# 마이너스금리정책의 효과분석

허 인[1)]
안지연[2)]

**논문요약**

마이너스 금리정책(NIRP)은 유동성함정을 타계하기 위한 한 방편으로 제안되었다. 글로벌 금융위기 이후 양적완화로 대표되는 비전통적인 통화정책이 지속적으로 실시되었다. 그럼에도 불구하고 유럽, 일본 등에서는 저물가, 저성장 상황이 지속되어 NIRP가 시행되었다. 본 논문은 NIRP를 시행한 스웨덴, 덴마크, 스위스와 유로존을 대상으로 NIRP 시행이 금융변수에 미친 영향을 실증적으로 분석하였다. 분석 결과에 따르면 NIRP시행으로 우려되었던 현금보유 증가에 따른 통화량 감소 효과는 분석기간 동안 나타나지 않고 있다. NIRP 시행이후 정책금리인하에 대하여 예금금리는 하락하나 대출금리가 시행이전만큼 하락하지 않았고, 통화가치 상승을 막는 수단으로서 NIRP의 효과는 없는 것으로 분석되었다. 유럽의 국가 중 국제통화를 갖지 않은 지역에서 영향력이 큰 통화가 NIRP를 할 경우 외환시장의 안정과 금융시장의 안정을 모두 목표로 할 경우 두 가지 목표를 다 이루기 어려울 가능성이 있음을 보여준다.

핵심 용어: 마이너스 금리정책, 통화량, 이자율, 통화가치
주제 분류: E5, F3

---

1)가톨릭대학교 경제학과 조교수, inhuh@catholic.ac.kr
2)경희대학교 국제학과 조교수, ja256@khu.ac.kr
이 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 작성된 것입니다.

# I. 연구 배경

2008년 글로벌 금융위기 발발 이후 미국을 중심으로 많은 국가들이 경기둔화에 대응하기 위해서 정책금리를 0%까지 하락시켰다. 제로 금리 정책에도 불구하고 경기 둔화가 지속되자 비전통적인 통화정책(Unconventional Monetary Policy)을 시행했다. 전통적인 통화정책(Conventional Monetary Policy)은 금리 조정, 공개시장조작 등을 통한 통화량 조절을 의미한다. 금리 조정, 공개시장 조작 등과는 달리, 장기국채 혹은 민간이 발행한 채권들을 중앙은행이 매수하는 양적완화 등은 비전통적인 통화정책이라고 한다. 최근 들어서 양적완화 이외의 비전통적인 통화정책의 하나로서 마이너스 금리 정책(Negative Interest Rate Policy :NIRP)를 실행하는 국가 및 지역이 늘어나고 있다.

NIRP는 기준금리가 0%까지 내려간 상황 속에서 통화정책의 무력성을 의미하는 유동성함정(Liquidity Trap)을 벗어나기 위한 한 방안이다. Mankiw(2015)에 따르면 유동성 함정은 중앙은행이 통화완화를 위해서 명목금리를 0% 가까이 내린 이후 통화정책이 무력화 되는 현상이라 말한다. 이론적으로 이자율이 0%일 경우, 경제주체가 현금을 보유하는 것과 금융기관에 예치하는 것 사이에 차이가 없어진다. 만약에 금리를 0% 이하로 낮춘다면 현금이 더욱 선호된다. 더욱이 경제주체는 명목이자율에서 물가상승률을 차감한 실질이자율($r=i-\pi$, r:실질이자율, i: 명목이자율, $\pi$: 물가상승률)에 따라서 투자, 소비, 저축을 결정한다. 따라서 명목이자율이 0%까지 내려와서 그 이하로 명목이자율을 낮출 수 없는 상황에서는, 물가상승률의 변화에 따라서 실질이자율이 물가 변동과 반대로 변하게 된다. 예를 들어 명목금리가 0%인 상황에서 경기둔화로 물가상승률이 하락하면 명목이자율을 변화시킬 수 없어 실질이자율이 상승하게 되어 소비와 투자가 위축되어 경기둔화를 더욱 심화하는 부정적인 영향을 준다. 따라서 유동성 함정에 빠진 상황에서 비통화정책의 하나로서 NIRP가 제안되었다.

글로벌 금융위기 이후 유동성 함정을 벗어나기 위해서 다양한 정책 대안들이 제시되었다. Blinder(2012)는 유동성 함정에 빠진 상황에서 전통적인 통화정책을 대신할 방법들을 다음과 같이 나열했다. 첫 번째는 장기간 동안 제로금리를 유지하겠다고 선언함으로서 통화완화가 지속될 것이라는 신호를 시장에 전달하는 방법이다. 두 번째 방법은 물가상승 목표를 높여서 경제주체가 기대하는 실질금리가 하락하게 하는 것이다. 세 번째 방법은 초과 지급준비금에 대해 NIRP를 책정하여 은행들이 보관금을 중앙은행에 지급토록 하는 방법이다. 네 번째 방법은 장기국채를 매입해 장기시장금리를 하락시키는 방법이다. 다섯 번째 방법은 민간 증권을 매입해 신용물의 금리도 하락시키는 방법이다. 마지막으로 금융기관에 대한 대출 규제 완화를 통해서 통화량이 더 많이 증가하게 하는 방법이다. Blinder(2012)가 제안한 방법들은 물가상승 목표 상향조정, NIRP, 금융기관에 대한 대출 규제 완화 등을 제외하고는 글로벌 금융위기 이후 미국연방준비은행(FRB, Federal Reserve Bank)에 의해서 시행된 정책들이다. 이들 중 장기국채의 매입과 민간 증권을 매입하는 방법을 양적완화라 한다.

이러한 방법들 중 NIRP 도입 주장은 19세기 Gesell의 의견을 Keynes(1936)가 인용한 바 있다. Gesell은 유통통화에 세금을 부과함으로서 명목금리가 마이너스가 되더라도 현금을 보유하는 것보다 예금을 유지하는 것이 나은 대안이 되도록 하는 정책을 제안하였다. 비교적 최근에도 Buiter(2009), Buiter and Parigirtzoglou(1999), Mankiw(2009), Fisher(2016) 등이 유동성 함정을

탈피하기 위한 NIRP의 가능성에 대해서 언급하였다. 이들도 Gesell과 마찬가지로 유통통화에 대한 세금을 부과하는 것과 비슷한 비용을 부과함으로서 NIRP를 가능하게 해야 한다고 주장했다. 결론적으로 불가능하다고 생각되어 온 명목금리가 0%이하로 내려가는 상황이 유동성 함정 하에서 하나의 대안으로 지속적으로 제안되어 왔다.

그러나 World Bank(2015), Economist(2015) 등과 국내외 많은 언론에서 마이너스 금리의 부작용에 대해서 언급했다. 우선 금융기관들의 수익성, 연금, 보험사 등의 수익 악화가 예상된다. 실질적으로 화폐 보유에 대한 과세 등의 제도가 시행되고 있지 않은 상황에서 기준금리가 마이너스가 되어도 금융기관은 예금자 이탈 우려로 인해 예금자에서 마이너스 금리를 부과하기 어려울 수 있다. 정책금리에 영향을 크게 받는 단기 투자 상품의 금리가 하락하면서 예대금리차가 줄어들게 될 것이다. 연금, 보험 등 장기상품의 이자를 지급을 운영수익으로 감당할 없게 되어 이차손(利差損)이 발생할 것으로 예상된다. 단기상품으로만 운영되는 머니마켓펀드(MMF)는 마이너스 금리를 수탁자에게 전가해야 하는 상황이 발생해 상품의 존립자체가 어려워지게 될 것이다. 증권 중 미래의 수익흐름이 있는 상품의 가치를 평가하기가 어려워져 금융기관의 방만한 경영 혹은 금융거래에 대한 새로운 시스템 구축 등이 필요하다. 이자율이 0%나 그 이하로 하락할 경우 미래 수익에 대한 할인율을 적용하는 데 기술적인 어려움 존재한다. 개인보다 위험에 대한 태도가 중립적인 금융기관들의 경우 마이너스 금리 상황에서 적정한 수준보다 더 많은 위험 자산을 수취할 수도 있다. 금리가 마이너스라면 기술적으로나 법적으로 이자처리 문제가 발생할 가능성도 존재한다. 한편, 마이너스 금리의 시행으로 포트폴리오 투자의 기반이 되는 무위험자산이 사라지게 되어 자금 운영에서도 기준이 없어지는 상황이 발생할 수 있다.

NIRP에 대한 가장 큰 우려는 기대되었던 통화완화 효과가 없어, 성장, 물가상승이라는 목적을 달성하기 어려울 수 있다는 것이다. 마이너스 금리로 인해서 예금금리가 낮아지고 예금에 대한 유통통화가 더 바람직한 상황이라면 가계는 금융기관을 이용하지 않고 현금 보유를 늘릴 수 있다. 현금 보유의 확대는 금융기관의 신용창조 기회를 박탈해 화폐의 순환 속도를 떨어뜨려 경제 전반의 통화량은 줄어들게 할 것이다. 화폐수량설의 $MV=PY$ 에서 화폐유통속도, V는 지급준비금의 비율(지준율), 가계의 화폐보유비율이 증가함에 따라서 하락하게 된다. 마이너스 금리로 인해서 가계가 현금 보유 비율을 늘릴 경우, 화폐유통속도를 하락시켜 통화완화라는 정책 목표를 달성할 수 없게 할 수 있다. NIRP 시행 국가에서 금고에 대한 수요가 증가한다(조선일보 2016.2.24. “금고품절사태”)는 뉴스는 이러한 우려를 증폭시키고 있다.

