

희생양 이론(Scapegoat Theory)으로 살펴본 유동성과 환율의 관계: 한국 데이터를 중심으로

박철범*

최근 다수의 연구는 국제의 상대적인 유동성 차이가 환율 결정에 있어서 중요한 역할을 하고 있음을 보였지만, 본 연구는 한국에서 환율에 대한 유동성 차이의 설명력이 시기에 따라 크게 변화함을 발견하였다. 그리고 이와 같은 현상은 환율이 관찰 불가능한 요인 때문에 변화할 때 경제주체들이 관찰 가능한 펀더멘털 변수 중 일부를 희생양으로 삼기 때문에 관찰 가능한 펀더멘털 변수의 설명력이 시간에 따라 변화할 수 있다는 희생양 이론으로 설명이 가능한지를 실증적으로 분석하였다. 본 연구의 결과에 의하면 한미 국가간 상대적인 유동성 차이가 희생양 변수의 조건을 만족하고 있다.

JEL Classification: C32, F31, F41

핵심 주제어: 환율, 유동성, 희생양 효과, 시변(time-varying)하는 관계

DOI: 10.23299/bokeri.2025.31.1.002

* 고려대학교 경제학과 교수 (E-mail: cbpark_kjs@korea.ac.kr, Tel: 02-3290-2203)

논문 작성에 많은 도움을 주신 항공명 한국은행 북경사무소 사무소장에게 감사를 표한다. 본 논문의 다른 버전을 서울대학교 국제대학원 세미나에서 발표하였는데 그때 유익한 논평을 주신 오동철 서울대학교 교수, 이수형 한국은행 금융통화위원, 그리고 서울대학교 세미나 참석자들에게 감사를 표한다. 아울러 논문 정리에 도움을 준 이승준 조교에게도 고마움을 표한다. 본 연구는 고려대학교 연구비 (과제번호: K2311741)의 지원을 받아 수행되었다. 본 논문에 혹시 남아 있을 수 있는 오류는 저자의 책임임을 밝힌다.

I. 머리말

글로벌 금융위기, COVID-19과 같은 경제위기 기간 중에 미국의 이자율이 한국의 이자율보다 더 빠르게 하락하였음에도 불구하고 미국 달러가 강세를 보이는 현상이 나타났다. 이와 같은 현상은 환율 결정에 있어서 이자율 차이를 강조하는 이자율 평형가설로는 설명하기가 어렵기 때문에 최근 다수의 논문들은 국제 유동성의 차이에 주목하고 있다.¹⁾ 예를 들어, Engel (2016)은 국제 유동성 차이가 이자율 평형가설이 환율의 움직임을 설명하지 못하는 부분을 설명한다고 주장하였고, Jiang et al. (2021)은 국제 유동성이 미국 달러의 가치를 결정하는데 중요한 역할을 하고 있음을 보였다. Bianchi et al. (2022)는 금융기관들의 미국 달러 유동자산에 대한 수요가 환율을 결정하는 중요한 요인임을 보였고, Engel and Wu (2023)은 New Keynesian 모형을 기반으로 국제의 상대적 유동성 차이가 환율 결정에 중요한 역할을 하고, 유동성과 환율의 관계는 미국 또는 위기 기간에 국한된 것이 아니라 강건하게 성립한다고 주장하였다.

본 연구는 유동성의 역할을 강조한 Engel and Wu (2023) 모형이 한국의 대미 환율 움직임을 잘 설명하는지를 살펴보았는데, Engel and Wu (2023) 모형의 설명력이 시기에 따라 크게 변화하는 것을 발견하였다. 그리고 시기에 따른 Engel and Wu (2023) 모형의 설명력 변화가 Bacchetta and van Wincoop (2013)의 희생양 이론 (Scapegoat theory)으로 해석될 수 있는지를 분석하였다. Bacchetta and van Wincoop (2013)의 희생양 이론은 대다수 환율 모형의 설명력이 시기에 따라 크게 변동하는 점을 이해하기 위하여 제안된 이론이다. Bacchetta and van Wincoop (2013)의 희생양 이론에 따르면 환율이 관찰불가능한 요인으로 변화할 때, 경제주체들은 관찰가능한 변수들 중에서 어떤 변수가 환율의 변화를 야기했는지를 살펴본다. 이때 관찰가능한 변수들 중에서 이론과 부합하는 방향으로 변화한 변수가 있다면, 경제주체들은 그 변수를 희생양으로 삼아 환율 변화를 야기했다고 판단한다. 희생양 변수로 선정된 경제변수는 환율 결정에 중요한 역할을 한다고 여겨져서 경제주체들이 환율을 예측할 때 희생양 변수의 비중을 높이게 되고 이와 같은

1) 경제학에서 유동성은 여러가지 의미로 사용될 수 있으나, 본 연구에서 유동성은 위험이 낮고 유통량이 많아 현금 (특히 미국 달러) 교환의 용이성이 높은 채권이 그렇지 않은 채권과 비교하여 수익률이 낮은 정도 즉 수익률의 격차를 의미한다. 본 연구의 유동성은 영어 문헌에서 일반적으로 liquidity yield 또는 convenience yield로 지칭되고 있다.

행동은 환율과 희생양 변수의 관계가 시간에 따라 변화하는 원인이 된다.

본 연구는 Bacchetta and van Wincoop (2013)의 희생양 이론을 실증적으로 검증한다는 점에서 Fratzscher et al. (2015), Park (2024) 등의 기존 연구와 관계가 있다. 희생양 이론에서 도출되는 중요한 함의인 환율과 경제변수 간의 관계가 시간에 따라 변화하는지 여부, 관찰 불가능한 변수 때문에 환율이 크게 변할 때, Engel and Wu (2023) 모형의 변수 중에서 이론에 부합하는 방향으로 움직인 변수가 있는지 여부, 그리고 관찰 불가능한 변수 때문에 환율이 크게 변하고 희생양 변수의 조건을 갖춘 변수도 이론에 맞는 방향으로 움직일 때, 환율과 희생양 변수 사이의 관계가 영향을 받는지 여부를 실증적으로 살펴 보았다. 희생양 이론에서 도출되는 이와 같은 함의를 실증적으로 분석하였다는 점에서는 Fratzscher et al. (2015)와 유사하지만 관찰 불가능한 변수로 인한 환율 변화의 대리변수(proxy)로 Bloomberg의 환율 예측치로 계측한 예상치 못한 환율의 변화를 사용하였다는 점과 환율 예측 시 중요한 정도를 보여주는 서베이 데이터를 이용하는 대신 환율과 변수 사이의 시간에 따라 변화하는 관계를 비모수(Nonparametric) 추정법으로 직접 추정하였다는 점에서 중요한 차이가 있다. 그리고, Bacchetta and van Wincoop (2013) 희생양 이론의 함의를 Engel and Wu (2023) 모형을 사용하여 살펴보았다는 점에서는 Park (2024)과 유사하다. 하지만, Park (2024)이 선진국인 G10 국가들의 데이터를 사용한 데 반하여, 본 연구는 소규모 개방경제이자 신흥경제인 한국의 대미 환율에 초점을 맞추어 분석하였다는 점에서 차이가 있다. 특히 수출이 경제성장에서 중요한 역할을 하였고, 통화정책 결정 시 환율이 중요한 고려 요인 중 하나인 한국에서도 유동성이 환율의 움직임을 설명하는 중요한 변수이고, 그 설명력이 시간에 따라 변화하는지, 그리고 그 변화의 원인을 고찰하는 것도 흥미롭다고 할 수 있다.²⁾

본 연구의 결과에 의하면, 계수가 시간에 따라 변할 수 있음을 허용할 때 Engel and Wu (2023) 모형의 환율에 대한 설명력이 상승하였다. 그리고 본 연구는 Engel and Wu (2023) 모형의 변수들 중에서 한국 국채와 미국 국채의 유동성 차이가 희생양 변수의 조건을 만족하였음을 보였다. 마지막으로 예상하지 못한 이유로 환율이 크게 변하고 유동성이 함께 움직였을 때 환율과 유동성의 관계도 영향을 받았음을 보였다. 이와 같은 결과는 Bacchetta and van Wincoop (2013)의 희생양 이론이 한국에서 Engel and Wu (2023) 모형의 설명력이 시기에 따라 변하는 현상을

2) 최근 한국은행 총재의 발언을 통해서도 한국에서 환율이 통화정책 결정 시 중요한 고려사항이라는 것을 추측할 수 있다. (서민우 (2024))

설명하는 하나의 설명이 될 수 있음을 암시한다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. II 절에서는 Engel and Wu (2023) 모형의 한국 대미환율에 대한 설명력을 살펴보았다. Engel and Wu (2023) 모형이 전체적으로는 한국에서도 환율의 움직임을 잘 설명하지만 그 설명력이 시간에 따라 많이 변함을 보여주고 있다. III절에서는 Bacchetta and van Wincoop (2013)의 희생양 이론에서 도출된 중요한 함의들을 실증적으로 살펴보았다. 계수가 시간에 따라 변할 수 있음을 허용할 때 Engel and Wu (2023) 모형의 환율에 대한 설명력이 개선되고 양 국가 국채의 유동성 차이가 희생양 변수의 조건을 만족함을 보여주고 있다. IV절은 본 연구의 결과가 유동성에 대한 대안적인 지표를 사용하여도 강건하게 유지됨을 보여주고 있다. 마지막으로 결론이 V 절에 제시되어 있다.

