 고려한 주식 포트폴리오 구성과 거래전략에 관한연구	강대일, 조재호 외	2015.3
연구보고서 2014-13	고연령 사망률 추정과 미래 사망률 전망방식 개선에 관한 연구	최장훈, 김형수	2015.3
연구보고서 2014-14	시간변동성 성과평가지표를 이용한 국민연금기금의 성과평가에 관한 연구	정문경, 황정욱 외	2015.3
연구보고서 2014-15	우리나라 다층노후소득보장체계의 연금소득 추정	한정림, 박주완	2015.3
연구보고서 2014-16	유족연금 및 중복급여 산출방법 개선방안	신경혜, 신승희	2015.3
연구보고서 2014-17	환경, 사회, 지배구조요인(ESG)을 이용한 투자 전략에 관한 연구	손경우, 주상철	2015.3
연구보고서 2014-18	ALM을 사용한 기금운용 통합관리방안(Ⅱ)(비공개)	강대일, 김배호 외	2015.3
정책보고서 2014-01	국민연금 국내부동산 벤치마크 사용자지수 산출에 관한 연구	노상윤, 민성훈 외	2014.12
정책보고서 2014-02	국민연금기금의 액티브 외화관리전략에 관한 연구	주상철, 손경우	2014.12
정책보고서 2014-03	공적연기금 리스크 관리체계의 국제비교	최영민, 박태영 외	2014.12
정책보고서 2014-04	국민연금 국내 인프라투자 벤치마크 지수 개선방안 연구	노상윤, 유승동 외	2014.12

정책보고서 2014-05	정년연장이 국민연금제도에 미치는 영향에 관한 연구	김헌수, 김원식 외	2015.3
정책보고서 2014-06	2013년 국민연금 기금운용 성과평가 (공개)	강대일, 정문경 외	2015.3
정책보고서 2014-07	2013년 국민연금 기금운용 성과평가 (비공개)	강대일, 정문경 외	2015.3
정책보고서 2014-08	국민연금 기금운용지침 개선방안	박태영, 이정화	2015.3
정책보고서 2014-09	국민연금사각지대 완화를 위한 지역가입자 관리개선 방안연구	정인영, 김경아 외	2015.3
정책보고서 2014-10	노인기초보장제도와 국민연금 간 역할분담관계에 관한연구	이용하, 최옥금 외	2015.3
정책보고서 2014-11	단시간 근로자 실태와 국민연금 적용방안	최옥금, 조영은	2015.3
정책보고서 2014-12	연금교육 활성화를 통한 노후준비 수준 제고 방안	성혜영, 송현주 외	2015.3
정책보고서 2014-13	우리나라 노년층의 노후소득격차 발생요인 분석과 지원방안연구	김경아, 김헌수 외	2015.3
정책보고서 2014-14	우리나라 중·고령자들의 노동시장 특성과 국민연금 제도 가입확대방안	유호선, 박주완 외	2015.3
조사보고서 2014-01	유족연금제도의 국제비교 연구	유호선, 김경아 외	2015.3
조사보고서 2014-02	장애인 소득보장체계의 국제비교연구	이용하, 정인영 외	2015.3
조사보고서 2014-03	중·고령자의 경제생활 및 노후준비실태 -제5차(2013년도)국민노후보장패널(KReIS)분석보고서-	송현주, 이은영 외	2015.3
연차보고서 2014-01	2015년 국민연금기금의 자산배분 -ALM분석을 중심으로(비공개)	기금정책팀	2014.12
연차보고서 2014-02	국민연금 중기재정전망(2015~2019)	박성민, 신경혜 외	2015.3
용역보고서 2014-01	최적사회보장과 창조경제 -국민연금기금의 효율적 투자방안을 중심으로	임양택	2014.12

용역보고서 2014-02	1. 독일연금통합의 전개과정 평가 (고려대학교 산학협력단) 2. 북한사회보장과 연금제도 운영실태 분석 (신한대학교 산학협력단)	김원섭 이철수 외	2015.3
용역보고서 2014-03	국민연금 사각지대 개선방안 연구 (인제대학교 산학협력단, 충북대학교 산학협력단)	김재진, 이정우 외	2015.3
용역보고서 2014-04	반납·추납 보험료 대여사업 사업타당성 분석 및 수요도 조사(대구대학교 산학협력단)	전승훈	2015.3
용역보고서 2014-05	일반국민과 공무원의 노후보장체계 국제비교 연구	김상호, 배준호 외	2015.6
워킹페이퍼 2014-01	연간 거시경제계량모형 개발	박무환	2015.3
연구자료 2014-01	2014년 상반기 국민연금 기금운용성과 평가보고서	황정욱, 태엄철	2015.3
프로젝트 2014-01	OECD 주요 국가의 기초보장 급여적정성 평가방법	이용하, 최옥금 외	2015.3
단기과제 2014-01	단기과제 Ⅰ	성혜영, 송현주 외	2015.6
단기과제 2014-02	단기과제 Ⅱ	이용하, 유호선 외	2015.6

저자 약력

- **주상철**

  성균관대 경제학 석사

  성균관대 경제학 박사 (국제금융)

  대한투자신탁 경제연구소 경제분석팀장

  대한투자신탁 펀드매니저

  대한투자증권 경제연구소장

  교보증권 투자전략팀장

  현 국민연금연구원 연구위원

〈주요 저서〉

- 『해외투자시 동태적 환헤징 전략에 관한 연구』, 국민연금연구원, 2016
- 『국민연금기금의 통화오버레이전략에 관한 연구』, 국민연금연구원, 2015(공저)
- 『국민연금 부동산 투자다각화 방안에 관한 연구』, 국민연금연구원, 2015(공저)
- 『국민연금기금의 액티브 외화관리전략에 관한 연구』, 국민연금연구원, 2014(공저)
- 『환경 사회 지배구조(ESG) 요인을 이용한 투자전략에 관한 연구』, 국민연금연구원, 2014(공저)
- 『국민연금기금의 환위험관리 개선방안』, 국민연금연구원, 2013(공저)
- 『국민연금 해외주식 포트폴리오의 변동성 활용에 관한 연구』, 국민연금연구원, 2013 (공저)

• **원상희**

서울시립대학교 경제학 석사

현 국민연금연구원 주임연구원

〈주요 저서〉

- 『해외 연기금의 책임투자관련 주요현황』, 국민연금연구원, 2016(공저)
- 『해외 주요연기금의 기금관련 주요 현황』, 국민연금연구원, 2015(공저)
- 『고령화의 진전과 공사적 연금자산 성장이 국민연금 기금운용에 미치는 영향과 대응 방안』, 국민연금연구원, 2015(공저)

정책보고서 2017-05
국민연금 해외투자가 외환시장에 미치는 영향 및 시사점

2018년 6월 인쇄
2018년 6월 발행
발행인 : 김 성 주
편집인 : 이 용 하
발행처 : 국민연금공단 국민연금연구원
전북 전주시 덕진구 기지로 180(만성동)
TEL : 063-713-6778 / FAX : 063-715-6564

ISBN 978-89-6338-406-1