즉 NIRP의 효과성과 부작용에 대한 논의는 계속 진행 중이다. 그러나 NIRP의 효과에 대한 기존 연구들은 자료를 활용한 계량분석이 아닌 자료를 검토하는 수준에 머물고 있다. 따라서 본 연구에서는 NIRP의 효과에 대한 실증분석을 시도하고자 한다. 즉 통계분석 방법을 활용하여 마이너스 정책금리가 통화 완화라는 목적에 달성하고 있는 지 살펴보고자 한다. 자본 이동의 관점에서 보면 NIRP를 도입한 국가들은 과도한 자본유입과 자국 화폐의 지나친 절상을 막고자 하는 의도도 존재하는 것으로 보인다. 그러므로 이에 대한 효과 대해서도 분석하고자 한다. 특히 외환시장에 미치는 효과는 우리나라 통화정책에 대한 시사점을 살펴보기 위해서 중요한 부분이다. 특히 국제통화를 가지고 있는 ECB혹은 일본의 NIRP의 효과 보다는 이에 반응해야 하는 주변국의 NIRP의 영향을 분석하고자 한다. NIRP의 효과를 분석함에 있어서 통화량, 금리, 환율, 외환보유고에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 이전의 기준금리의 변동이 통화량에 미치는 영향과 NIRP가 통화량에 미치는 영향을 조사함으로서 NIRP가 통화량을 증가시키는데 이전과 다르지

않다면 현금 보유의 증가에 따른 부작용은 없는 것으로 볼 수 있다. 기준금리 인하가 채권금리 인하로 이어지는 경우에도 비슷한 결론을 얻을 수 있을 것이다. NIRP시행 이후 기준금리 인하가 소매(retails) 금융시장에 어떠한 영향을 미쳤는지 은행 예금금리와 가구 대상의 부동산 대출금리를 분석하고자 한다. 환율에 대한 분석은 NIRP로 통화가치 절상을 저지했는지를 분석할 것이고, 외환보유고도 NIRP도입 이후 증가하는 속도가 느려졌다면 그 효과가 있었다고 볼 수 있을 것이다. 다만 본 연구는 다음과 같은 한계를 가지고 있다. 첫째, NIRP가 금융 및 거시경제에 미친 여향에 대한 종합적인 효과분석이 아닌 정책목표에 초점을 맞추어 관련 변수들의 방향성을 살펴보고자 한다. 둘째, NIRP의 시행기간이 다소 짧고 종합적인 분석모형이 개발되지 않는 상황에서 본 연구는 간단한 실증분석모형을 활용하고 있다. 이러한 연구의 한계가 있으나 기존 연구가 전무한 상황에서 본 연구는 NIRP의 효과분석에 대한 실증 및 이론적 연구토대를 제공하는데 의의가 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제 II 장에서는 NIRP를 도입한 국가들과 그 국가들이 원래의 도입 목적 및 기대효과에 대해서 고찰한다. 제 III 장에서는 NIRP를 도입한 국가들 중 유럽의 유로(Euro)를 사용하지 않는 국가들을 중심으로 실증분석을 통해서 그 효과를 보고자 한다. 제 IV 장에서는 분석 결과를 정리한다.

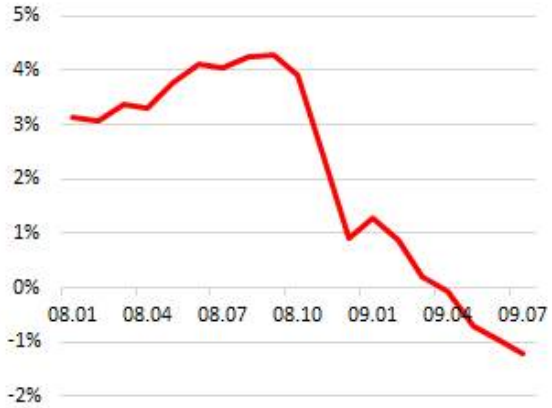
# II. NIRP 도입 국가들 도입당시 현황과 기대효과

최근 마이너스 금리 정책(NIRP)를 도입한 국가 혹은 지역은 스웨덴, 덴마크, 유로존, 스위스 및 일본이다. 금융위기 직후 2009년 7월에 스웨덴을 시작으로 2016년 1월에 일본까지 총 5개 중앙은행이 마이너스 기준금리를 도입했다. 이들 국가들은 기준금리가 제로 혹은 제로에 가까운 한계수준까지 온 상황에서도 저물가, 통화가치 상승 등이 지속되어 추가적인 조치가 필요한 상황에서 NIRP를 단행했다.

스웨덴은 글로벌 금융위기 이후 경기가 크게 침체되었다. 2009년 7월에 소비자 물가 상승률이 -1.16%로 디플레이션이 지속되어 디플레이션 타계를 위해 NIRP 도입하였다. 스웨덴의 소비자물가 상승률은 2008년 리먼브라더스 파산 이후인 10월부터 급락하기 시작하여 2009년 4월부터 마이너스로 디플레이션을 기록하였다. 한편, 크로나 대 유로 환율은 금융위기 발발이후 지속적으로 상승해 통화 가치는 하락했다. 따라서 스웨덴 중앙은행의 마이너스 금리 적용은 통화가치 변동 보다는 경기둔화로 인한 디플레이션 상황을 타계하려는 목표를 가지고 실행된 것으로 보인다.

<그림 1> 스웨덴 소비자물가 및 크로나환율

< 소비자물가 상승률 >




자료 : OECD.org

< 크로나 대 유로 환율 >

자료 : International Financial Statistics, IMF (IFS)

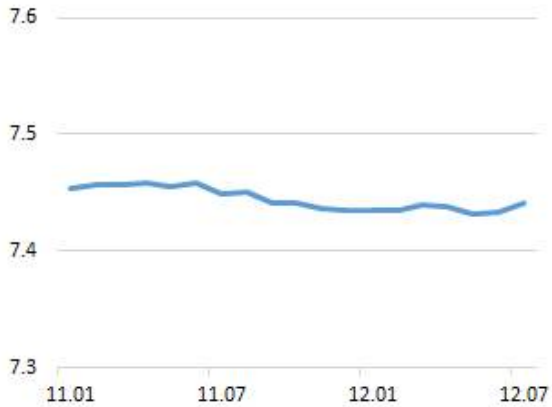
덴마크는 유로존 재정위기 발발 이후 자본 유입량이 커지면서, 환율제도 유지를 위해서 NIRP를 시행했다. World Bank(2015)에 따르면 덴마크는 2012년 중 자금 유입이 많아져서 NIRP를 시행했다. 유로존의 재정위기가 확대되면서 위험회피를 위한 투자자금이 상대적으로 건전한 국가인 덴마크로 유입되었다. 덴마크 환율은 유로에 대해서 매우 작은 변동폭을 허용하면서 거의 고정환율제도와 비슷한 관리 변동 환율제도를 채택하고 있어 제도 유지를 위해서는 자금유입으로 인한 평가절상 압력을 해소해야만 했다. 덴마크의 물가상승률은 자금 유입에도 불구하고 유로존에 비해서 높은 수준이 아니어서 NIRP시행이 가능했다. 자금유입으로 인해서 통화량이 증가해 물가상승률이 높아졌다면, 금리인하 정책을 시행하는데 걸림돌이 되었을 것이다.

<그림 2> 덴마크 소비자물가 및 크로네환율

< 소비자물가 상승률 >

자료 : OECD.org

< 크로네 대 유로 환율 >



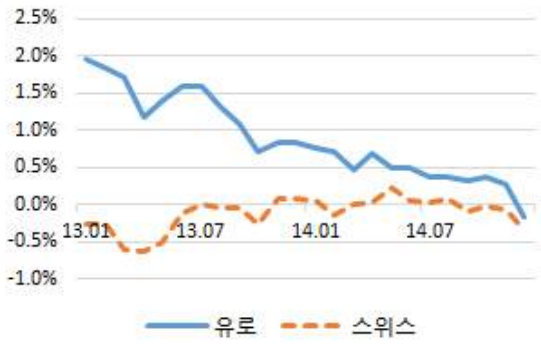

자료 : IFS

유럽중앙은행(ECB)는 양적완화 정책 지속에도 불구하고 금융완화가 충분하지 않다고 판단되어서 NIRP를 시행했으며, 스위스는 이에 따라 자금 유입으로 인한 환율 상승압력을 완화하기 위해서 NIRP를 시행했다. ECB의 2016년 9월까지 매월 6백억 유로 규모의 양적완화정책이 지속됨에도 불구하고 유로를 사용하는 지역의 물가가 하락했다.

ECB의 NIRP시행이후, 스위스로의 자본유입이 증가해 스위스 프랑의 절상 압력이 커져 환율 제한폭의 하한에 근접했다. 글로벌 금융위기, 유로존 재정위기를 지나면서 스위스 프랑/유로의 환율은 2007년말 1.66프랑/유로 수준에서 2014년말 1.2프랑/유로 수준으로 낮아졌다. 스위스는 통화강세를 막기 위해서 2014년 12월까지 약 3년동안 1.2프랑/유로로 환율의 최저수준(Currency Cap)을 제한했다. 스위스 뿐 아니라 스웨덴과 덴마크도 앞선 NIRP시행 이후 플러스 기준금리로 복귀했으나, ECB의 NIRP도입 이후 스위스와 비슷한 이유로 NIRP를 재도입했다.

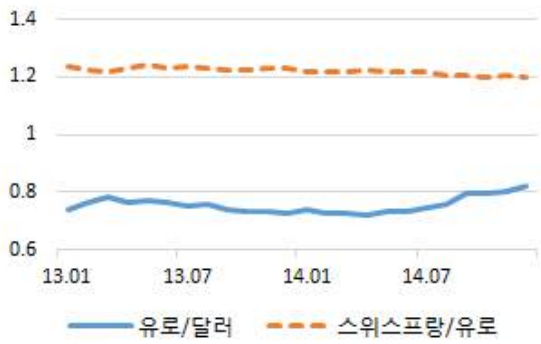
**<그림 3> 스위스, 유로존 소비자물가 및 환율**

< 소비자물가 상승률 >




자료 : OECD.org

< 스위스 프랑/유로, 유로/달러 환율 >

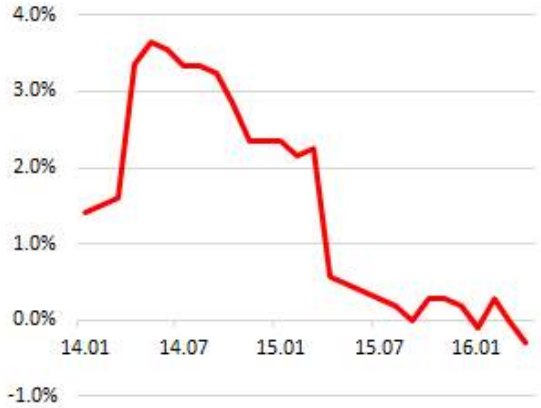



자료 : IFS

일본은 아베노믹스 정책의 일환으로 양적완화를 실시했으나, 2016년에 와서 물가상승률이 둔화되고 환율하락도 정체되면서 NIRP를 시행했다. 일본의 소비자 물가는 양적완화와 소비세 인상으로 인한 가격 상승으로 2014년 4월 3.5%대로 급등했으나, 소비세 인상의 효과가 소멸되면서 다시 0%대로 하락했다. 소비세 인상효과를 제외한 0%대의 물가상승률은 통화완화 정책이 물가상승률을 목표수준(2%)으로 끌어올리지 못하고 있음을 보여준다. 엔화 환율은 양적완화 실시 이후 급등해 120엔/달러를 상회했으나, 양적완화 지속, 미국연방준비은행(Fed)의 금리인상에도 불구하고 상승세가 지속되지 않았다. 2015년 말 Fed의 금리 인상은 개도국 화폐의 약세를 가져왔으나, 엔화 환율은 변화 폭이 적었으며, 금융시장의 위험회피 현상으로 엔화는 강세를 보였다. 특히 최근 브렉시트로 인한 국제금융시장의 혼란 이후 엔화 환율은 달러 대비 강세를 유지하고 있다.