II. Engel and Wu 모형과 한국 환율의 움직임

두 국가 New Keynesian 모형에 바탕을 둔 Engel and Wu (2023) 모형에서 다음과 같은 회귀식을 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta s_{t,t+3} = & \beta_0 + \beta_1 q_t + \beta_2 \Delta \eta_{t,t+3} + \beta_3 \Delta (i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*) \\ & + \beta_4 \eta_{t-1} + \beta_5 (i_{t-1} - i_{t-1}^*) + z_{t,t+3} \end{aligned} \quad (1)$$

s_t 는 로그 대미 명목환율을 나타내고, q_t 는 로그 실질환율, η_t 는 한국과 미국 국채의 유동성 차이, i_t 는 1년물 한국 국채 수익률, i_t^* 는 1년 만기 미국 국채 수익률을 나타낸다. $\Delta y_{t,t+3}$ 는 변수 y_t 의 3개월 동안의 변화를 나타낸다.³⁾ 회귀식 (1)의 잔차인 $z_{t,t+3}$ 는 위험 프리미엄 등의 이유로 이자율 평형가설이 성립하지 않기 때문에 발생하며 계열 상관을 가질 수 있다. 한국과 미국 국채의 상대적인 유동성 격차를 나타내는 η_t 는 Engel and Wu (2023)처럼 $\eta_t = f_{t,t+1} - s_t + i_t^* - i_t$ 를 사용하였다.⁴⁾

3) 변수를 차분하는 과정에서 3개월 간의 변화를 이용한 이유는 Bloomberg 환율 예측 서비스를 이용하여 예측한 3개월 후 환율에 대한 예측치와 실제 환율 변화의 차이를 관찰 불가능한 요인으로 인한 환율의 변화에 대한 대리 변수로 분석에서 사용하기 위해서이다.

4) $f_{t,t+1}$ 는 로그 대미 1년 선물환율을 나타낸다.

국채 수익률을 사용한 변형된 무위험 이자율평가 (covered interest rate parity)의 이탈로도 해석될 수 있는 η_t 가 한국과 미국 국채의 유동성 격차의 측도로 사용될 수 있는 이유는 다음과 같다. 한국 단기 (1기간) 자금시장에서의 시장 이자율을 i_t^m 로 표시한다면 한국 국채의 유동성 프리미엄은 $\gamma_t = i_t^m - i_t$ 로 표현될 수 있다. 일반적으로 국채의 유동성이 크기 때문에 γ_t 는 양의 값을 가진다. 같은 논리로 미국의 유동성 프리미엄은 $\gamma_t^* = i_t^{m*} - i_t^*$ 이 된다. 따라서 양국 국채의 유동성 격차는 $\eta_t = \gamma_t - \gamma_t^* = (i_t^m - i_t^{m*}) - (i_t - i_t^*) = (f_{t,t+1} - s_t) - (i_t - i_t^*)$ 으로 표현될 수 있다.⁵⁾

Engel and Wu (2023) 모형 하에서 식 (1)에서의 $\beta_1 < 0$, $\beta_2 < 0$, 그리고 $\beta_3 < 0$ 이다. 현재 실질환율이 높으면 구매력 평가설 등의 이유로 미래 원화가 평가절상되고, 미국 국채 대비 한국 국채의 유동성이 높아지면 원화가 평가절상되고, 미국 이자율 대비 한국 이자율이 높아지면 원화가 평가절상된다는 것을 의미한다. Engel and Wu (2023)는 G10 국가의 데이터를 이용하여 모형과 부합하는 실증 결과를 보이며, 유동성이 환율의 움직임을 설명하는데 중요한 변수일 뿐만 아니라 실질환율과 이자율 격차도 이론과 부합하는 부호를 갖게 만드는 역할을 한다고 주장하였다. 그리고 이러한 관계는 미국 포함 여부 또는 위기 기간 포함 여부 등과 무관하게 강건하게 성립함을 보여 주었다.

본 연구에서는 Engel and Wu (2023) 모형이 한국의 대미 환율 움직임도 잘 설명하는지 여부와 Engel and Wu (2023) 모형의 설명력이 기간에 관계없이 강건하게 유지되는지 여부를 살펴보았다. 본 연구의 표본기간은 2006년 2월부터 2023년 1월까지의 기간이다. 표본기간이 2006년 2월인 이유는 2006년 2월부터 Bloomberg의 한국 환율 예측치 데이터가 이용 가능하였기 때문이다. 본 논문에서는 실제 실현된 환율과 Bloomberg 환율 예측치의 차이 -예상치 못한 환율의 움직임-를 관측 불가능한 변수에 의한 환율의 움직임을 나타내는 대리 변수로 가정하여 실증 분석을 진행하기 위하여 Bloomberg 예측치를 사용하였다. Bloomberg 환율 예측치를 포함한 본 논문의 분석에 사용한 데이터에 대한 설명은 부록에 제공되어 있다.

〈표 1〉은 본 연구에서 사용된 주요 변수들의 기초 통계량을 제공하고 있다. 대미 명목환율의 경우 표본기간 중에 1달러당 평균 1,122.2원을 기록하였지만 변동폭이 커서 최댓값은 1,533.5원, 최솟값은 900.7원이었다. 양국의 소비자물가지수를 사용하여 산출된 실질환율은 평균 7.96이었다. 한국의 국채 유동성은 미국에 비해

5) 무위험 이자율평가로 인하여 $i_t^m - i_t^{m*} = f_{t,t+1} - s_t$ 이 성립한다.

〈Table 1〉 Summary Statistics for Variables

	s_t	q_t	η_t	$(i_t - i_t^*)$
Mean	1122.2	7.9598	-0.0132	0.0134
Standard Deviation	104.26	0.0928	0.0099	0.0136
Maximum	1533.5	8.2758	-0.0041	0.0398
Minimum	900.7	7.7795	-0.0674	-0.0088

Notes: This table presents the summary statistics for variables used in the analysis

항상 낮았고 양국 국채 유동성의 격차는 평균 -0.0132로 나타났다. 반면 한국 국채 수익률은 미국 국채 수익률보다 대체로 높아서 양국 국채 수익률의 차이는 평균 1.34% 이었다. 표본기간 중 수익률이 역전된 적도 있었는데 양국 국채 수익률 차이의 최솟값은 -0.9%, 최댓값은 3.98%를 기록하였다.

〈표 2〉은 식 (1)을 사용하여 Engel and Wu (2023) 모형의 한국 대미 환율 움직임에 대한 설명력을 분석한 결과를 보여주고 있다. 〈표 2〉의 첫 번째 행은 전체 표본기간에 대한 식 (1)의 결과를 보여주는데, q_t , $\Delta\eta_{t,t+3}$, $\Delta(i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*)$ 가 모두 5% 수준에서 유의하게 음의 부호를 보여주고 있다는 점에서 Engel and Wu (2023)의 결과와 유사하다. \bar{R}^2 도 0.3677로 Engel and Wu (2023)의 유동성 모형이 표본기간 중에 한국 대미환율의 움직임을 잘 설명하고 있음을 암시하고 있다.

