

# 역내외 원화 가치의 현물환 및 파생상품 거래에 의한 가격발견에 관한 연구

빈기범\* · 이상민† · 이원섭‡

## 요약

본 연구에서는 Hasbrouck(1995)의 정보공헌도(information share) 기법을 이용하여 역내 통화시장의 원/달러 현물환율과 선도환율, 역외 통화시장의 원/달러 NDF환율의 상호 가격발견(mutual price discovery dynamics) 기여도를 추정한다.

원화 가치에 있어 공통 요인(common factor)을 공유하는 역내외 현물환과 선물환의 다변량 시계열 자료를 이용하여, 원/달러 환율의 변동성 수준이 크게 증가하였던 금융위기 기간을 전후로 현물환, 선도환, NDF 환율간 가격발견의 동학을 실증 분석하였다.

분석 결과, 첫째 전체 표본기간에 있어 역내외 통화시장간 상호 가격발견은 역내 원/달러 현물환율과 선물환율에 의해 주도적으로 이루어지고 있는 것으로 나타났다. 둘째, 글로벌 금융위기와 유럽 재정위기 기간에는 역내 통화시장에 대한 역외 NDF 시장의 가격발견 영향력이 확대된 것으로 나타났다. 이는 위기 기간 중 원/달러 환율의 형성은 국제금융시장에서 발생하는 대외적 요인에 의해 크게 영향을 받으며, 동 요인으로 인한 원화 가치에 대한 정보가 NDF 시장에서 상대적으로 빠르고 큰 비중으로 반영되었음을 시사한다.

주요어: 가격발견, 정보공헌도, 공통요인, 역외 NDF

JEL: C3, F21, F31, G15, G18

이 논문은 2015년도 한국거래소 연구비 지원에 의한 논문임

\* 명지대학교 경제학과 부교수, E-mail: [bin1@mju.ac.kr](mailto:bin1@mju.ac.kr)

† 경기연구원 연구기획실 연구원, E-mail: [lsmini1025@naver.com](mailto:lsmini1025@naver.com)

‡ (교신저자) 가람에널리틱스 연구원, E-mail: [balance04@ganalytics.co.kr](mailto:balance04@ganalytics.co.kr),

주소: (03722) 서울 서대문구 연세로 50 연세대학교 공학원 131B호

## I. 서론

오늘날 국제금융시장은 범세계적 협력을 바탕으로 자본자유화와 국경간 자본이동을 가속화하고 있다. 1990년대 이후 정보통신기술 발달과 자본이동규제(capital control) 완화 추세는 국제자본이동 규모를 지속적으로 증가시켰으며, 이에 따라 국제금융시장에서의 통화거래 규모도 빠르게 증가하였다. 우리나라에서도 1997년 12월, 자유변동환율제로의 이행과 1999년 4월, 『제1단계 외환자유화조치』를 시작으로 외환거래 및 자본유출입에 대한 규제 완화가 대폭적으로 이루어졌다. 외국인은 물론 국내 금융기관과 기업의 시장 참여가 가능하게 되었고, 이는 국내 금융시장의 선진화와 시장간 차익거래 측면에서 역내 통화시장의 효율성을 높이는 계기로 작용하였다.

하지만 외국인에게 완전히 개방되어 거래가 이루어지는 주식시장, 채권시장 등의 자본시장과 달리 국내 외환시장은 정부가 외환자유화를 표방함에도 불구하고 원화국제화를 불허하고 있어 완벽하게 자유화된 시장이라고 보기 어렵다. 실제로 경상거래에서 원화(KRW)표시 거래는 제도적으로 허용되고 있으나, 금융시장 및 대외안정성과 관련된 자본거래에서는 일부 제한적으로만 허용되고 있기 때문이다. 따라서 유입되는 외국자본은 반드시 외환시장에서 원화로 교환해야 하고, 유출되는 외국자본은 반드시 외환시장에서 달러화로 교환해야 한다. 원화 자체로서 한국 외로 송금할 수 없는 형태이다. 원화국제화는 완벽한 외환자유화를 향한 마지막 남은 반시장 조치이다. 원화국제화를 불허하는 것은 국경을 초월하여 자유롭게 유출입되는 자본을 간접적으로 통제할 수 있는 정부와 중앙은행의 마지막 보루이기도 하다.