<그림 4> 일본 소비자물가 및 엔화환율

< 소비자물가 상승률 >




자료 : OECD.org

< 엔화 대 달러 환율 >

자료 : IFS

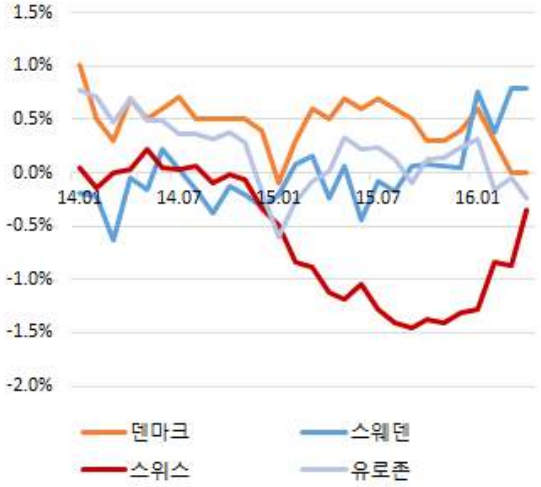
<표 1> NIRP 도입국가, 시점 및 배경

| 도입 국가 혹은 지역 | 도입시기 | 도입배경 |
|---|---|---|
| 스웨덴 | 2009. 7~2010.9<br>2014.7~ | 물가하락, 경기침체<br>자본유입 |
| 덴마크 | 2012. 7~2014.4<br>2014.9~ | 지나친 자금 유입, 환율제도 유지 |
| 유로중앙은행 (ECB, EU19) | 2014. 6~ | 금융시장 상황 완화 |
| 스위스 | 2014.12~ | 지나친 자금 유입 |
| 일본 | 2016. 1~ | 물가둔화 및 통화가치 하락 유도 |

NIRP 도입 후 스위스를 제외하면 시행국가 및 지역에서 물가상승률 하락이 멈추었으며, 통화절상도 멈추었다. 스웨덴과 덴마크는 스위스, 유로존에 비해서 일찍 NIRP를 시작했으나, 스웨덴은 2010년에 기준금리를 0%이상으로 올렸으며 덴마크도 2014년에 다시 기준금리를 0%이상으로 인상했다. ECB의 NIRP도입 이후 스위스 뿐 아니라, 스웨덴과 덴마크도 다시 NIRP를 도입했다. 2015년 이후 물가와 환율의 흐름을 볼 때, 통화완화를 통해서 물가하락을 막고 통화의 강세를 막는 역할을 한 것으로 평가되고 있다. 만약에 현금 보유의 증가로 인해 화폐 유통속도가 감소했다면, 물가 하락은 가속화 되고 통화 절상기조도 유지되었어야 한다. 다만, 스위스의 경우 NIRP도입과 함께 환율제도의 변화, 즉 대 유로화 최저 환율제도의 포기함으로서 유로화 대비 프랑이 절상되었고 통화강세로 인한 수입가격 하락으로 물가도 하락했다.

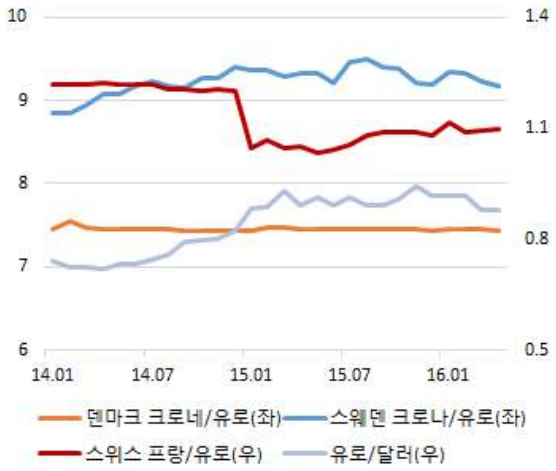
<그림 5> NIRP시행 이후 유럽국가들의 소비자물가 및 환율

< 소비자물가 상승률 >




자료 : OECD.org

< 환율 >




자료 : IFS

유럽중앙은행이 NIRP를 2014년 6월에 시행한 이후 길지 않은 기간이 경과하여 정치한 분석에 의한 정책효과 분석은 거의 없는 상황이다. IMF, 유럽중앙은행, 덴마크 중앙은행 등은 NIRP가 금융시장 및 경제에 미친 부정적 영향은 크지 않은 정도로 평가하고 있다. Fisher(2016), World Bank(2015), Bech and Malkhozov(2016), Jackson(2015) 등에서도 NIRP 시행국가들의 금융상황이 큰 변화를 보이고 있지 않다고 서술하고 있다. Fisher(2016)는 채권 수익률과 은행이자율이 낮아지면서 대기업 및 소비 관련된 대출이 늘어났고, 부정적인 효과들은 나타나지 않았다고 말했다. World Bank(2015)에서도 기업과 가정의 유동성 제약을 완화시키고 유로지역의 대출을 증대시켰다고 서술했다. NIRP 시행 지역 및 국가에서 마이너스 금리로 인해 발생할 수 있는 유통통화의 증가로 인한 통화완화와 반대의 효과는 관찰되지 않고 있다. 유럽중앙은행 이사회 Benoît Coeuré의 최근 연설(2016년 7월 28일)에 의하면 NIRP 이후 현금대체경향의 변화가 보이지 않는다고 평가하였다. 또한 덴마크 중앙은행의 2016년 2분기 통화리뷰(Monetary Review)에서는 NIRP가 현금수요를 크게 높였다는 징조가 없음을 서술하였다. Bech and Malkhozov(2016, BIS)는 NIRP가 자금시장 및 기타 이자율에 전이되는지를 평가하였다. BIS 보고서에서는 양의 정책금리가 이들 시장에 영향을 미치는 것과 동일한 방식으로 NIRP가 영향을 미친 것으로 평가하였다. 다만 소매 부분의 예금 및 모기지 이자율이 예외적으로 상승하였다고 보고하였다. Jackson(2015, Bank of Canada)은 NIRP 시행 국가별로 정책효과를 분석한 결과 NIRP가 금융시장의 추가적인 변동성을 불러왔다고 보기는 어렵다고 서술하였다. 또한 BIS 보고서의 평가와 비슷한 결론을 내렸다. 덴마크, 유로존, 스웨덴, 스위스 모두 NIRP 이후 정책금리와 기존의 자금시장 이자율 등과의 관련성이 크게 악화되지 않았으며 경제에 큰 변동성의 징후가 보이지 않아 NIRP가 정책수단으로 어느 정도 역할을 하고 있다고 하였다.

이들 보고서에서는 NIRP로 인하여 우려되는 사항들도 언급하였다. Fisher(2016)는 미국의 경우 MMF위주의 금융거래가 활발하여 NIRP도입으로 단기채권금리가 마이너스가 된다면 예금

과는 달리 MMF의 수익률을 0%로 유지하기 어려워 현금 보유가 늘 것으로 예상했다. 또한 Bech and Malkhozov(2016)는 마이너스 금리가 지속될 경우 개인과 기관들의 행보에 큰 불확실성 존재하며 또한 유로존과 인근 국가에 국한되어 실시되어온 마이너스금리가 타 국가에서 시행될 경우에도 결과가 불확실하다고 언급하였다. 즉 기존의 평가보고서가 금융시스템 전체에 대한 영향을 살펴본 것이 아님을 강조하였다. 예를 들면 마이너스 정책 금리가 은행부분에 비용증가를 불러일으킬 수 있으므로 은행부분의 수익성 등에 대한 세밀한 평가가 필요하다.[3] Jackson(2015)은 마이너스 금리의 최저점(lower bound)가 어디까지 인지 얼마나 지속할 수 있는지에 대한 연구 필요성을 강조하였다.

최근 경제분석 기사에서 NIRP의 부작용에 대한 논의가 있었다. The New York Times(2016년 8월15일자)에서는 은행, 기관투자자, 개인들의 투자 행태 불확실성에 대해 언급하여 특히 미국 및 아시아의 채권 및 주식에 투자가 늘어서 자산가격 버블 가능성도 있다고 서술하였으며 The Wall Street Journal(2016년 8월8일자)에서는 덴마크. 스위스, 스웨덴에서의 저축증가를 우려하였다. 즉 현금보유 성향이 실제로 증가하고 있음을 언급한 것이다. 또한 IMF의 국가분석 보고서-덴마크(2016년 6월)에서는 마이너스 금리가 주택가격 상승을 이끌고 있다고 보았다. 특히 금리가 낮은 상태에서 지속적으로 증가한 가구채무에 대해 우려를 표시하였다.

그 이외에 Jackson(2015)는 자금시장의 금리가 마이너스가 되면 금융시장의 유동성이 낮아질 수 있고 기존의 운영시스템이 양의 금리를 가정하고 설계되었기 때문에 운영면에서도 잠재적인 이슈가 있다고 하였다.

# III. 실증분석

비전통적이 통화 정책으로서의 NIRP 효과가 적절하게 나타나고 있는 지에 대한 실증분석을 행한다. 첫 번째로 앞 장에서 서술했듯이 NIRP가 적절한 통화완화 조치인지에 대한 의문이 존재한다. 그러므로 통화량을 확대하는데 NIRP시행 이후와 이전에 다른 점이 있는지 살펴보고자 한다. 이와 더불어 NIRP이후 경제주체의 현금보유가 늘었는지도 살펴보고자 한다. 두 번째로는 금리에 미친 영향을 살펴보고자 한다. NIRP 이후 기준금리의 변동이 시장금리에 어떻게 전달되고 있는지 살펴보고자 한다. 세 번째로 환율 및 외환보유고의 변동을 살펴보고자 한다. 유로존을 제외한 NIRP시행 국가들은 자국의 통화가치 강세를 저지하기 위한 목적도 가지고 있었다. 따라서 해당 목표가 적절히 수행되었는지 분석해 보고자 한다. 물론 환율 및 외환보유고의 분석에 있어서는 앞서 분석한 금리분석과도 비교해 봐야 할 것이다.