하지만 전체 표본기간을 나누어 살펴보면 Engel and Wu (2023) 모형의 설명력이 시기에 따라 큰 차이가 있음을 알 수 있다. 〈표 2〉의 두번째 행부터 네번째 행까지는 전체 표본기간을 세 기간으로 나누어 분석한 결과를 보여주고 있다.⁶⁾ 〈표 2〉의 두번째 행에 제시된 첫번째 부분기간에는 전체 표본기간의 결과처럼 q_t , $\Delta\eta_{t,t+3}$, $\Delta(i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*)$ 모두 유의하게 음의 부호를 가지고 \bar{R}^2 도 0.6213에 이르고 있다. 하지만, 〈표 2〉의 세번째 행에 제시된 두번째 부분기간에는 $\Delta(i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*)$ 의 계수가 유의하지 않고 \bar{R}^2 도 0.2344로 하락하였다. 〈표 2〉의 네번째 행에 제시된 마지막 부분기간에는 $\Delta\eta_{t,t+3}$ 만 5% 수준에서 유의한 음의 계수를 가지고 \bar{R}^2 도 0.0610까지 하락하였다.⁷⁾

6) Engel and Wu (2023) 모형의 설명력이 불안정적임을 보여주기 위하여 〈표 2〉는 표본기간을 단순하게 3등분하였을 때 결과가 크게 변함을 보여주고 있다. 본 연구의 표본기간 중에 Engel and Wu (2023) 모형의 설명력이 불안정하기 때문에 표본기간을 2등분하여도 계수의 크기, 유의성 그리고 \bar{R}^2 가 크게 변함을 쉽게 확인할 수 있다. 표본기간을 2등분하였을 때 결과는 요청하면 제공 가능하다.

〈Table 2〉 Estimation of the Engel and Wu (2023) Model

	q_t	$\Delta \eta_{t,t+3}$	$\Delta (i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*)$	\bar{R}^2	No. of observations
Full sample 2006 Feb. - 2023 Jan.	-0.1294** (0.0619)	-5.2811*** (0.8535)	-4.1509*** (1.2579)	0.3677	200
Subsample 1 2006 Feb. - 2011 May	-0.3265*** (0.0470)	-4.6963*** (0.9140)	-3.3730*** (1.1781)	0.6213	66
Subsample 2 2011 Jun. - 2017 Apr.	-0.4297*** (0.1190)	-6.4287*** (1.9852)	-4.3502 (2.8882)	0.2344	66
Subsample 3 2017 May - 2023 Jan.	-0.1162 (0.1514)	-4.2109*** (1.8066)	-2.4236 (2.1327)	0.0610	66

Notes: Table 1 presents the regression results for $\Delta s_{t,t+3} = \beta_0 + \beta_1 q_t + \beta_2 \Delta \eta_{t,t+3} + \beta_3 \Delta (i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*) + \beta_4 \eta_{t-1} + \beta_5 (i_{t-1} - i_{t-1}^*) + z_{t,t+3}$. According to Engel and Wu (2023), $\beta_1 < 0$, $\beta_2 < 0$ and $\beta_3 < 0$. The Newey-West standard errors are used for possible serial correlations and heteroskedasticity. ‘*’, ‘**’, and ‘***’ denote a significance level at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

〈표 2〉의 결과를 요약하면 Engel and Wu (2023) 모형은 한국 대미환율의 움직임 잘 설명하는 것처럼 보이지만 설명력이 전체 표본기간에서 일정하게 유지되는 것이 아니라 기간에 따라 큰 변화를 보이고 있다. Engel and Wu (2023) 모형의 설명력이 기간에 따라 큰 차이를 보이고 있다는 점은 기존에 제시된 다수의 환율 모형과 유사하다. 본 연구에서는 이와 같은 Engel and Wu (2023) 모형의 설명력 변화가 Bacchetta and van Wincoop (2013)이 제안한 희생양 효과(Scapegoat effect)로 해석될 수 있는지를 고찰하고자 한다.

7) 유동성과 이자율 차이가 1차 차분의 형태로 회귀식에 포함되기 때문에 세 부분기간 관측치 수의 합이 전체 표본기간의 관측치 수보다 적다.

Ⅲ. Engel and Wu (2023) 모형의 설명력 변화와 희생양 이론

1. 실증 분석 전략

Bacchetta and van Wincoop (2013)은 지금까지 제시된 환율을 설명하는 대부분의 모형 또는 변수의 설명력이 강건하게 유지되지 않고 특정 기간 또는 시기에는 강한 설명력을 보이지만 다른 기간 또는 시기에는 설명력이 사라지는 현상을 이해하기 위하여 희생양 이론을 제안하였다. 희생양 이론에 따르면 경제주체가 관찰 가능하지 않은 요인으로 환율이 변할 때, 경제주체들은 관찰 가능한 변수들 중에서 동일한 시기에 이론과 부합하는 방향으로 큰 변화를 겪은 변수를 희생양으로 삼고 이 변수가 환율 변화를 야기하였다고 생각한다. 이렇게 희생양으로 선정된 변수에 보다 높은 가중치를 주어 환율의 변화를 해석하기 때문에 변수가 희생양으로 주목을 받을 때에는 설명력이 높다가 다른 변수가 희생양으로 주목을 받기 시작하면 설명력이 낮아진다.

이와 같은 Bacchetta and van Wincoop (2013)의 희생양 이론에 따르면 (1) 관찰 가능한 특정 변수와 환율의 관계는 강건하게 유지되는 것이 아니라 시간에 따라 변화하게 된다. (2) 환율이 관찰 가능하지 않은 요인으로 크게 변할 때, 희생양 변수는 이론과 부합하는 방향으로 크게 변화하는 경향이 있다. (3) 환율이 관찰 가능하지 않은 요인으로 크게 변하고 동시에 희생양 변수도 이론과 일치하게 크게 변할 때, 환율과 희생양 변수와의 관계 역시 영향을 받는다. Fratzscher et al. (2015)와 유사하게 본 연구에서는 위에서 언급된 희생양 이론의 세 가지 함의를 실증적으로 분석하여 Engel and Wu (2023) 모형의 설명력 변화가 희생양 이론의 함의와 부합하는지를 살펴보고자 한다. 보다 구체적으로, 계수가 시간에 따라 변화하는 것을 허용할 때, 식 (1)로 표현된 Engel and Wu (2023) 모형의 설명력이 개선되는지 여부, Engel and Wu (2023) 모형 변수들 중 환율이 관찰 가능하지 않은 요인으로 변화할 때 동시에 이론과 부합하는 방향으로 크게 변화하는 경향이 있는지 여부, 그리고 그 때 환율과 희생양 변수로 보이는 변수의 관계가 영향을 받는지 여부를 살펴보고자 한다.

본 연구는 Bacchetta and van Wincoop (2013)의 희생양 이론에서 도출된 세 가지 함의를 실증적으로 분석한다는 점에서 Fratzscher et al. (2015)와 유사하다.

하지만 거시변수들이 환율을 설명하는 중요성을 보여주는 서베이 데이터를 사용하여 시간에 따라 변하는 관계를 분석한 Fratzscher et al. (2015)와 다르게 서베이 데이터를 사용하지 않고 비모수 추정법(Nonparametric approach)을 사용하여 시간에 따라 변화하는 계수를 직접적으로 추정하였다는 점에서 차이가 있다.⁸⁾ 또한 관찰 불가능한 요인으로 인한 환율의 변화를 고빈도 데이터인 order flow를 대리변수로 사용하지 않고 Bloomberg 예측치로 설명되지 않는 환율의 움직임으로 근사하였다는 점에서도 중요한 차이가 있다. 본 연구의 방법론이 기존 연구와 비교하여 모든 점에서 우월하다고 할 수는 없으나, Engel and Wu (2023) 모형과 같이 환율을 설명하는 변수들의 중요성에 대한 서베이 데이터가 존재하지 않는 변수를 포함한 모형에 대해서도 희생양 이론을 검증할 수 있다는 점에서 차별화된다.