한국에 투자하는 외국인의 입장에서 원화표시 거래가 허용되지 않는 환경은 불편함은 물론 비용을 유발시킨다. 특히 FDI 형태의 장기투자가 아니라 국내 자본시장에서 자본거래 형태로 주식이나 채권시장에 참여하는 외국인 투자자가 겪는 불편과 비용은 더욱 높을 수 밖에 없다. 원화와 달러화 간 교환에 있어서도 환전비용이 발생하지만, 체결일로부터 ()일 인도 및 결제되는 법제로 인해 짧지만 3일 간 환율 변동의 위험을 감수해야 하며, 이에 대한 위험을 헤지(hedge)할 경우에는 추가적인 비용이 따른다.

정부와 중앙은행은 외국인은 원화에 대한 수요가 없다고 주장한다. 따라서 원

화국제화가 굳이 필요 없다는 입장이며 그것이 이를 허용하지 않는 1차적 이유이다. 하지만, 한국 경제가 GDP 규모 세계 15위(2013, IMF), 무역 규모 세계 7위(2013, IMF), 국내 주식시장 규모는 MSCI 신흥지수(emerging markets index) 대상 23개국 중 중국에 이어 2위(2014, MSCI)의 비중임을 고려하면, 경상거래를 포함한 국내 자산시장 투자를 위한 원화에 대한 해외수요는 충분히 많을 것으로 예상되며, 이는 주요 국제금융 중심지에서 거래되는 원/달러 차액 결제선물환(non-deliverable forward, NDF) 시장을 통해 나타나고 있다.

NDF 거래의 근원에는 각국의 자국통화에 대한 규제와 밀접한 관련이 있다. 특정국의 통화가 국제통화로서 국제금융시장에서 자유롭게 거래되지 못하고 있는 가운데 외국인들이 원화 투자자산에 대한 달러/원 환율의 리스크를 헤지할 목적이나 투기 거래를 위한 수요가 증가함에 따라 고안된 것이 NDF이다. 즉, NDF 시장은 거래되는 통화의 중앙정부의 의지와는 무관하게 역외에서 자발적으로 형성된 것이며, 시장에서 이루어지는 거래에 중앙정부의 의도나 개입이 딱혀들 여지가 존재하지 않는다는 점이 중요하다. 일례로 1997년 외환위기 이전에는 역내와 역외를 엄격히 구분하는 외환관리규정으로 역내 통화시장과 역외 통화시장은 완전히 분리된 별개의 시장으로 기능하였다. 이에 동일하게 원화를 기초자산으로 함에도 불구하고, 외환위기를 선언한 몇 달 전부터 한국 경제의 펀더멘털과 위기를 미리 반영한 주요 역외시장의 원/달러 NDF환율은 역내 원/달러 현물환율에 비해 무려 100원 이상 차이가 나기도 하였다.

외환시장 개방 이후, 외국인 투자자의 NDF 거래가 급격히 증가함에 따라 최근의 역외 NDF환율은 역내 원/달러 현물환율에 대한 전망을 대표하는 지표로서 인식되고 있다. 즉, 역외 통화시장에서 거래를 통해 형성되는 NDF환율이 역내 통화시장의 원/달러 현물환율의 가격발견에 있어 매우 중요한 기능과 영향을 미치고 있음을 생각할 수 있다. 특히 원화의 대외가치를 나타내는 원/달러 현물 거래가 이루어지는 역내 외환시장은 9:00시부터 개장하여 폐장시간인 15:00시까지 거래가 이루어지나, 역내 외환시장 개장 시간외 가상적 원화에 대한 거래는 역외 통화시장의 NDF 시장을 통해 24시간 실현되고 있다. 따라서 원화 가치 변동에 대한 정보는 역내 통화시장에서 무수한 거래를 통해 빠르게 반영되어 적정가격을 형성하는 것을 물론, 역내 통화시장의 개장 시간 이외에도 역외 주요 통화시장의 NDF 시장에서 실시간으로 거래가 이루어짐에 따라 상호 간 가격발견 측면에서 매우 깊은 관계를 지닐 것으로 예상된다.