## 1. 자료

<표 2> 분석에 사용된 자료의 정의 및 출처를 보여준다. 덴마크, 스웨덴, 스위스, 유로존을

3) 스웨덴 통화정책보고서(2016년 7월) 참조

분석대상으로 하였으며 분석기간은 2001년 12월부터 2016년 4월이며 월별자료 활용하였다. 정책금리(PR)는 각 중앙은행이 정책금리로 사용하고 있는 금리를 각 중앙은행 홈페이지에서 가져왔다. 기준금리가 정부채권금리에 어떤 영향을 주고 있는 지 살펴보기 위해서는 10년만기 정부채권의 금리를 각 중앙은행의 홈페이지에서 가져왔다. 자금시장의 금리 변동을 보기 위해서 은행간 단기이자율을 IMF의 IFS에서 가져왔다. 또한 실제 은행 대출 및 예금금리에 미치는 영향도 살펴보았다. 대출금리와 예금금리는 스위스는 IFS에서 가져왔으나, 다른 국가들은 각국의 중앙은행 홈페이지에서 가져왔다. NIRP의 효과를 보기 위해서 기준금리가 마이너스를 기록할 때 1인 값을 갖는 더미변수인 NIRP를 활용하였다.

통화량 관련된 변수는 모두 IMF의 IFS에서 가져왔다. 각국의 경제크기에 따라서 통화량의 절대량이 다르기 때문에 GDP대비 통화량으로 표준화하는 방법을 택하였다. 또한 시중의 현금비중은 통화량 중 차지하는 비중을 설정하여 표준화 하였다.

외환시장관련 변수들도 모두 IMF의 IFS에서 가져왔다. 첫 번째로서는 대 유로 명목환율을 사용했다. 국제통화인 유로를 발행하는 ECB의 경우는 환율분석에서는 제외했다. 앞 장에서 살펴봤듯이 덴마크, 스웨덴, 스위스는 각각의 상황은 달라도 ECB가 NIRP를 시행한 이후에는 외환시장의 안정을 위해서 NIRP를 시행한 측면이 있다. 따라서 외환의 분석에 있어서 대 달러 환율보다는 대 유로환율이 적절히 반응했는지가 중요할 것으로 보인다. 따라서 각국의 통화 대비 유로환율의 반응을 살피고자 한다. 명목실효환율과 실질실효환율은 유로로 제한하지 않고 각 국의 무역비중으로 가중평균한 그 나라의 화폐가치를 나타낸다. 본 변수들을 추가적으로 분석하여 대 유로 환율만 분석하는 것의 한계를 극복하고자 하였다. 이에 더불어 외환보유고도 분석하고자 하는데, 기준금리가 외환시장의 안정을 위한 목적을 가지고 움직이고 효과적이었다면 외환보유고는 크게 변동하지 않아도 되었을 것이다. 기준금리의 변동에 따라서 외환보유고가 변동하는 것을 막을 수 있었는지를 분석하고자 한다. 통화량과 마찬가지로 GDP대비 외환보유액으로 표준화 하였다.

이외의 통제변수로 물가상승률과 중앙은행의 자산이 사용되었다. 물가상승률은 OECD에서 가져왔다. 중앙은행 자산은 GDP대비로 표준화한 변수를 사용했으며, 각 중앙은행의 홈페이지에서 가져왔다. 중앙은행의 자산은 2008년 글로벌 금융위기 발발이후 양적완화를 통해서 통화정책을 수행했을 수 있기 때문에 그 효과를 통제하기 위해서 사용되었다.

<그림 6>은 수집된 자료 중 기준금리, 10년만기 정부채권금리, 은행 간 단기이자율, 은행 예금금리, 부동산 대출금리의 추이를 보여준다. 앞 장에서 서술한 기간 동안[4] 기준금리가 마이너스로 내려갔음을 확인할 수 있다. 정부채권 금리 및 은행 간 단기이자율도 이에 따라서 움직였다는 것을 알 수 있다. 대출금리와 예금금리 역시 일정한 간격의 예대금리차를 보여주며 기준금리와 같은 방향으로 변화해왔음을 알 수 있다. <부록 1>에서는 각 통계치의 기초통계량들을 확인 할 수 있다.

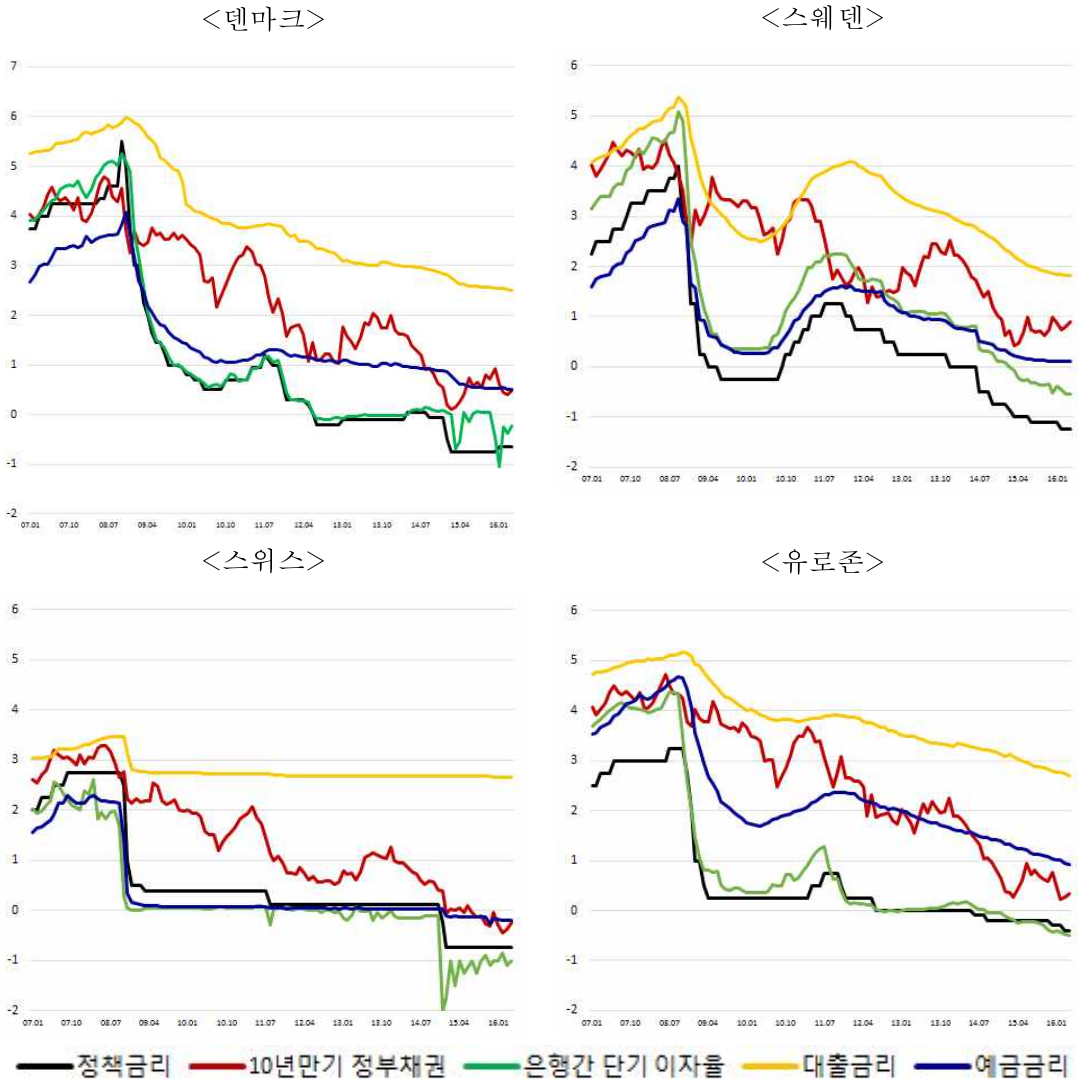
4) 수집된 자료에는 월말 금리를 사용하고 있다. 따라서 앞장에서 말한 기간과 마지막 월이 다를 수 있다.

<표 2> 주요 변수의 정의

| 변수 | 정의 및 자료출처 |
|---|---|
| 금리 | |
| PR | 정책금리, 월말기준, % [자료: 각 중앙은행 홈페이지]<br>- 덴마크: Certificates of deposit, - 스웨덴: Deposit rate<br>- 스위스: SNB target range for the 3-month Libor rate in CHF - (lower limit+upper limit)/2, - 유럽중앙은행: ECB Deposit facility |
| NIRP | 마이너스 정책금리 더미(정책금리가 마이너스인 경우 1, 그 이외는 0) |
| GTB | 10년 만기 중앙정부채권 이자율, % [자료: 각 중앙은행 홈페이지] |
| MM | 평균 은행 간 단기 이자율 (average overnight interbank rate), % [자료: IFS] |
| LE | 주택구입용 대출금리(기존 대출연장, 가구대상, 모든 만기포함), 년간환산 % [자료: 각 중앙은행 홈페이지, 단 스위스의 경우는 IFS] |
| DE | 예금금리(가구대상, 전체), 년간환산 % [자료: 각 중앙은행 홈페이지, 단 스위스의 경우는 IFS] |
| 통화 | |
| MBGDP | 본원통화(Monetary base) / 명목 총생산(GDP, Gross domestic product), % [자료: IFS] |
| M2GDP | 광의통화(M2) / 명목 총생산, % [자료: IFS] |
| CCMB | 유통통화(Currency in circulation) / 본원통화, % [자료: IFS] |
| CCM2 | 유통통화 / 광의통화, % [자료: IFS] |
| 외환시장 | |
| FXEU | 자국 통화 / 유로 [자료: IFS] |
| NEER | 명목실효환율지수, 노동비용단위 기준 [자료: IFS] |
| REER | 실질실효환율지수, 노동비용단위 기준 [자료: IFS] |
| FRGDP | 외환보유고 (Total reserves minus Gold) / 명목 총생산, % [자료: IFS] |
| 물가 및 통화정책변수 | |
| INF | 전년 동월대비 소비자물가상승률, % [자료: OECD] |
| CBAGDP | 중앙은행 총자산 / 명목 총생산, % [자료: 각 중앙은행 홈페이지] |

주: IFS (International Financial Statistics, International Monetary Fund)

<그림 6> 국가별 이자율 추이




단위: %

## 2. 분석모형

NIRP를 시행한 기간이 월별자료로서 분석하기에는 자료의 숫자가 충분하지 않다고 판단된다. 따라서 각 국가별 분석보다는 NIRP를 시행한 국가들의 한 패널자료로 인식하고 분석하고자 한다. 패널자료를 구성하여 분석하고자 하는 이유는 NIRP시행 이후 관찰치 개수의 한계 때문이다. 국가별로 차이가 존재하나, 유럽지역에 본격적으로 NIRP가 시행된 것은 2014년 이후라고 할 수 있고, 4개의 국가 및 지역을 가정한다고 하더라도 자료가 2016년 4월까지 임을 감안하면 각 국가별 분석을 통해서 통계적으로 유의미한 결과를 도출하기는 힘들 것으로 사료된다. 따라서 패널자료를 구성해서 NIRP시행 이후 좀 더 많은 관찰치를 확보하여서 분석하고자 한다.