2. 시간에 따라 변화하는 Engel and Wu (2023) 모형 추정

희생양 이론에 따라 Engel and Wu (2023) 모형에 포함된 변수와 환율과의 관계가 시간에 따라 변화하는지를 살펴보기 위하여 비모수 추정법을 사용하여 Engel and Wu (2023) 모형을 추정하였다. 계수가 시변하는 (time-varying) 것을 허용하면 식 (1)의 관계는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\Delta s_{t,t+3} = X_t b_t + z_{t,t+3} \quad (2)$$

계수가 시변한다는 점을 제외한 모든 면에서 식 (1)과 동일하기 때문에

$$X_t = [1, q_t, \Delta \eta_{t,t+3}, \Delta (i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*), \eta_{t-1}, (i_{t-1} - i_{t-1}^*)] \text{ 이고}$$

$b_t = [\beta_{0,t}, \beta_{1,t}, \dots, \beta_{5,t}]'$ 이다. b_t 가 시간에 따라 변화하는 양상을 특정한 형태의 함수로 미리 가정하지 않고 다항식 또는 삼각함수로 근사될 수 있다고 가정한다. $b_{i,t} = b_i(\frac{t}{T})$ 가 매끄러운 함수의 형태를 가지기 때문에 다항식 또는 삼각함수로 근사될 수 있다고 가정한다면 $b_i(\frac{t}{T})$ 는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$b_i(\frac{t}{T}) \approx \sum_{j=1}^n \theta_{ij} \varphi_j(\frac{t}{T}) \quad (3)$$

8) Pozzi and Sadaba (2020)도 거시변수들이 환율을 설명하는 중요성을 담고 있는 서베이 데이터를 사용하여 관찰 불가능한 단기 이자율 격차를 추정하는 식을 포함한 구조적 관계 가정 하에서 Bacchetta and van Wincoop (2013)의 희생양 이론을 분석하였다.

식 (3)에서 $\varphi_j(\frac{t}{T})$ 는 다항함수 또는 삼각함수를 나타낸다. 식 (3)의 가정 하에서 식 (2)는 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} \Delta s_{t,t+3} &= X_t b_t + z_{t,t+3} \\ &= \tilde{b}_0 + X_t \left[\sum_{j=1}^n \theta_{ij} \varphi_j \left(\frac{t}{T} \right) \right] + z_{nt,t+3} \\ &= \tilde{b}_0 + \chi'_{nt} a_n^b + z_{nt,t+3} \end{aligned} \tag{4}$$

$$\begin{aligned} \chi_{nt} &= \text{vec} \left(X_t \otimes \left[\varphi_1 \left(\frac{t}{T} \right), \dots, \varphi_n \left(\frac{t}{T} \right) \right]' \right), \quad a_n^b = \text{vec} \begin{bmatrix} \theta_{11}, \dots, \theta_{51} \\ \theta_{12}, \dots, \theta_{52} \\ \vdots \\ \theta_{1n}, \dots, \theta_{5n} \end{bmatrix}, \quad b_{in} \left(\frac{t}{T} \right) \\ &= \sum_{j=1}^n \theta_{ij} \varphi_j \left(\frac{t}{T} \right) \quad \text{그리고} \quad z_{nt,t+3} = z_{t,t+3} + \left[b_0 \left(\frac{t}{T} \right) - \tilde{b}_0 \right] + \left[b_i \left(\frac{t}{T} \right) - b_{in} \left(\frac{t}{T} \right) \right] X_t \end{aligned}$$

Andrews (1991)에 의하면 식 (4)에서 a_n^b 은 최소자승법으로 추정할 수 있고, 추정된 a_n^b 을 이용하여 $b_i(\frac{t}{T})$ 을 계산할 수 있다. 다양한 형태의 급수함수 (Series function)를 이용하여 근사된 계수 $b_i(\frac{t}{T})$ 는 매끄럽고 점진적으로 변화하는 모습을 보여줄 것으로 예상된다. 따라서 비모수 추정법에 의하여 추정된 계수 $b_i(\frac{t}{T})$ 는 Bacchetta and van Wincoop (2013)의 <Figure 1>에 제시된 i 변수에 대한 환율의 도함수를 보여주기보다는 <Figure 2>에 제시된 변수 i 의 계수에 대한 기대치의 움직임을 보여준다고 할 수 있다.⁹⁾

$b_i(\frac{t}{T})$ 를 근사하기 위하여 어떠한 함수 형태가 선택되는지는 Schwarz (1978) information 기준을 사용하여 데이터에 의하여 결정되도록 하였다. 여러 함수 형태 중에서 SIC 값을 최소화하는 함수 형태를 선택하였다. <표 3>은 다항함수, 다항함수와 삼각함수가 결합된 Fourier flexible form (FFF) 등 다양한 함수 형태에 대한 SIC 값을 제시하고 있다. <표 3>에 나타난 바와 같이 $b_i(\frac{t}{T})$ 가 2차함수일 때 SIC가 최솟값을 가지기 때문에 $b_i(\frac{t}{T})$ 를 2차함수로 근사하여 추정하였다.

9) Bacchetta and van Wincoop (2013)에 의하면 계수의 t 기 기대치는 희생양 효과와 $t-1$ 기의 기대치와 계수의 가중 평균의 합으로 결정된다. 즉 계수의 기대치도 희생양 효과의 영향을 받는다.

〈Table 3〉 Schwarz Information Criterion (SIC) for Various Series Functions

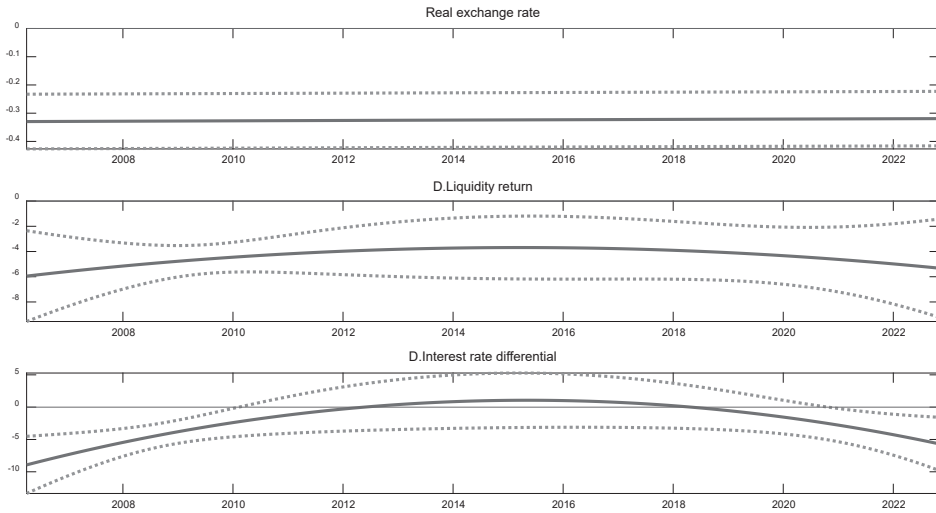
$b_i(m)$	SIC
$1, m, m^2$	-6.1003
$1, m, m^2, m^3$	-5.9909
$1, m, m^2, \dots, m^4$	-5.8846
$1, m, m^2, \dots, m^5$	-5.8400
$1, m, m^2, \cos(m), \sin(m)$	-5.8713
$1, m, m^2, \cos(m), \sin(m), \cos(2m), \sin(2m)$	-5.7767
$1, m, m^2, \cos(m), \sin(m), \dots, \cos(3m), \sin(3m)$	-5.6029
$1, m, m^2, \cos(m), \sin(m), \dots, \cos(4m), \sin(4m)$	-5.4139

Notes: Table 4 presents the Schwarz (1978) information criterion, which is a data-dependent criterion for selecting the optimal series functions. $m = \frac{t}{T}$.

〈그림 1〉은 추정된 시변하는 계수와 90% 신뢰구간을 보여주고 있다. 계수가 시변하는 것을 허용하더라도 Engel and Wu (2023) 모형에서 q_t 의 계수는 전체 표본기간에서 거의 일정한 음의 값을 가지는 것으로 나타났다. $\Delta \eta_{t, t+3}$ 의 계수도 지속적으로 음의 값을 가지지만 글로벌 금융위기 기간에 더 큰 음의 값을 가지고 유의성도 높아지는 것으로 나타났다. $\Delta(i_{t, t+3} - i_{t, t+3}^*)$ 은 글로벌 금융위기 기간과 COVID-19과 같은 위기 기간에는 유의하게 음의 값을 가지지만 그 외의 기간에는 유의하지 않은 것으로 나타났다. Engel and Wu (2023)의 예측처럼 표본기간의 대부분의 영역에서 q_t , $\Delta \eta_{t, t+3}$, $\Delta(i_{t, t+3} - i_{t, t+3}^*)$ 의 계수가 음의 값을 가졌다.