지금까지 NDF에 관한 기존 연구는 그랜저 인과관계(Granger causality)를 이용하여 역외 NDF환율이 국내 외환시장에서 형성되는 현물환율을 그랜저 인과하는지 검증하는 연구와 변동성 전이 차원에서 확장된 GARCH 모형을 이용하여 상호 변동성간 영향 관계를 파악하고자 하였다. 그러나 그랜저 인과관계나 변동성간 분석은 사실상 회귀분석을 통해 역내 외환시장과 NDF 시장 간 선행-후행 관계를 가늠하는데 그칠 수 밖에 없다. 그 결과는 사전적으로 예상되는 바와 같이 NDF 시장이 국내 외환시장을 선행하는 기능이 존재하는 것으로 나타났다. 이를 근거로 정부는 지난 2004년, 외환 거래 포지션 관련 규제를 통해 국내 금융기관에 대해 NDF 시장에서 일정량 이상의 규모를 구입할 수 없도록 함으로써 역내 거주자와 역외 거주자 간의 거래를 제한하기도 하였다. 실제로 2004년 10월, 국정감사에 따르면 정부는 역외 투기세력의 역내 통화시장에 대한 영향력 완화와 환율하락 방어의 목적으로 2003년 NDF 시장에 직접 개입하였으나 일시적 효과에 그쳤으며, 2조 원대에 달하는 뼈아픈 손실을 경험하기도 하였다.

하지만, 역외 통화시장으로서 NDF 시장의 기능을 간과할 수는 없다. 만약 역외 시장이 형성되어 있지 않다면 서울 외환시장의 폐장 시간 동안 원화가치에 대한 정보만 쌓일 뿐 그 가격발견이 이루어지지 않기 때문이다. 이는 외환시장 개장 시 높은 변동성을 유발하며 전 거래일 증가로부터 금일 거래일 시초가 간 차이(gap)가 크게 벌어질 가능성이 존재하며, 이러한 환율 위험에 노출된 경제 주체가 대비하는데 더 큰 비용을 초래 할 수 있다. 특히 한국의 주식시장과 채권시장에 참여하는 외국인 투자자의 경우 주가나 채권 가격이 상승해도 환율이 더 많이 상승하면 외국인 투자자로서 이득을 볼 수 없는 구조이기에 일별 환율 변화에 매우 민감하며, 원/달러 환율 변동의 불확실성 증가는 외국인 투자자의 국내 자산시장 참여에 대해 큰 부담으로 작용하기도 한다.

이에 본고에서는 원화가치를 공통 요인(common factor)으로 동일한 펀더멘털을 공유할 것으로 여겨지는 역내 현물환율, 선물환율 및 역외 NDF환율 간 가격발견의 동학을 실증적으로 분석한다. 이를 위해 본 연구에서는 Hasbrouck(1995)의 정보공헌도(information share) 분석을 이용하여 장기 균형 관계로서 공적분되어 있는 각 통화시장의 환율간 어떠한 환율이 새로운 시장정보에 더 빠르게 반응하여 스스로의 가격 형성에 잘 반영하는가는 물론, 상호 가격발견 측면에서 어느 환율이 주도적으로 가격정보를 전달하며, 그 크기는 어느 정도인지를 실증적으로 분석하는 것이 주된 목적이다. 이를 통해, 흔히 NDF에

대하여 ‘꼬리가 몸통을 흔든다’는 부정적 인식, 즉 역외 NDF 시장이 역내 외환 시장의 변동성을 불필요하게 높인다거나 NDF가 역내 원/달러 환율에 큰 영향을 미치며 왜곡을 초래한다는 인식이 과연 타당한가를 검토한다. 아울러, 직접적인 원화와 달러화 간 거래가 이루어지지 않은 시간 동안 NDF 시장의 원화가치의 가격발견에 대한 영향력을 살펴봄으로써 NDF의 순기능적 작용을 드러내고자 한다. 이로부터 원화국제화를 포함한 외환정책에 대한 시사점을 도출할 수 있다.