기본 모형은 기준금리의 변동이 앞에 자료의 설명에서 본 다른 변수들의 변동을 얼마나 설명하며, NIRP시행 이후 그 관계가 유지되고 있는 지를 식(1) 회귀분석하고자 한다.

$$y_{it} - y_{it-1} = \alpha_i + \beta_1 [PR_{it} - PR_{it-1}] + \beta_2 NIRP_{it} \times [PR_{it} - PR_{it-1}] + \beta_3 NIRP_{it} + \gamma' X_{it} + \epsilon_{it}$$
(1)

아래첨자 $i$는 국가를 $t$는 해당년월을 나타낸다. 위 회귀분석 식에서 $y_{it}$에 MBGDP, M2GDP, GTB, MM, LE, DE, FXEU, NEER, REER, FRGDP 등을 대입하여서 패널 분석을 한다. $X_{it}$는 기준금리와 NIRP시행여부 이외의 통화량, 유통통화, 이자율, 환율, 외환보유고에 영향을 미칠 것으로 예상되는 통제 변수를 의미한다. 통화량, 유통통화비중, 이자율 분석에서는 물가상승율과 중앙은행의 자산규모 변동을 통제변수로 사용하였다. 중앙은행의 자산규모를 통제변수로 삼은 것은 분석기간 중 행해진 양적완화의 효과를 통제하기 위해서 이다. 환율 및 외환보유고 분석에는 ECB의 기준금리 차분을 기본 통제변수로 활용하였고 중앙은행의 자산규모의 변동과 ECB의 자산규모의 변동을 위에서 같은 이유로 통제변수로 사용하였다. REER 분석의 경우에는 유로존의 물가상승률과 해당국가의 물가상승률도 통제변수로 활용하였다.

NIRP 시행이후 통화정책이 통화량, 유통통화, 이자율, 환율, 외환보유고 등에 미친 영향이 이전과 같은 지 여부를 검정하기 위해서 귀무가설 $H0: \beta_2 = \beta_3 = 0$ 검정한다. $\beta_2$는 기준금리의 변동이 분석대상 변수 변동에 미치는 영향이 NIRP 시행 이후 달라진 정도를 측정하고, $\beta_3$는 NIRP시행으로 분석대상 변수 변동의 상수항이 영향을 받았는지 여부를 측정한다. 즉, 위의 가정을 기각한다는 것은 NIRP 시행 이후 통화량, 유통통화, 이자율, 환율, 외환보유고 등이 통화정책에 반응하는 정도 혹은 그 수준이 달라졌음을 의미한다. 물론 그 변화가 통화정책의 전달이 더 확대되어서 나타난 지 혹은 통화정책의 전달이 줄어드는 방향으로 나타난 지는 각각의 추정치가 NIRP 시행 이전과 비교해서 같은 방향인지 반대 방향인지를 파악하여야 한다.

패널자료를 활용하였기 때문에 상수항, $\alpha_{it}$를 국가와 연월에 변동하지 않는 상수를 볼 것인지(Pooled OLS), 정규분포를 따르는 확률변수로 볼 것인지(Random Effect) 혹은 국가마다 다른 상수항을 갖는 것(Fixed Effect)으로 볼 것인지에 따라서 추정계수가 영향을 받는다. 일반적으로 상수항이 국가별 혹은 연월별로 모두 같다는 가정이 받아들여지기 어려우므로 뒤의 두 가지 회귀분석 방법 중 하나를 최선으로 볼 수 있다. Hausman 검정을 통해서 고정효과(Fixed Effect)와

확률효과(Random Effect) 중 어느 것이 자료를 좀 더 잘 분석하는 방법인지를 판별한다.

## 3. 분석 결과

### 1) 통화량 및 유통통화

<표 3>에 통화량 및 유통통화에 대한 분석결과가 있다. 첫 번째 줄에는 패널자료의 특성을 고려하지 않은 합동 최소제곱 회귀분석(Pooled OLS)으로 분석한 결과가, 두 번째 줄에는 국가별 고정효과(FE (2))를 감안한 분석결과가, 세 번째 줄에는 국가별 고정효과 및 각 월별 더미변수를 추가해 분석한 결과(FE (3))가 있으며, 네 번째 줄에는 월별 더미변수를 추가한 상태에서 확률효과(RE (4))를 감안한 분석결과가 있다. 각 분석별로 가설 $H0:\beta_2=\beta_3=0$ 를 검정한 F-검정값을 계수 추정 이후에 보고하였으며, 마지막으로 FE (3)과 RE (4)중에서 어느 분석이 더 타당한 지를 Hausman-검정을 통해서 보고하였다.

GDP대비 본원통화(MBGDP)의 경우는 기준금리를 인하할 때 증가했다. 그러나 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. Hausman-검정을 기준으로 RE (4)를 기준으로 해석을 해보자. NIRP 시행 여부가 기준금리와 본원통화의 관계 영향을 주지 않았다. 즉 NIRP시행 이후 기준금리 인하도 이전과 같이 본원통화의 변동에 유의한 영향을 주지 않았다. 따라서 귀무가설 $H0:\beta_2=\beta_3=0$을 검정한 F-검정의 결과도 가설을 기각하지 못했다. 그러나 금융시장의 신용창조를 감안한 GDP대비 광의통화(M2GDP)의 경우(Hausman-검정에 따라서 RE (4)를 해석함)에는 기준금리 인하가 M2GDP를 통계적으로 유의하게 증가시켰다. 그럼에도 불구하고 M2GDP가 증가하는 효과는 NIRP시행으로 달라지지 않았다. 즉, 2장에 우려된 것과는 달리 NIRP 시행 이후에도 기준금리의 변동은 M2GDP를 자극하는 요소로 작용했다. 다시 말해 $\beta_2=0$임을 기각하지 못하기 때문에 기준금리 변동에 따른 M2GDP의 변동은 $\beta_1$의 추정치와 동일함을 알 수 있다. 통화량에 대한 두 변수의 분석결과는 본원통화의 경우에는 기준금리 변동보다는 중앙은행의 자산 변동이 중요한 변수였으나, M2GDP의 경우에는 기준금리 변동이 통화량 변동에 유의하게 영향을 미쳤으며, 모두에서 NIRP 이후에도 통화정책의 효과가 동일했음을 지지한다.

MB대비 유통통화(CCMB) 및 M2대비 유통통화(CCM2) 분석결과 모두에서 $\beta_2$가 부호의 일관성 및 유의성을 보이지 않고 있다. 즉 NIRP시행에 따라서 유통통화가 크게 변동하였다고 보기 어렵다. 가설 $H0:\beta_2=\beta_3=0$의 검정 결과는 두 변수 모두에서 NIRP 시행 이전과 이후에 기준금리가 유통통화의 비중을 변동시키지 않는다는 점을 지지한다. 각 계수의 t-검정도 $\beta_2=0$, $\beta_3=0$ 임을 각각 기각하지 못한다. 따라서 경제주체가 NIRP 시행으로 인해서 현금을 더 많이 보유하려고 할 것이라는 우려는 아직까지 현실화 되지 않았다.[5)]

결론적으로 통화량 및 유통통화 분석을 통해서 NIRP시행 이후에도 기준금리가 양의 값이었

5) 물론 지금의 마이너스 금리수준이 충분히 낮지 않아서 그런 결과가 도출 된 것인지 혹은 더 낮춰도 같은 결론이 도출 될지 여부는 본 분석으로는 알 수 없다.

을 때의 기준금리 조정을 통한 통화정책과 비슷한 효과를 가져왔다고 할 수 있다. 본원통화의 경우는 NIRP 상황에서 기준금리 변동보다는 양적완화의 효과에 더 민감하게 반응했으며[6], 신용창조 과정을 감안한 광의통화의 경우에는 NIRP 상황에서나 정상적인 상황에서나 기준금리 변동이 통화량에 미치는 영향이 비슷했다.

<표 3> 통화량 및 유통통화 분석결과

| Dependent variable | D(MBGDP): GDP대비 본원통화 차분값 | | | |
|---|---|---|---|---|
| Model | Pooled (1) | FE (2) | FE (3) | RE (4) |
| Country FE | NO | YES | YES | RE |
| Seasonal control | NO | NO | YES | YES |
| D(PR) | -0.164 | -0.194 | -0.232 | -0.198 |
| | (-0.636) | (-0.752) | (-0.880) | (-0.756) |
| NIRP*D(PR) | -1.065 | -1.063 | -0.757 | -0.747 |
| | (-0.977) | (-0.975) | (-0.685) | (-0.676) |
| NIRP | -0.029 | 0.064 | 0.068 | -0.025 |
| | (-0.221) | (0.447) | (0.475) | (-0.191) |
| Control variables | INF | INF | INF | INF |
| | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) |
| Observations | 606 | 606 | 606 | 606 |
| R-squared | 0.322 | 0.314 | 0.329 | - |
| Number of countries | - | 4 | 4 | 4 |
| F-test: NIRP*D(PR) = 0; NIRP=0 | | | | |
| F-test statistics | 0.478 | 0.717 | 0.447 | 0.458 |
| Prob > F | 0.620 | 0.489 | 0.640 | 0.795 |
| Hausman test: FE (3) and RE (4) | | | | 3.422 |
| Hausman Prob > Chi2 | | | | 0.635 |

| Dependent variable | D(M2GDP): GDP대비 광의통화 차분값 | | | |
|---|---|---|---|---|
| Model | Pooled (1) | FE (2) | FE (3) | RE (4) |
| Country FE | NO | YES | YES | RE |
| Seasonal control | NO | NO | YES | YES |
| D(PR) | -0.690** | -0.706** | -0.891*** | -0.867*** |
| | (-2.381) | (-2.420) | (-3.220) | (-3.152) |
| NIRP*D(PR) | 1.127 | 1.15 | 0.501 | 0.478 |
| | (0.918) | (0.934) | (0.430) | (0.413) |
| NIRP | -0.104 | -0.066 | -0.056 | -0.113 |
| | (-0.709) | (-0.409) | (-0.372) | (-0.825) |
| Control variables | INF | INF | INF | INF |
| | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) |
| Observations | 606 | 606 | 606 | 606 |
| R-squared | 0.029 | 0.026 | 0.172 | - |
| Number of countries | - | 4 | 4 | 4 |
| F-test: NIRP*D(PR) = 0; NIRP=0 | | | | |
| F-test statistics | 0.886 | 0.645 | 0.21 | 1.082 |

6) 본 보고서에서는 보고하지 않았으나, 중앙은행의 자산 변동 변수를 빼고 분석하면 기준금리의 변동의 통계적으로 유의하게 본원통화량을 변동시키며, NIRP의 영향이 이 관계를 강화 시켰다.