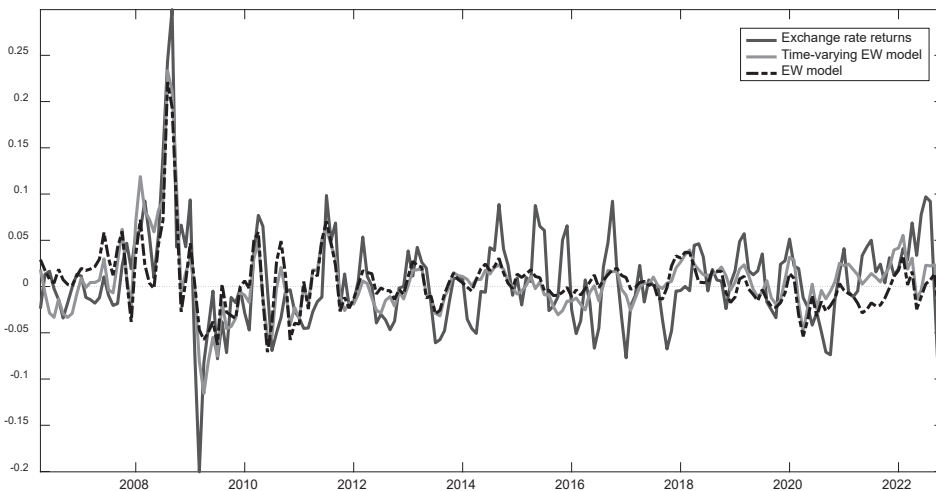
계수의 시변성을 허용할 때 Bacchetta and van Wincoop (2013)의 희생양 이론이 주장하는 바와 같이 환율의 움직임을 더 잘 설명하는지를 살펴보기 위해 〈그림 2〉는 실제 $\Delta s_{t, t+3}$ 의 움직임, 식 (1)로 추정된 Engel and Wu (2023) 모형의 $\Delta s_{t, t+3}$ 에 대한 적합치 (fitted value), 그리고 식 (4)로 추정된 시변하는 계수를 가진 Engel and Wu (2023) 모형의 $\Delta s_{t, t+3}$ 에 대한 적합치 (fitted value)를 비교하고 있다. 〈그림 2〉에서 나타난 바와 같이 시변하는 계수를 가진 Engel and Wu (2023) 모형은 일정한 계수를 가진 Engel and Wu (2023) 모형보다 실제 $\Delta s_{t, t+3}$ 를 훨씬 더 가깝게 추종하는 것으로 나타났다. 따라서, \bar{R}^2 의 값도 식(1)의 0.3677에서 식 (4)의 경우에는 0.4705로 상승하는 것을 확인할 수 있다. 〈그림 2〉와 식 (4)에서 \bar{R}^2 값의 상승은 Bacchetta and van Wincoop(2013)의 희생양 이론에서 도출된 첫번째 함의와 같이 Engel and Wu (2023) 모형에 포함된 변수와 환율의 관계는 시변하는 관계임을 암시하고 있다.

〈Figure 1〉 Estimated Time-varying Coefficients in the Engel and Wu (2023) Model



Note: A nonparametric time-varying coefficient regression, $\Delta s_{t,t+3} = X_t b_t + z_{t,t+3}$, is run. Point estimates for b_t (solid line) and the 90% confidence interval are plotted. The Newey-West standard errors are used to construct the 90% confidence interval.

〈Figure 2〉 Exchange Rate Returns, Fitted Values from the Engel and Wu Model, and Fitted Values from the Time-varying Engel and Wu Model



Note: Figure 2 plots exchange rate returns (blue solid line), fitted values from the Engel and Wu (2023) model (black dotted line), and fitted values from the time-varying Engel and Wu (2023) model (red solid line).

3. 예상치 못한 환율의 변화와 Engel and Wu (2023) 모형에 포함된 설명변수의 변화: 희생양 변수의 조건

Bacchetta and van Wincoop (2013)의 희생양 이론에서 도출된 두번째 함의에 의하면 희생양 변수는 환율이 관찰 불가능한 변수의 탓으로 크게 변할 때 관찰 가능한 희생양 변수도 이론과 일치하는 방향으로 크게 변하는 경향이 있다는 것이다. 본 연구에서는 Engel and Wu (2023) 모형에 포함된 변수들 중에서 두번째 함의를 만족하는 변수가 존재하는지 여부를 살펴보았다. 희생양 변수의 조건을 만족하는 변수의 존재 여부를 검증하기 위하여 Fratzscher et al. (2015), Park (2024)와 유사하게 다음과 같은 회귀식을 고려하였다.

$$\Delta s_{t,t+3} = \gamma_0 + \gamma_1(x_t \times f_{n,t})I_{\{x_t^p, f_{n,t}^p\}} + u_t \quad (5)$$

x_t 는 관찰 불가능한 요인이 야기한 환율의 변화를 나타내고 $f_{n,t}$ 는 Engel and Wu (2023) 모형에 포함된 변수들로 q_t , $\Delta \eta_{t,t+3}$, 또는 $\Delta(i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*)$ 이다. $I_{\{x_t^p, f_{n,t}^p\}}$ 는 x_t 와 $f_{n,t}$ 가 절댓값으로 상위 20% 이상의 큰 값을 가질 때 1의 값을 가진다.

본 연구에서 관찰 불가능한 요인이 야기한 환율의 변화는 경제 주체들이 예상하지 못한 환율의 변화로 볼 수 있기 때문에 Bloomberg에서 제공되고 있는 환율의 예측치와 실제 환율의 차이를 대리 변수로 사용하였다.

즉 $x_t = s_{t,t+3} - \tilde{s}_{t,t+3}$ 이고 $\tilde{s}_{t,t+3}$ 는 Bloomberg 환율 예측치를 이용하여 계측한 3개월 후 환율의 예측치이다. Bloomberg는 2006년 2월부터 당해 분기 (\tilde{s}_{1t})와 다음 분기 (\tilde{s}_{2t}) 환율 예측치를 제공하고 있는데, 이와 같은 특징을 이용하여 3개월 후 환율의 예측치 ($\tilde{s}_{t,t+3}$)는 다음과 같이 \tilde{s}_{1t} 와 \tilde{s}_{2t} 의 가중평균으로 계측하였다.

$$\tilde{s}_{t,t+3} = \frac{2}{3}\tilde{s}_{1t} + \frac{1}{3}\tilde{s}_{2t}, t = \text{매년 1월, 4월, 7월, 10월}$$

$$\tilde{s}_{t,t+3} = \frac{1}{3}\tilde{s}_{1t} + \frac{2}{3}\tilde{s}_{2t}, t = \text{매년 2월, 5월, 8월, 11월}$$

$$\tilde{s}_{t,t+3} = \tilde{s}_{2t}, t = \text{매년 3월, 6월, 9월, 12월}$$

Bloomberg에서 제공되고 있는 환율 예측치를 바탕으로 구성된 3개월 후 환율 예측치와 실제 환율의 차이가 관찰 불가능한 요인이 야기한 환율의 변화에 대한 흠이 없는 대리변수라고 주장할 수는 없다. 하지만, Bloomberg에 환율 예측을 제공하는 전문가들의 정보 집합 (information set)에 Engel and Wu (2023) 모형의

<Table 4> Scapegoat Variables in the Engel and Wu (2023) Model

		γ_0	γ_1	\bar{R}^2
$f_{n,t} = q_t$	20%	0.0057 (0.0052)	0.1113*** (0.0076)	0.2104
	30%	0.0058 (0.0051)	0.1013*** (0.0085)	0.2117
	40%	0.0055 (0.0048)	0.0953*** (0.0085)	0.2433
$f_{n,t} = \Delta\eta_{t,t+3}$	20%	0.0014 (0.0048)	-20.7576*** (2.9071)	0.2261
	30%	0.0012 (0.0048)	-20.7053*** (2.9730)	0.2258
	40%	0.0011 (0.0048)	-20.3202*** (3.1828)	0.2174
$f_{n,t} = \Delta i_{t,t+3}^R$	20%	0.0043 (0.0059)	41.8278 (29.2826)	0.0579
	30%	0.0041 (0.0058)	36.8417 (31.3277)	0.0472
	40%	0.0041 (0.0058)	33.0838 (32.5227)	0.0377