## II. 역내외 통화시장 개황

국제결제은행(BIS)에 따르면, 세계 외환시장의 1일 평균 거래 규모는 5.3조 달러(2013.4. 기준)로, 전 세계 46개국의 주식시장 시가총액을 합한 금액 36.8조 달러(2014.10. 기준) 수준에 비할 만큼 거대한 금융시장이자 전 세계에서 자금의 흐름이 가장 빠른 유동성이 풍부한 금융시장이다.<sup>1)2)</sup>

현존하는 통화시장의 주요 특성은 시간, 공간을 초월하여 24시간 연속적인 거래가 이루어지는 시스템이 형성되어 있다는 점이다. 주요 외환시장은 거래 시간의 부분적 중복에 의해 지역에 제한 없이 서로 연결되어 있다. 특히 전화, 인터넷 등의 온라인 거래의 발달은 거래자로 하여금 언제든 시장에 참여하여 수많은 반대 거래자를 통해 목적인 포지션을 달성할 수 있으며 빠르게 변화하는 국제환경에 실시간으로 대응하여 거래를 실현할 수 있다.<sup>3)</sup> 이러한 지속적이며 실시간 거래를 통한 높은 유동성은 모든 시장정보를 반영하며 국제 외환시장에서 거래되는 통화의 가격발견기능을 촉진한다.

온라인 국제 통화거래 플랫폼을 제공하는 국제 통화거래 중개인 Markets247

- 
- 1) 국제결제은행(BIS)는 전 세계 외환 및 장외 파생상품시장 규모 및 구조에 관한 종합적이고 체계적인 정보수집을 목적으로 1989년부터 매 3년마다 『세계 외환 및 장외 파생상품시장 거래규모 조사결과』를 발표하고 있다. 금번(제 9회차, 2013.4.) 조사에는 한국은행을 포함한 총 53개국 중앙은행이 참여하였다.
  - 2) MSCI는 1990년부터 선진시장(DM) 23개국과 신흥시장(EM) 23개국을 포함하는 총 46개국 2,449개의 거래소를 대상으로 시장 수익률, 시가총액, 비중 등의 추가정보를 지수화(MSCI ACWI)하여 집계하고 있다.
  - 3) 외환거래의 90% 이상이 거래소(clearing house)에서 이루어지는 표준화된 장내상품거래가 아닌 달러-달러 간 혹은 은행-은행 간 1:1로 거래가 이루어지는 장외거래(over the market; OTC) 형태를 취하고 있다.

에 따르면, 주요 통화를 포함한 대부분의 통화 간 거래는 시장들이 서로 중첩되는 시간대에 가장 활발하게 이루어지며 이에 따라 통화시장의 환율 변동성 역시 확대되는 특징이 있다고 하였다.<sup>4)</sup> 또 하나의 국제 통화거래 중개인 KR Futures는 세계 통화시장의 거래규모의 약 60%를 차지하는 영국 통화시장과 뉴욕 통화시장이 중첩되는 오후 10시부터 새벽 2시 사이의 시간 동안 일중 거래량의 66%가 이루어지며, 이 시기에는 통화시장 가격에 영향을 미치는 중요한 변수들에 대한 뉴스들이 많이 발표되어 거래가 더욱 활성화 된다고 하였다.<sup>5)6)</sup> 이후 뉴욕 외환시장이 새벽 6시에 폐장함과 동시에 익일 아시아 지역으로 통화거래가 이어지므로 사실상 세계 통화시장은 멈추지 않는 24시간 실시간 거래가 가능한 시장이다.

상기 언급한 바와 같이 비록 원화는 주요 국제 통화로 기능하는 달러화나 유로화, 엔화 등과 달리 국외로 유출입이 불가능한 지역 통화(local currency)이다. 하지만 역내 외환시장의 개장 시간 이후에도 국제 외환시장은 거래가 지속적으로 이루어지고 있으며, 특히 가상적 원화에 대한 거래는 NDF를 통해 주요 국제금융시장에서 24시간 거래가 이루어지고 있다. 이러한 원화 가치 변동에 대한 정보는 역내 외환시장의 무수한 거래를 통해 빠르게 반영되어 적정 가격을 형성하는 것은 물론 역외에서 싱가포르, 런던, 뉴욕 등 주요 외환시장의 원화를 기초자산으로 하는 NDF 시장에 실시간으로 정보가 축적되고 있음을 예상할 수 있다. 본 연구는 역내 통화시장에서 거래되는 원/달러 현물환율과 선물환율과 역외 통화시장에서 거래되는 NDF환율을 이용하여 달러화로 표시된 원화가치의 24시간 연속적인 가격발전 과정과 이들 통화시장간 상호 장기균형 관계를 실증적으로 분석하는데 의의가 있다.