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Prob > F | 0.413 | 0.525 | 0.811 | 0.582 |
| Hausman test: FE (3) and RE (4) | | | | 1.033 |
| Hausman Prob > Chi2 | | | | 0.96 |

| Dependent variable | D(CCMB): MB대비 유통통화 차분값 | | | |
|---|---|---|---|---|
| Model | Pooled (1) | FE (2) | FE (3) | RE (4) |
| Country FE | NO | YES | YES | RE |
| Seasonal control | NO | NO | YES | YES |
| D(PR) | 4.255*** | 4.338*** | 4.457*** | 4.370*** |
| | (2.784) | (2.822) | (2.868) | (2.830) |
| NIRP*D(PR) | -0.341 | -0.632 | -1.555 | -1.266 |
| | (-0.053) | (-0.097) | (-0.238) | (-0.195) |
| NIRP | -0.53 | -0.668 | -0.721 | -0.58 |
| | (-0.683) | (-0.788) | (-0.855) | (-0.753) |
| Control variables | INF | INF | INF | INF |
| | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) |
| Observations | 606 | 606 | 606 | 606 |
| R-squared | 0.114 | 0.115 | 0.146 | - |
| Number of countries | - | 4 | 4 | 4 |
| F-test: NIRP*D(PR) = 0; NIRP=0 | | | | |
| F-test statistics | 0.24 | 0.315 | 0.367 | 0.567 |
| Prob > F | 0.786 | 0.730 | 0.693 | 0.753 |
| Hausman test: FE (3) and RE (4) | | | | 0.715 |
| Hausman Prob > Chi2 | | | | 0.982 |

| Dependent variable | D(CCM2): M2대비 유통통화 차분값 | | | |
|---|---|---|---|---|
| Model | Pooled (1) | FE (2) | FE (3) | RE (4) |
| Country FE | NO | YES | YES | RE |
| Seasonal control | NO | NO | YES | YES |
| D(PR) | 0.035 | 0.037 | 0.050 | 0.049 |
| | (0.832) | (0.896) | (1.585) | (1.555) |
| NIRP*D(PR) | 0.117 | 0.094 | -0.111 | -0.088 |
| | (0.661) | (0.535) | (-0.836) | (-0.661) |
| NIRP | 0.003 | 0.004 | 0.005 | 0 |
| | (0.164) | (0.189) | (0.308) | (-0.025) |
| Control variables | INF | INF | INF | INF |
| | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) |
| Observations | 606 | 606 | 606 | 606 |
| R-squared | 0.108 | 0.108 | 0.519 | - |
| Number of countries | - | 4 | 4 | 4 |
| F-test: NIRP*D(PR) = 0; NIRP=0 | | | | |
| F-test statistics | 0.218 | 0.145 | 0.482 | 0.457 |
| Prob > F | 0.804 | 0.865 | 0.618 | 0.796 |
| Hausman test: FE (3) and RE (4) | | | | 17.1 |
| Hausman Prob > Chi2 | | | | 0.00431 |

주: 괄호안의 값은 t-검정값을 보도하였으며 ***, **, * 표기는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타냄.

2) 이자율

<표 4>에서 기준금리와 이자율에 관계분석 결과를 보고하고 있다. [표 3-3]에서와 마찬가지로 각 이자율 변수마다 네 가지 분석을 하고 있다. 이 분석방법에 대한 설명은 3.3.1절에서 설명한 것으로 대신한다.

10년 만기 정부채권(GTB)의 이자율은 기준금리와 동행했다. NIRP시행이후에도 이 동행성이 변화하지 않았다. Hausman-검정의 결과에 따라서 RE (4)를 기준으로 살펴보자.[7] 장기정부채권의 이자율이 기준금리 변동에 양의 상관관계를 가지면서 변동했다. 그 관계는 NIRP시행이후에도 양의 상관관계를 보여주었다. F-검정을 기준으로 볼 때 NIRP시행 이전과 이후 기준금리와 이자율의 관계가 변화 없다는 가설은 기각되지 않는다. 따라서 정부채권의 이자율은 NIRP시행 이전과 이후를 비교할 때 NIRP시행 이후에도 기준금리 변동에 따라서 같은 방향으로 반응했다고 볼 수 있다.

그러나 은행간 단기이자율(MM)은 NIRP시행이후 다른 양상을 보인다. 추정치인 $\hat{\beta}_1$는 1%의 유의수준에서 양의부호를 보여서 기준금리의 변동이 은행간 단기이자율의 변동에 양의 방향으로 영향을 미침을 보인다. 그러나 $\hat{\beta}_2$는 1%의 유의수준에서 0과 다르며, 음의 부호를 보이고 있다. 즉 NIRP시행이후 기존의 양의 상관관계가 적어지거나 음의 상관관계를 갖게 되었다고 해석할 수 있다. (RE (4) 기준이나, 다른 분석결과의 해석도 크게 다르지 않다). 또한 $H0:\beta_2=\beta_3=0$ 검정결과는 유의수준 1% 이내로 기각되어 NIRP시행이 은행간 단기이자율의 변동에 영향을 미쳤음을 알 수 있다. NIRP 시행 전에는 은행간 단기이자율과 기준금리는 동행했다. 그러나 NIRP 시행시에는 기준금리의 변동이 은행간 단기이자율에 영향을 거의 주지 않거나 오히려 반대방향으로 영향을 미치는 것으로 보인다. 추가적으로 귀무가설 $H0:\beta_2+\beta_1=0$ 을 F-검정해 본 결과, RE (4)에서 F-통계치는 1.983로서 P값이 0.159로서 10%유의수준에서 기각하지 못하였다. 따라서 통계적으로 NIRP 시행 이후 은행간 단기이자율은 기준금리변동에 영향을 받았다고 주장할 수 없다.

부동산 대출금리(LE)의 분석결과도 은행간 단기이자율과 같이 기준금리 변동이 NIRP시행 이전에는 영향을 미치다가 NIRP시행이후에는 영향이 없었다 (RE(4) 기준). NIRP 시행 전에는 대출금리와 기준금리는 동행했다. 그러나 NIRP 시행시에는 기준금리의 변동이 대출금리에 영향을 거의 주지 않는 것으로 보인다. 왜냐하면 $\hat{\beta}_2$의 부호가 $\hat{\beta}_1$의 부호와 유의수준 1%이내에서 반대이며 귀무가설 $H0:\beta_2+\beta_1=0$ 을 F-검정해 본 결과, RE (4)에서 F-통계치는 0.701로서 P값이 0.402로서 10%유의수준에서 기각하지 못하였다. 따라서 통계적으로 NIRP 시행 이후 기준금리변동과 대출금리가 동행한다고 주장할 수 없다.

예금금리(DE)의 경우는 기준금리 변동이 예금금리에 영향을 주다가 NIRP시행 이후에는 그 영향이 줄어들었다. NIRP 시행 전에는 예금금리와 기준금리는 동행했다. 그러나 그 동행성은 NIRP시행 이후 약화되었다. 왜냐하면 $\hat{\beta}_2$의 부호가 $\hat{\beta}_1$의 부호와 반대이고, $\hat{\beta}_2$의 절대값의 크기가 $\hat{\beta}_1$의 절대값의 크기에 비해 작기 때문이다. 가설 $H0:\beta_2+\beta_1=0$ 을 F-검정해 본 결과, RE (4)

7) FE (3) 분석결과의 해석도 다르지 않다.

에서 F-통계치는 8.431로서 P값이 0.004로서 1%유의수준에서 기각하였다. 따라서 비록 $\hat{\beta}_2$의 부호가 $\hat{\beta}_1$와 반대이나, 그 합이 통계적으로 0라 할 수 없다. 그러므로 통계적으로 유의하게 $\beta_1 + \beta_2 > 0$ 라고 할 수 있다. 다시 말하면 예금금리는 기준금리에 변동에 따라서 움직였으며, NIRP시행 이후 그 동행성이 약화되었으나 여전히 기준금리의 영향을 받았다.

예금금리와 대출금리는 우려되었던 것과는 달리 NIRP시행이후 예대금리차가 확대되었다. 예금 이탈자를 방지하기 위해서 금융기관들인 NIRP시행이후 예금금리를 유지해 예대금리차가 줄어들어 수익성이 악화될 것이라고 예측했다. 그러나 은행에서는 현재의 예금금리 수준이 예금 이탈자를 늘린다고 판단하지 않는 것으로 보이며 수익성을 보존하기 위하여 예금금리를 하락시키고 대출금리는 유지하는 정책을 시행하는 것으로 판단된다. 따라서 아직까지 은행의 수익성 악화는 나타나지 않고 있으며 향후 예금 이탈자가 우려되는 예금금리의 하한선에 대한 연구가 필요할 것이다.