Notes: Table 4 presents the regression results for $\Delta s_{t,t+3} = \gamma_0 + \gamma_1(x_t \times f_{n,t})I_{\{x_t^p, f_{n,t}^p\}} + u_t$ where $x_t = s_{t,t+3} - \tilde{s}_{t,t+3}$ and $f_{n,t}$ denotes either q_t , $\Delta\eta_{t,t+3}$, or $\Delta i_{t,t+3}^R = \Delta(i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*)$. $I_{\{x_t^p, f_{n,t}^p\}}$ takes unity when both x_t and $f_{n,t}$ are in their top 20%, 30% or 40% of observations in magnitude. The Newey-West standard errors are used for possible serial correlations and heteroskedasticity. ‘*’, ‘**’, and ‘***’ denote a significance level at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

주요 변수인 실질환율, 유동성, 이자율 차이가 포함되어 있다면 3개월 후 환율 예측치와 실제 환율의 차이는 식 (1)의 관점에서 관찰 불가능한 요인이 야기한 환율의 변화로 볼 수 있다.

식 (5)는 관찰 불가능한 이유로 환율이 크게 변할 때 Engel and Wu (2023) 모형의 q_t , $\Delta\eta_{t,t+3}$, 또는 $\Delta(i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*)$ 가 이론적으로 타당한 방향으로 큰 변화를 하였는지를 확인하는 회귀식이다. Engel and Wu (2023) 모형에서 q_t , $\Delta\eta_{t,t+3}$, $\Delta(i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*)$ 는 모두 음의 계수를 가지기 때문에 희생양 이론의 두번째 함의에 의하면 q_t , $\Delta\eta_{t,t+3}$, $\Delta(i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*)$ 이 희생양 변수의 조건을 만족하기 위해서는 식 (5)의 γ_1 도 음의 부호를 가져야 한다. <표 4>는 식 (5)의 결과를 보여주고 있다.

〈표 4〉에 의하면 $f_{n,t} = q_t$ 인 경우 γ_1 은 1% 수준에서 유의하지만 양의 값을 가진다. $f_{n,t} = \Delta(i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*)$ 인 경우 γ_1 은 양이면서 유의하지 않다. 양의 계수는 희생양 이론과 부합하지 않기 때문에 q_t 와 $\Delta(i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*)$ 는 희생양 변수의 조건을 만족하지 않는 것으로 나타났다. 하지만 $f_{n,t} = \Delta\eta_{t,t+3}$ 인 경우 γ_1 은 음의 부호를 가지고 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 $I_{\{x_t^p, f_{n,t}^p\}}$ 가 x_t 와 $f_{n,t}$ 가 절댓값으로 상위 30% 또는 40% 이상의 값을 가질 때 1의 값을 가지도록 변경하는 경우에도 $f_{n,t} = \Delta\eta_{t,t+3}$ 이면 γ_1 은 음의 부호를 가지고 1% 수준에서 유의하여 변함없이 희생양 변수의 조건을 만족하는 것으로 나타났다. 이상의 결과를 요약하면 Engel and Wu (2023) 모형의 중요 변수인 q_t , $\Delta\eta_{t,t+3}$, $\Delta(i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*)$ 중에서 $\Delta\eta_{t,t+3}$ 가 희생양 변수의 조건을 만족하는 것으로 나타났다.

4. 희생양 변수와 환율과의 관계

본 연구에서 실증 분석을 한 희생양 이론의 세번째 함의는 관찰 불가능한 이유로 환율이 변할 때, 어떤 특정변수가 희생양 변수가 되면 경제주체는 그 희생양 변수가 환율 변화를 야기했다고 판단하여 환율 변동을 해석할 때 그 희생양 변수의 비중을 높이고 이로 인해 희생양 변수와 환율의 관계가 영향을 받는다는 것이다. 이 함의를 분석하기 위하여 Fratzscher et al. (2015), Park (2024)와 유사하게 다음 회귀식을 고려하였다.

$$b_{n,t} = \rho_0 + \rho_1(x_t \times f_{n,t})I_{\{x_t^p, f_{n,t}^p\}} + e_t \quad (6)$$

식 (6)의 종속변수인 $b_{n,t}$ 는 식 (2)에서 추정되어 〈그림 1〉이 제공하는 시변하는 계수이고,¹⁰⁾ $x_t = s_{t,t+3} - \tilde{s}_{t,t+3}$ 는 식 (5)와 마찬가지로 관찰 불가능한 이유로 변화한 환율의 변화를 대리하는 변수로 사용하였다. 앞 절에서 오직 $\Delta\eta_{t,t+3}$ 만이 희생양 변수의 조건을 만족하였기 때문에 $f_{n,t} = \Delta\eta_{t,t+3}$ 의 경우만 분석하였다.¹¹⁾ 즉 $\Delta\eta_{t,t+3}$ 의 시변하는 계수가 환율이 관찰 불가능한 이유로 크게 변하고 $\Delta\eta_{t,t+3}$ 가 크게 변할 때 영향을 받는지를 검정하였다.

10) $b_{n,t}$ 는 Engel and Wu (2023) 모형의 모든 변수들의 계수가 시간에 따라 변동하는 것을 허용한 식 (2)에서 추정된 시변하는 계수이다.

11) $f_{n,t}$ 로 q_t 와 $\Delta(i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*)$ 를 고려하여도 10% 유의수준에서 유의한 ρ_1 은 없었다.

〈Table 5〉 Relation between Exchange Rate and Scapegoat Variable ($\Delta\eta_{t,t+3}$)

		ρ_0	ρ_1	\overline{R}^2
$f_{n,t} = \Delta\eta_{t,t+3}$	20%	-4.3437*** (0.1701)	45.9004*** (15.9166)	0.0033
	30%	-4.3431*** (0.1703)	45.3949*** (16.2875)	0.0031
	40%	-4.3426*** (0.1704)	47.1320*** (16.6189)	0.0038

Notes: Table 5 presents the regression results for $b_{n,t} = \rho_0 + \rho_1(x_t \times f_{n,t})I_{\{x_t^p, f_{n,t}^p\}} + e_t$ where $b_{n,t}$ is the estimated time-varying regression for $f_{n,t} = \Delta\eta_{t,t+3}$ from equation (4) with $X_t = [1, q_t, \Delta\eta_{t,t+3}, \Delta(i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*), \eta_{t-1}, (i_{t-1} - i_{t-1}^*)]$. $I_{\{x_t^p, f_{n,t}^p\}}$ takes unity when both x_t and $f_{n,t} = \Delta\eta_{t,t+3}$ are in their top 20%, 30% or 40% of observations in magnitude. The Newey-West standard errors are used for possible serial correlations and heteroskedasticity. ‘*’, ‘**’, and ‘***’ denote a significance level at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

〈표 5〉는 $I_{\{x_t^p, f_{n,t}^p\}}$ 가 x_t 와 $f_{n,t} = \Delta\eta_{t,t+3}$ 가 절댓값으로 상위 20%, 30% 또는 40% 이상의 값을 가질 때 1의 값을 가지는 세 가지 경우를 모두 보여주고 있다. 〈표 5〉에 의하면 세 가지 경우 모두 ρ_1 은 1% 수준에서 유의하게 양의 값을 가지는 것으로 나타났다. ρ_1 이 양의 값을 가진다는 것은 $\Delta\eta_{t,t+3}$ 이 더욱 큰 음의 값을 가질 때 (즉 미국 국채의 유동성이 한국 국채에 비해 더욱 크다고 시장에서 평가될 때), $\Delta\eta_{t,t+3}$ 의 시변하는 계수 $b_{n,t}$ 가 절댓값이 더욱 큰 음의 값을 갖게 된다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 미국 국채의 유동성이 한국 국채에 비해 더욱 크다고 시장에서 평가될 때, 미국 달러 (한국 원화)가 더욱 평가절상 (평가절하) 된다는 것을 의미하고 이러한 경로는 Bacchetta and van Wincoop (2013)이 제안한 희생양 이론의 작동 경로와 잘 부합한다고 해석될 수 있다.