### III. 기존 연구

4) Markets247 홈페이지 참조: <http://kr.market247.com>

5) 국내에서는 지난 2005년 1월 27일 선물거래법 시행령 내 유사해외선물거래에 “해외장외마진 현물환”이 공표되며 최초로 개인 고객(retail customer)이 국제 환시장에 참가할 수 있는 길이 열리게 되었고, 현재 상당수의 국제 통화거래 중개인들이 국제 통화거래 플랫폼 서비스를 제공하고 있다.

6) KR Futures 홈페이지 참조: <http://www.krftures.co.kr>

그간 국제 금융시장에서 주요 금융시장간 가격발견이나 정보흐름(information flow)에 관한 연구들은 주식시장의 개별 가격 분석이나 주식시장과 선물시장, 주식시장과 채권시장 간의 상호 영향력을 규명하기 위한 연구들이 주를 이루었을 뿐, 통화시장을 대상으로 분석한 연구들은 극히 적은 것으로 나타났다.

통화시장을 대상으로 하는 경우에도 미국 달러, 일본 엔, 독일 마르크와 영국 파운드 등 주요 통화 간의 상관 분석이나 정보전이 차원에서 단일변량 GARCH 모형을 이용하여 주요 통화의 변동성간 영향 관계를 파악하려는 분석(De jong and Schotman, 1998; Baillie and Bollerslev, 1991; Engle, Ito and Lin, 1991)이 대부분이며, 외환시장과 주식시장, 채권시장 간의 가격발견에 관한 연구로는 Fleming(1997), Balduzzi and Green(2001), Roope and Zurbruegg(2002), Andersen et al.(2002, 2005, 2007), Tse, Xiang, and Fung(2006) 등이 있다.

특히 Fleming(1997)은 미국 채권시장의 일중 가격발견(round-the-clock price discovery) 과정에서 재무성 채권에 대한 가격발견은 대부분 뉴욕 거래소에서 이뤄지며 상대적으로 도쿄 거래소, 런던 거래소 시장에 비해 정보 효율성 측면에서 새로운 정보의 반영이 빠르며, 호가 스프레드와 가격 변동성이 낮다고 주장하였다.

Andersen et al.(2007)은 충격반응함수를 활용하여 영국, 일본, 미국, 유럽 등 주요국의 환율과 S&P500, FTSE100, 다우존스 EuroStoxx50 등의 주가지수, 채권시장의 만기 30년 T-Bond의 시계열 자료를 이용하여 거시경제 충격에 대한 국가별 자산시장간의 상호 동학을 분석하였다. 분석 결과, 주식시장의 새로운 정보에 대한 반응은 경기순환 주기에 강한 영향을 받으며, 다른 자산시장과는 다른 양상을 보인다고 주장하였다. 채권시장은 평균적인 경기 수준에서 주식시장과 낮은 상관관계를 보이며 상대적으로 새로운 정보에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 환율의 경우 경기 효과를 통제하였을 때 거시경제 뉴스에 대해 주식시장과 동일한 반응 정도를 보인다고 주장하였다.

Roope and Zurbruegg(2002)는 싱가포르 통화선물시장과 타이완의 통화선물시장 간 정보 효율성과 가격발견 분석을 통해 싱가포르 외환시장의 선진화된 거래 시스템과 상대적으로 낮은 세금과 거래비용 등의 이점으로 대만의 통화선물 시장에 비해 정보 효율성 측면에서 가격발견 기능이 주도적으로 이루어지고 있으며, 상호 시장간 양방향으로 영향력을 주고받고 있음을 주장하였다.

본 논문의 연구와 유사하게 Tse, Xiang, and Fung(2006)은 엔화와 유로화에

대해 Hausbrouck(1995)의 정보공헌도 추정과 Gonzalo and granger(1995)의 P-T 모형을 이용하여 미국의 시카고상업거래소(CME)의 장내거래(floor trade) 형태의 통화선물과 CME와 영국의 로이터사가 공동 개발한 전산매매시스템 거래인 Globex 통화선물, 그리고 온라인을 통한 현물환 거래(on-line spot trading) 간 가격발견 기여도를 비교 분석하였다. 분석 결과, 모든 통화에서 전산매매시스템이 장내거래 형태와 비교하여 공통 요인(permanent common components)에 의한 가격발견 기여도가 더 우수하며, 이는 전자매매시스템의 거래의 즉결성과 익명성에 기인한다고 주장하였다.