<표 4> 이자율 분석결과

| Dependent variable | D(GTB): 10년만기 정부채권 이자율 차분값 | | | |
|---|---|---|---|---|
| Model | Pooled (1) | FE (2) | FE (3) | RE (4) |
| Country FE | NO | YES | YES | RE |
| Seasonal control | NO | NO | YES | YES |
| D(PR) | 0.159*** | 0.158*** | 0.154*** | 0.155*** |
| | (3.362) | (3.331) | (3.334) | (3.371) |
| NIRP*D(PR) | 0.344* | 0.350* | 0.289 | 0.283 |
| | (1.828) | (1.854) | (1.584) | (1.558) |
| NIRP | -0.003 | -0.002 | 0.000 | -0.002 |
| | (-0.145) | (-0.077) | (-0.006) | (-0.091) |
| Control variables | INF | INF | INF | INF |
| | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) |
| Observations | 582 | 582 | 582 | 582 |
| R-squared | 0.074 | 0.074 | 0.176 | - |
| Number of countries | - | 4 | 4 | 4 |
| F-test: NIRP*D(PR) = 0; NIRP=0 | | | | |
| F-test statistics | 1.893 | 1.896 | 1.354 | 2.711 |
| Prob > F | 0.152 | 0.151 | 0.259 | 0.258 |
| Hausman test: FE (3) and RE (4) | | | | 0.761 |
| Hausman Prob > Chi2 | | | | 0.979 |

| Dependent variable | D(MM): 은행간 단기 이자율 차분값 | | | |
|---|---|---|---|---|
| Model | Pooled (1) | FE (2) | FE (3) | RE (4) |
| Country FE | NO | YES | YES | RE |
| Seasonal control | NO | NO | YES | YES |
| D(PR) | 0.534*** | 0.533*** | 0.543*** | 0.544*** |
| | (12.794) | (12.729) | (12.738) | (12.807) |
| NIRP*D(PR) | -0.760*** | -0.756*** | -0.778*** | -0.782*** |
| | (-4.461) | (-4.416) | (-4.475) | (-4.520) |
| NIRP | 0.005 | 0.007 | 0.007 | 0.004 |
| | (0.271) | (0.386) | (0.354) | (0.232) |
| Control variables | INF | INF | INF | INF |
| | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) |
| Observations | 594 | 594 | 594 | 594 |
| R-squared | 0.281 | 0.280 | 0.293 | - |
| Number of countries | - | 4 | 4 | 4 |
| F-test: NIRP*D(PR) = 0; NIRP=0 | | | | |
| F-test statistics | 11.08 | 11.01 | 11.24 | 22.61 |
| Prob > F | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Hausman test: FE (3) and RE (4) | | | | 0.715 |
| Hausman Prob > Chi2 | | | | 0.870 |

| Dependent variable | D(LE): 대출금리 차분값 | | | |
|---|---|---|---|---|
| Model | Pooled (1) | FE (2) | FE (3) | RE (4) |
| Country FE | NO | YES | YES | RE |
| Seasonal control | NO | NO | YES | YES |
| D(PR) | 0.200*** | 0.199*** | 0.199*** | 0.200*** |
| | (15.003) | (14.925) | (14.689) | (14.777) |
| NIRP*D(PR) | -0.152*** | -0.146*** | -0.150*** | -0.156*** |
| | (-2.838) | (-2.733) | (-2.776) | (-2.871) |
| NIRP | -0.013** | -0.012* | -0.011* | -0.013** |
| | (-2.196) | (-1.926) | (-1.906) | (-2.179) |
| Control variables | INF | INF | INF | INF |
| | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) |
| Observations | 597 | 597 | 597 | 597 |
| R-squared | 0.318 | 0.316 | 0.332 | - |
| Number of countries | - | 4 | 4 | 4 |
| F-test: NIRP*D(PR) = 0; NIRP=0 | | | | |
| F-test statistics | 5.108 | 4.493 | 4.574 | 10.33 |
| Prob > F | 0.006 | 0.012 | 0.011 | 0.006 |
| Hausman test: FE (3) and RE (4) | | | | 6.046 |
| Hausman Prob > Chi2 | | | | 0.302 |

| Dependent variable | D(DE): 예금금리 차분값 | | | |
|---|---|---|---|---|
| Model | Pooled (1) | FE (2) | FE (3) | RE (4) |
| Country FE | NO | YES | YES | RE |
| Seasonal control | NO | NO | YES | YES |
| D(PR) | 0.492*** | 0.493*** | 0.499*** | 0.498*** |
| | (29.662) | (29.677) | (29.706) | (29.690) |
| NIRP*D(PR) | -0.298*** | -0.297*** | -0.306*** | -0.308*** |
| | (-4.484) | (-4.459) | (-4.549) | (-4.577) |
| NIRP | -0.015** | -0.017** | -0.017** | -0.015** |
| | (-2.003) | (-2.233) | (-2.296) | (-2.064) |
| Control variables | INF | INF | INF | INF |
| | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) |
| Observations | 601 | 601 | 601 | 601 |
| R-squared | 0.638 | 0.639 | 0.650 | - |
| Number of countries | - | 4 | 4 | 4 |
| F-test: NIRP*D(PR) = 0; NIRP=0 | | | | |
| F-test statistics | 10.38 | 10.52 | 10.97 | 21.67 |
| Prob > F | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| Hausman test: FE (3) and RE (4) | | | | 3.246 |
| Hausman Prob > Chi2 | | | | 0.662 |

주: 괄호안의 값은 t-검정값을 보도하였으며 ***, **, * 표기는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타냄.

### 3) 환율 및 외환보유고

<표 5>는 환율 및 외환보유고와 기준금리와의 관계 분석 결과를 보고하고 있다. <표 3>, <표 4>와는 달리 고정효과(Fixed Effect)를 고려한 결과만 보고하고 있다. 통화량, 유통통화, 이자율 분석에 있어서는 덴마크, 스웨덴, 스위스 및 유로존이 분석대상 국가 혹은 지역이었다. 확률효과(Random Effect)분석에 있어서는 설명변수의 숫자가 횡단면의 숫자인 국가의 숫자보다 적어야 한다는 제약조건이 있다. 그런데 환율을 분석할 때는 기준통화를 유로로 설정하여서 유로존을 자료에서 제외하고 분석한다. 즉 덴마크, 스웨덴, 스위스만을 분석했다. 분석한 국가의 숫자가 3임으로 설명변수의 숫자보다 적다. 따라서 고정효과 분석만을 보고하고 있으나, 확률효과의 가정 속에서도 고정효과의 추정치는 일관성(consistency)를 유지한다. 따라서 고정효과 분석 결과가 추정치의 분산을 최소화하는 효율적인 방법은 아닐 수 있으나, 일관성이 유지되기 때문에 분석 결과의 의미는 퇴색되지 않는다. 계절성을 감안하지 않은 분석을 한 것은 환율변수에 계절성이 있다고 가정하기 힘들기 때문이며, 계절효과를 감안하더라도 결과는 대동소이하다.

통화가치는 기준금리 인하 시 하락했다. 명목환율(FXEU)은 기준금리를 인하할 때 상승했으며, 명목실효환율(NEER)과 실질실효환율(REER)는 기준금리를 인하할 때 하락했다. 이는 모두 통화가치의 하락을 의미한다. 그러나 NIRP시행 이후 이 관계가 퇴색한 것으로 보인다. NIRP시행 이후 기준금리 인하는 통화가치를 변동시키지 못했다. $\hat{\beta}_2$의 크기가 $\hat{\beta}_1$의 크기보다 크며, 부호

가 반대이다. 가설 $H0: \beta_2 + \beta_1 = 0$ 를 F-검정을 통해서 검정해 봤을 때, 명목환율, NEER, REER의 분석에서 각각 0.891, 1.971, 2.818 였다. 해당 검정치의 P값은 각각 0.346, 0.161, 0.094으로서 명목환율과 NEER에 대해서는 10% 유의수준에서도 가설을 기각하지 못했으며, REER에서는 5% 유의수준에서 가설을 기각하지 못하였다. 즉 NIRP시행 이후 기준금리 인하는 자국의 통화가치를 변동시키지 못했다. 결국 각 국가들이 통화가치 방어 즉 유로존의 NIRP에 의한 지나친 자본유입으로 발생하는 통화가치 상승을 억제하고자 NIRP를 시행했으나, NIRP시행이후 환율은 기준금리 변동에 반응하지 않았다는 것을 알 수 있다. 다시 말해 현재까지 NIRP 시행은 자국의 통화가치 상승을 막는 방편으로서는 효과가 없었다는 것을 알 수 있다.

GDP대비 외환보유고(FRGDP)는 기준금리의 변동과 큰 상관관계가 없는 변수였다. 그러나 NIRP시행 이후 기준금리 변동과 반대 방향으로 움직였다. 즉 기준금리 인하는 외환보유고 상승을 가져왔다. 외환시장에서 환율 변동성 축소 측면에서 해석해 보면, 정상적인 상황에서 통화정책이 적절히 움직여 환율을 원하는 방향으로 변동시킬 수 있었을 때에는 외환보유고의 변동을 통해서 환율을 안정시킬 필요가 없었다. 그러나 NIRP 시행이후 환율의 안정이 기준금리 변동으로도 이뤄지지 않았다. NIRP 시행 이후 기준금리 인하와 더불어 유입되는 자금을 흡수해 자국 통화가치 상승을 방어했다고 해석할 수 있다.

<표 5> 환율 및 외환보유고 분석결과

| Dep. variable | D(FXEU): 명목환율 차분값 | D(NEER): 명목실효환율 차분값 | D(REER): 실질실효환율 차분값 | D(FRGDP): GDP대 외환보유고 차분값 |
|---|---|---|---|---|
| Country FE | YES | YES | YES | YES |
| Seasonal control | NO | NO | NO | NO |
| D(PR) | -0.166*** | 0.959** | 1.030** | 0.501 |
| | (-6.028) | (2.438) | (2.409) | (1.482) |
| NIRP*D(PR) | 0.248*** | -2.717** | -3.274** | -2.107* |
| | (2.731) | (-2.089) | (-2.362) | (-1.885) |
| NIRP | -0.015 | 0.098 | 0.072 | 0.06 |
| | (-1.396) | (0.625) | (0.355) | (0.444) |
| Control variables | D(PR_ECB) | D(PR_ECB) | D(PR_ECB) | D(PR_ECB) |
| | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) | D(CBAGDP) |
| | D(CBAGDP_ECB) | D(CBAGDP_ECB) | D(CBAGDP_ECB) | D(CBAGDP_ECB) |
| | | | INF, INF_ECB | |
| Observations | 467 | 467 | 445 | 467 |
| R-squared | 0.091 | 0.042 | 0.046 | 0.319 |
| # of countries | 3 | 3 | 3 | 3 |
| F-test: NIRP*D(PR) = 0; NIRP=0 | | | | |
| F-test statistics | 6.201 | 2.951 | 3.118 | 2.271 |
| Prob > F | 0.002 | 0.053 | 0.045 | 0.104 |

주: 괄호안의 값은 t-검정값을 보도하였으며 ***, **, * 표기는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타냄.