마지막으로 Engel and Wu (2023) 모형의 주요 변수와 환율 사이에 시변하는 관계가 존재한다는 것은 Engel and Wu (2023) 모형의 주요 변수와 환율 사이에 비선형 관계가 존재한다고 해석할 수도 있다. 하지만 〈표 4〉와 〈표 5〉의 결과는 Engel and Wu (2023) 모형의 주요 변수와 환율 사이의 관계가 단순한 비선형 관계를 넘어서 그 관계가 희생양 이론의 함의와 부합함을 실증적으로 보여주고 있다.

IV. 유동성 대안 지표를 사용한 강건성 검증

지금까지 $\eta_t = f_{t, t+1} - s_t + i_t^* - i_t$ 를 유동성 변수로 사용하여 Engel and Wu (2023) 모형의 불안정성이 희생양 이론으로 설명 가능한지를 살펴보았다. 하지만 Engel and Wu (2023)도 언급하였듯이 스왑이자율 (interest rate swap)을 사용하여 유동성에 대한 대안 변수를 다음과 같이 계측할 수도 있다.

$$\hat{\eta}_t = (IRS_t - i_t) - (IRS_t^* - i_t^*) = IRS_t - IRS_t^* + i_t^* - i_t \quad (7)$$

식 (7)의 IRS_t 와 IRS_t^* 는 각각 한국과 미국의 스왑이자율을 나타낸다. Infomax에서 다운로드 받은 한국 스왑 이자율이 2007년 10월부터 존재하여 2007년 10월부터 2023년 1월까지의 데이터를 이용하여 III장의 분석 결과가 대안적인 유동성 지표를 사용하여도 유지되는지를 살펴보았다.

〈표 6〉은 2007년 10월부터 2023년 1월까지의 전체 기간과 그 기간을 단순하게 3등분하여 Engel and Wu (2023) 모형이 〈표 2〉에서 나타난 바와 같이 불안정한지를 살펴보았다. 〈표 6〉의 첫번째 행에서 나타난 바와 같이 전체 기간을 통해서는 q_t , $\Delta \hat{\eta}_{t, t+3}$, $\Delta(i_{t, t+3} - i_{t, t+3}^*)$ 가 모두 10% 수준에서 유의하게 음의 부호를 보여주며 Engel and Wu (2023)이 환율을 잘 설명하고 있음을 보여주고 있다. 하지만 전체 표본기간을 3등분하면 각 변수 계수의 크기, 유의성, 부호 그리고 \bar{R}^2 가 기간에 따라 크게 변함을 확인할 수 있다. 즉 〈표 6〉은 $\hat{\eta}_t$ 를 사용하여도 〈표 2〉와 같이 Engel and Wu (2023) 모형이 표본기간 동안 불안정함을 제시하고 있다.¹²⁾

Engel and Wu (2023) 모형 변수들의 계수가 시간에 따라 변할 수 있음을 허용할 때, 시변하는 계수는 III장의 결과와 유사하게 2차함수를 사용하면 SIC가 최솟값을 가지는 것으로 나타났다. 그리고 계수가 시변함을 허용하면 Engel and Wu (2023) 모형의 \bar{R}^2 의 값도 0.2036에서 0.4940으로 개선되었다. 이와 같은 결과는 $\hat{\eta}_t$ 를 사용하여도 희생양 이론의 첫번째 함의와 같이 Engel and Wu (2023) 모형 변수와 환율 사이의 관계가 시변함을 암시하고 있다.

12) 유동성과 이자율 차이가 1차 차분의 형태로 회귀식에 포함되기 때문에 세 부분기간 관측치 수의 합이 전체 표본기간의 관측치 수보다 적다.

〈Table 6〉 Estimation of the Engel and Wu (2023) Model Using $\hat{\eta}_t$

	q_t	$\Delta\eta_{t,t+3}$	$\Delta(i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*)$	\bar{R}^2	No. of observations
Full sample 2007 Oct. - 2023 Jan.	-0.1631*** (0.0690)	-11.0015** (5.5438)	-2.4907* (1.4060)	0.2036	180
Subsample 1 2006 Feb. - 2012 Sep.	-0.1479*** (0.0596)	-18.9119*** (3.3790)	-2.3319*** (0.9131)	0.6416	59
Subsample 2 2011 Jun. - 2017 Sep.	-0.4738*** (0.1909)	3.0215 (7.9673)	-1.3947 (4.7938)	0.0911	59
Subsample 3 2017 Oct. - 2023 Jan.	-0.1163 (0.1262)	6.5027 (5.7031)	-0.0798 (2.3089)	0.0707	60

Notes: Table 6 presents the regression results for $\Delta s_{t,t+3} = \beta_0 + \beta_1 q_t + \beta_2 \Delta \hat{\eta}_{t,t+3} + \beta_3 \Delta(i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*) + \beta_4 \eta_{t-1} + \beta_5 (i_{t-1} - i_{t-1}^*) + z_{t,t+3}$. According to Engel and Wu (2023), $\beta_1 < 0$, $\beta_2 < 0$ and $\beta_3 < 0$. The Newey-West standard errors are used for possible serial correlations and heteroskedasticity. ‘*’, ‘**’, and ‘***’ denote a significance level at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

〈표 7〉은 $\hat{\eta}_t$ 를 사용한 회귀식 (5)의 결과를 보여주고 있다. 〈표 4〉와 같이 $\hat{\eta}_t$ 는 1% 유의수준에서 음의 γ_1 을 가졌지만 q_t 와 $\Delta(i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*)$ 는 양의 γ_1 을 가지는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 〈표 4〉의 결과와 같이 Engel and Wu (2023) 모형의 주요 변수 중에서 $\hat{\eta}_t$ 만이 희생양 변수 조건을 만족함을 암시한다.

마지막으로 〈표 8〉은 $\hat{\eta}_t$ 를 사용한 회귀식 (6)의 결과를 보여주고 있다. $f_{n,t} = \Delta \hat{\eta}_{t,t+3}$ 일 때 모든 경우에서 ρ_1 은 1% 수준에서 유의하게 양의 값을 가지는 것으로 추정되었다. 이 결과 역시 $\hat{\eta}_t$ 가 Bacchetta and van Wincoop (2013)의 희생양 변수 조건을 만족함을 의미하고 〈표 5〉의 결과가 $\hat{\eta}_t$ 를 유동성 변수로 사용하여도 강건하게 성립함을 보여준다.

<Table 7> Scapegoat Variables in the Engel and Wu (2023) Model with $\hat{\eta}_t$

		γ_0	γ_1	\overline{R}^2
$f_{n,t} = q_t$	20%	0.0064 (0.0057)	0.1104*** (0.0078)	0.2039
	30%	0.0068 (0.0057)	0.1032*** (0.0093)	0.1952
	40%	0.0072 (0.0055)	0.1011*** (0.0075)	0.2476
$f_{n,t} = \Delta \hat{\eta}_{t,t+3}$	20%	0.0026 (0.0055)	-75.2917*** (21.7467)	0.1832
	30%	0.0024 (0.0055)	-78.4586*** (19.0632)	0.2039
	40%	0.0023 (0.0054)	-79.2884*** (18.6320)	0.2086
$f_{n,t} = \Delta i_{t,t+3}^R$	20%	0.0050 (0.0064)	35.3661 (32.2023)	0.0425
	30%	0.0049 (0.0063)	36.8417 (31.3277)	0.0424
	40%	0.0049 (0.0064)	32.5571 (32.6403)	0.0364

Notes: Table 7 presents the regression results for $\Delta s_{t,t+3} = \gamma_0 + \gamma_1(x_t \times f_{n,t})I_{\{x_t^p, f_{n,t}^p\}} + u_t$ where $x_t = s_{t,t+3} - \tilde{s}_{t,t+3}$ and $f_{n,t}$ denotes either q_t , $\Delta \hat{\eta}_{t,t+3}$, or $\Delta i_{t,t+3}^R = \Delta(i_{t,t+3} - i_{t,t+3}^*)$. $I_{\{x_t^p, f_{n,t}^p\}}$ takes unity when both x_t and $f_{n,t}$ are in their top 20%, 30% or 40% of observations in magnitude. The Newey-West standard errors are used for possible serial correlations and heteroskedasticity. ‘*’, ‘**’, and ‘***’ denote a significance level at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

〈Table 8〉 Relation between Exchange Rate and Scapegoat Variable ($\Delta \hat{\eta}_{t, t+3}$)

		$\rho_0 \times 10^3$	$\rho_1 \times 10^3$	\overline{R}^2
$f_{n,t} = \Delta \hat{\eta}_{t, t+3}$	20%	-0.0060*** (0.0025)	6.2539*** (2.1270)	0.0435
	30%	-0.0059*** (0.0024)	6.8117*** (2.3873)	0.0539
	40%	-0.0059*** (0.0024)	6.7975*** (2.3625)	0.0537

Notes: Table 8 presents the regression results for $b_{n,t} = \rho_0 + \rho_1(x_t \times f_{n,t})I_{\{x_t^p, f_{n,t}^p\}} + e_t$ where $b_{n,t}$ is the estimated time-varying regression for $f_{n,t} = \Delta \hat{\eta}_{t, t+3}$ from equation (6) with $X_t = [1, q_t, \Delta \hat{\eta}_{t, t+3}, \Delta(\hat{i}_{t, t+3} - \hat{i}_{t, t+3}^*), \hat{\eta}_{t-1}, (\hat{i}_{t-1} - \hat{i}_{t-1}^*)]$. $I_{\{x_t^p, f_{n,t}^p\}}$ takes unity when both x_t and $f_{n,t} = \Delta \hat{\eta}_{t, t+3}$ are in their top 20%, 30% or 40% of observations in magnitude. The Newey-West standard errors are used for possible serial correlations and heteroskedasticity. ‘*’, ‘**’, and ‘***’ denote a significance level at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

V. 결론

본 연구에서는 유동성이 환율의 움직임에 중요한 역할을 하는 Engel and Wu (2023) 모형이 한국 대미환율의 움직임도 잘 설명하는지를 분석하였다. 본 연구의 결과에 의하면 Engel and Wu (2023) 모형은 한국에서도 환율의 움직임을 일반적으로 잘 설명하지만 그 설명력은 시기에 따라 크게 변화하는 것으로 나타났다. 본 연구는 이와 같은 Engel and Wu (2023) 모형의 설명력 변화가 Bacchetta and van Wincoop (2013)의 희생양 이론으로 설명되는지를 실증적으로 분석하였다. 그 결과 Bacchetta and van Wincoop (2013)의 희생양 이론이 암시하는 바와 같이 계수가 시간에 따라 변화하는 것을 허용할 때 Engel and Wu (2023) 모형의 설명력이 더욱 개선되는 것을 확인하였다. 또한, Engel and Wu (2023) 모형에 포함되는 변수들 중에서 유동성의 변화 ($\Delta \eta_{t, t+3}$)가 희생양 변수의 조건을 만족하였다. 그리고, 유동성의 변화가 희생양 변수로 주목을 받을 때, 희생양 이론의 함의처럼 유동성 변화와 환율의 시변하는 관계가 영향을 받는 것으로 나타났다. 마지막으로 앞에서 언급된 모든 결과는 스왑 이자율을 사용하여 계측된 대안적인 유동성 변수를 사용하여도 강건하게 성립하였다.

본 연구의 결과는 최근 글로벌 금융위기와 COVID-19 위기 등을 경험하면서 유동성이 환율 결정에 중요한 변수로 주목받고 있는 시점에서 정책당국자에게 유의할 점을 알려주고 있다. 희생양 이론처럼 경제주체가 관찰 가능하지 않은 이유로 환율이 변화할 수 있다면 최근 관심이 집중되고 있는 유동성과 환율의 관계가 일부 과장되었을 수 있고, 미래에는 유동성과 환율의 관계가 변화할 수도 있음을 의미한다. 따라서 통화정책 또는 재정정책을 시행하는 정책 당국자는 정책 시행 시 유동성과 환율의 관계도 시간에 따라 변할 수 있다는 점을 고려하여 정책 운영을 해야 할 것이다.

〈참고문헌〉

- 서민우 2024. “이창용 환율상승 속도 커… 11월 통화정책 결정에 고려” 서울경제신문. 2024. 10. 27. (<https://n.news.naver.com/mnews/article/011/0004407510?sid=101>)
- Andrews, D. K. (1991), “Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation,” *Econometrica*, 59, 817-858.
- Bacchetta, P., and E. van Wincoop (2013), “On the Unstable Relationship between Exchange Rates and Macroeconomic Fundamentals,” *Journal of International Economics*, 91, 18-26.
- Bianchi, J., S. Bigio, and C. Engel. (2022), “Scrambling for Dollars: International Liquidity, Banks, and Exchange Rates,” Working Paper, University of Wisconsin.
- Engel, C. (2016), “Exchange Rates, Interest Rates, and Risk Premium,” *American Economic Review*, 106, 436-474.
- Engel, C., S. P. Y. Wu (2023), “Liquidity and Exchange Rates: An Empirical Investigation,” *Review of Economic Studies*, 90 (5), 2395-2438
- Fratzcher, M., D. Rime, L. Sarno, and G. Zinna (2015), “The Scapegoat Theory of Exchange Rates: The First Tests,” *Journal of Monetary Economics*, 70, 1-21.
- Jiang, Z., A. Krishnamurthy, and H. Lustig (2021), “Foreign Safe Asset Demand and the Dollar Exchange Rate,” *Journal of Finance*, LXXVI (3), 1049-1089.
- Park, C. (2024), “Liquidity Return, Global Risk, Exchange Rates, and the Scapegoat Effect,” SSRN Working paper. <https://ssrn.com/abstract=4875707>
- Pozzi, L., and B. Sadaba (2020), “Detecting Scapegoat Effects in the Relationship between Exchange Rates and Macroeconomic Fundamentals: A New Approach,” *Macroeconomic Dynamics*, 24, 951-994.
- Schwarz, G. E. (1978), “Estimating the Dimension of the Model,” *Annals of Statistics*, 6(2), 461-464.

〈부록: 데이터 설명〉

표본기간: 2006년 2월 - 2023년 1월

변수	Data Source	비고
명목환율 (s_t)	Datastream	로그를 취한 미국 1달러당 원화가치
실질환율 (q_t) 한국 CPI 미국 CPI	한국 CPI: 한국은행 ECOS 미국 CPI: FRED	$q_t = s_t + p_t^* - p_t$ p_t 는 로그를 취한 한국 CPI p_t^* 는 로그를 취한 미국 CPI
1년 선물환율 ($f_{t,t+1}$)	Datastream	로그를 취한 미국 1달러당 선물환율
한국 1년물 국채 수익률 (i_t)	Bloomberg	Bloomberg Ticker: GVSK1YR_Index
미국 1년물 국채 수익률 (i_t^*)	Bloomberg	Bloomberg Ticker: C0821Y INDEX
Bloomberg 환율 예측치 (\tilde{s}_{1t} & \tilde{s}_{2t})	Bloomberg	Bloomberg Ticker: FCUSKR Q**INDEX (로그를 취하여 사용)
한국 1년 스왑이자율	Infomax	
미국 1년 스왑이자율	Bloomberg	Bloomberg Ticker: USSW1 CURRENCY

The Relationship between Liquidity Return and Exchange Rate Based on the Scapegoat Theory: Evidence from South Korea

Cheolbeom Park*

Using data from South Korea, this paper shows that the explanatory power of liquidity returns for the exchange rate varies over time and examines whether this unstable relationship can be explained by the scapegoat theory. This paper finds (1) that the time-varying regression has better performance to explain exchange rate movements, and (2) that the liquidity return satisfies the conditions for the scapegoat variable. The results in this paper support the validity of the scapegoat effect for exchange rate movements in South Korea.

JEL classification: C32, F31, F41

Key Words: Exchange Rate, Liquidity Return, Scapegoat Effect, Time-varying Relationship

DOI: 10.23299/bokeri/2025.31.1.002

* Professor, Department of Economics, Korea University
(E-mail: cbpark_kjs@korea.ac.kr, Tel: +82-2-3290-2203)