분 분석결과를 종합해 보면, NIRP시행 이후 통화정책으로서의 기준금리의 변동이 장기정부채권금리과 통화량 변동에 미치는 영향은 시행이전 즉, 기준금리가 양의 값일 때와 비슷한 양상

을 보였다. 반면에 은행간 단기 이자율, 대출금리는 NIRP시행이후 기준금리와 같이 변동하지 않았다. 예금금리는 NIRP시행이후에도 기준금리와 같은 방향으로 움직였으나, 그 동행성이 약화되었다. 환율은 NIRP시행이후 기준금리의 변동에 반응하지 않았다. 따라서 지금까지의 NIRP시행한 유럽의 국가들의 자료를 통해서 알 수 있는 것은 NIRP가 통화정책으로서 가능성은 존재하나 이전에 비교해서는 통화완화 효과가 작아졌으며, 환율을 안정시키는 수단으로서는 아직까지 그 가능성이 적은 것으로 보인다.

# IV. 결론

마이너스 금리정책(NIRP)는 유동성함정을 타계하기 위한 한 방편으로 제안되었다. 글로벌 금융위기 이후 양적완화로 대표되는 비전통적인 통화정책이 지속적으로 실시되었다. 그럼에도 불구하고 유럽, 일본 등에서는 저물가, 저성장 상황이 지속되었다. 유럽존, 덴마크, 스웨덴, 스위스, 일본에서는 추가적으로 NIRP를 시행하였다. 유럽지역을 기준으로 볼 때, 2000년대 이후 스웨덴, 덴마크 등이 유로존의 NIRP시행 이전에도 NIRP를 시행한 적이 있다. 한편, 2014년 ECB의 NIRP도입 이후 스웨덴, 덴마크, 스위스가 자본유입과 자국의 통화가치 방어를 목적으로 NIRP를 같이 도입한 것으로 보인다. 일본도 저물가 상황을 타계하고 통화가치 상승을 방어하기 위해서 NIRP를 도입한 것으로 보인다.

NIRP는 이론적으로 제안된 대로 현금 보유에 대한 세금을 기초로 진행되지 않고 있다. 따라서 예금의 대안으로서 현금보유를 할 수 있을 때 통화정책이 의도되지 않는 방향으로 나타날 가능성이 존재한다.

그러나 NIRP를 시행한 유럽 국가들의 분석 결과를 보면, NIRP시행으로 우려되었던 현금보유의 증가에 따른 통화량 감소 효과는 미미하거나 아직까지 나타나지 않고 있다. 그러나 대출금리와 은행간 단기이자율이 통화정책의 방향과 같이 움직이지 않고 있어 통화정책의 효과가 반감되고 있는 것으로 분석되었다. 반면, 통화가치 상승을 막는 수단으로서 NIRP는 효과가 없는 것으로 분석되었다. 유럽의 국가 중 국제통화를 갖지 않은 지역에서 영향력이 큰 통화가 NIRP를 할 경우 외환시장의 안정과 금융시장의 안정을 모두 목표로 할 경우 두 가지 목표를 다 이루기 어려울 가능성이 있음을 보여준다.

# 참고문헌


조선일보(2016), “금고품절사태”, 2016년 2월 24일

Bech and Malkhozov (2016), “Howe have central banks implemented negative policy rates?”, BIS Quarterly Review, March 2016

Blinder (2012), "Revisting Monetary Policy in Low-Inflation and Low-Utilization Environment“, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 44. No. 1

Buiter (2009), “Negative Interest Rates: Three Ways to Overcome Zero Interest Bound”, NBER working papers 15118

Buiter and Panigirtzoglou (1999) “Liquidity Traps: How to Avoid Them and How to Escape Them”, NBER working papers 7245

Coeuré, Benoît (2016), “Assessing the implications of negative interest rates”, the Yale Financial Crisis Forum, Yale School of Management, New Haven, 28 July 2016

Denmark National Bank, Monetary Review, 2nd quarter 2016 report

Economist (2015) “Why negative interest rates have arrived-and why they won’t save the global economy” Feb. 18.

Fisher (2016) “Monetary Policy, Financial Stability, and the Zero Lower Bound” Remarks at Annual Meeting of American Economic Association, San Francisco, California

International Monetary Fund, Country report: Denmark, 2016 June

Jackson (2015), “The International Experience with negative interest rates”, Staff Discussion Paper 2015-13, November

Keynes(1936), *The General Theory of Employment, Interests ad Money*, London; Macmillan

Mankiw (2009) “It may Be Time for the Fed to Go Negative” NY times, April 18.

Mankiw(2015), *Principles of Economics*

Riksbank(2016), “How do low and negative interest rates affect banks’ profitability?” Sweden Monetary Policy Report, April 2016

The New York Times, “What two years of negative interest rates in Europe tell us”, Aug. 15, 2016

The Wall Street Journal, “Are negative rates backfiring? here’s some early evidence”, Aug. 8, 2016

World Bank(2015), *Global Economic Perspects*, June.

<부록 1> 기초통계

| 국가 | 변수 | 금리와 물가 | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | PR | INF | GTB | MM | LE | DE |
| 덴마크 | 관측치 | 173 | 161 | 173 | 172 | 158 | 160 |
| | 평균 | 1.68 | 1.69 | 3.04 | 1.88 | 4.39 | 1.56 |
| | 표준편차 | 1.66 | 0.91 | 1.43 | 1.61 | 1.19 | 0.89 |
| 스웨덴 | 관측치 | 173 | 161 | 173 | 173 | 128 | 128 |
| | 평균 | 1.11 | 1.06 | 3.11 | 2.05 | 3.41 | 1.10 |
| | 표준편차 | 1.40 | 1.29 | 1.35 | 1.38 | 0.88 | 0.80 |
| 스위스 | 관측치 | 173 | 161 | 173 | 168 | 173 | 173 |
| | 평균 | 0.67 | 0.37 | 1.85 | 0.66 | 3.00 | 0.45 |
| | 표준편차 | 0.92 | 0.99 | 1.07 | 0.74 | 0.37 | 0.71 |
| 유로존 | 관측치 | 173 | 161 | 140 | 173 | 160 | 160 |
| | 평균 | 0.98 | 1.72 | 2.84 | 1.62 | 4.20 | 2.43 |
| | 표준편차 | 1.07 | 1.04 | 1.25 | 1.43 | 0.78 | 0.92 |
| 합계 | 관측치 | 692 | 644 | 659 | 686 | 619 | 621 |
| | 평균 | 1.11 | 1.21 | 2.71 | 1.56 | 3.75 | 1.38 |
| | 표준편차 | 1.34 | 1.20 | 1.38 | 1.43 | 1.02 | 1.11 |

| 국가 | 변수 | 통화 | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | MBGDP | M2GDP | CCMB | CCM2 |
| 덴마크 | 관측치 | 173 | 173 | 173 | 173 |
| | 평균 | 5.20 | 51.78 | 69.49 | 6.57 |
| | 표준편차 | 1.79 | 6.28 | 15.23 | 0.75 |
| 스웨덴 | 관측치 | 173 | 173 | 173 | 173 |
| | 평균 | 3.72 | 51.58 | 84.64 | 6.19 |
| | 표준편차 | 1.21 | 8.25 | 18.82 | 2.22 |
| 스위스 | 관측치 | 173 | 173 | 173 | 173 |
| | 평균 | 25.60 | 106.66 | 54.90 | 7.40 |
| | 표준편차 | 23.57 | 21.38 | 28.86 | 0.59 |
| 유로존 | 관측치 | 173 | 173 | 173 | 173 |
| | 평균 | 12.04 | 83.51 | 68.96 | 9.44 |
| | 표준편차 | 4.13 | 11.02 | 9.11 | 1.07 |
| 합계 | 관측치 | 692 | 692 | 692 | 692 |
| | 평균 | 11.64 | 73.38 | 69.50 | 7.40 |
| | 표준편차 | 14.79 | 26.64 | 22.02 | 1.82 |

| 국가 | 변수 | 외환 | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | FXEU | NEER | REER | FRGDP |
| 덴마크 | 관측치 | 173 | 173 | 173 | 173 |
| | 평균 | 7.45 | 98.72 | 100.66 | 3.12 |
| | 표준편차 | 0.02 | 2.47 | 4.93 | 1.20 |
| 스웨덴 | 관측치 | 173 | 173 | 173 | 173 |
| | 평균 | 9.27 | 102.19 | 106.87 | 1.03 |
| | 표준편차 | 0.49 | 4.72 | 6.03 | 0.33 |
| 스위스 | 관측치 | 173 | 173 | 173 | 173 |
| | 평균 | 1.40 | 99.55 | 99.56 | 32.77 |
| | 표준편차 | 0.18 | 13.47 | 12.76 | 31.10 |
| 유로존 | 관측치 | - | 173 | 173 | 173 |
| | 평균 | - | 97.67 | 95.39 | 2.96 |
| | 표준편차 | - | 5.93 | 6.76 | 0.44 |
| 합계 | 관측치 | 519 | 692 | 692 | 692 |
| | 평균 | 6.04 | 99.53 | 100.62 | 9.97 |
| | 표준편차 | 3.38 | 7.98 | 9.16 | 20.38 |

# Assessing the Effects of Negative Interest Rate Policy

**In Huh*** **and Jiyoun An†**

**Abstract**

After the Global Financial Crisis, many advanced economies implemented quantitative easing as unconventional monetary policy. However, several European countries and Japan have still experienced low inflation and low economic growth. Thus, Sweden, Switzerland, Denmark, Eurozone, and Japan implemented negative interest rate policy (NIRP), as another unconventional monetary policy which had been suggested in order to overcome liquidity trap. This paper empirically assesses the effects of NIRP on monetary and financial variables such as money supply, interest rate, and exchange rate. This paper finds that during the NIRP period, there is no significant reduction in money supply. For banking sector, banks decreased deposit interest rates, but did not lending interest to maintain their profitability. For currency values, we find that changes in policy rates does not inhibit the currency appreciations during the NIRP period.

Keyword: Negative Interest Rate Policy, Money Supply, Interest Rates, Currency Values
JEL Classifications: E5, F3

---

* Assistant Professor, The Catholic University of Korea, inhuh@catholic.ac.kr
† Assistant Professor, Kyunghee University, ja256@khu.ac.kr
This paper was financially supported by the Bank of Korea. All errors and omissions are our own.