국내에서도 가격발견에 관한 연구에는 개별 주가 및 주가지수선물시장(이우백, 2006; 강석규, 2009; 홍정효, 2011; 이우백·우민철, 2013)을 비롯하여 채권시장(홍정효·문규현, 2004; 선정훈·오승현, 2010), 관련 자산시장 간(홍정효·문규현, 2006; 김홍배·강상훈, 2011; 빈기범·우석진·이상민, 2014) 국제금융시장에서 주요 국가간 외환시장의 상호 영향 관계(홍정효, 2007; 박영규·빈기범, 2013; 설성균·박세운·김희호, 2014)를 분석한 연구들이 이루어지고 있다.

특히 NDF에 관한 연구는 NDF에 대한 비판적 견지에서 진행되어온 측면이 있다. 이는 정부나 언론 또는 국민 일부의 여론에 기인한 바 크다. 왁더독(wag the dog)은 흔히 꼬리가 몸통을 흔든다는 표현으로 사용되는 경우가 많다. NDF를 종종 왁더독으로 묘사하는데, 그 만큼 NDF에 대한 부정적 시각이 팽배해 있다. 이에 기존 연구는 Granger 인과관계(Granger causality)를 이용하여 NDF가 국내 외환시장에서 환율을 그랜저 인과하는지를 검증하는 연구 또는 변동성 전이 차원에서 단일변량 GARCH 모형을 이용하여 변동성간 영향관계를 파악하고자 하였다. 하지만, 이러한 연구에서는 NDF 시장이 포함하는 순기능을 체계적으로 포착해내기 어려웠다. 그랜저 인과관계나 변동성 간 사실상 회귀분석을 통해 NDF 시장과 국내 외환시장간 선행-후행 관계를 가늠하는데 그칠 수밖에 없다. 그 결과는 쉽게 예상할 수 있듯이, NDF 시장이 국내 외환시장을 선행하는 기능이 있는 것으로 나온다. 이를 바탕으로, NDF 시장의 영향력을 차단하는 방법을 강구해야 한다는 것이 기존 연구의 많은 주장이다.

하지만, NDF 시장이 없는 것도 문제이다. 서울 외환시장의 폐장 시간 동안 원화가치에 대한 정보만 쌓일 뿐 그 가격발견이 이루어지지 않기 때문이다. 이는 외환시장 개장시 높은 변동성을 유발할 수 있다. 또한, 전 거래일 증가로부터 금일 거래일 시초가간 차이(이를 갭이라고 함)가 크게 벌어질 수 있으며, 이

를 환율 위험에 노출된 경제주체가 대비하는데 더 큰 비용을 유발할 수도 있다. 또한, NDF 시장에 한국 정부를 포함한 어느 대형은행이라도 개입하여 좌지우지 할 수는 없다. 이를 폐쇄해야 한다는 주장은 무지에 기인한다.

본 연구에서는 NDF 시장의 순기능을 부각하고자 한다. 글로벌 개방 경제를 지향하는 한국 경제는 최근 한-호주 FTA까지 체결하면서 11번째 FTA를 성사시켰다. 그만큼 한국은 개방하고 국제적으로 진출하지 않으면 생존하기 어려운 국가이다. 그러한 한국 경제 환경에서 국제금융시장과 국내금융시장의 통로가 되는 외환시장에 외국인인건 내국인이건 장애가 존재하는 것은 기본적으로 바람직하지 않다. 사실 NDF 시장은 원화국제화가 안된 상태에서 원화를 필요로 하는 외국인 주체들의 공여지책의 산물이기도 하다. 따라서 원화국제화가 된다면 NDF 시장이 필요하지 않고 존재할 리 없다. 나아가, 원화국제화하에서는 달러 유동성의 위기 가능성도 줄어들게 된다. 즉, 외환위기의 가능성이 줄어든다.

## IV. 자료 및 분석 방법

### 1. 자료

본 연구에서는 역내 시장에서 거래되는 원/달러 현물환율, 선물환율과 역외 시장에서 거래되는 NDF 환율에 대한 일별 자료를 확보하여 이를 포함하는 3변량 시계열 벡터를 분석한다. 상기 환율들은 일별 빈도(daily frequency)로 추출된 시계열 자료이며, 출처는 Datastream이다. 분석대상 기간은 2002년 2월 14일부터 2014년 10월 31일까지 총 3,168 거래일로 글로벌 금융위기와 유럽 재정위기 기간을 포함하여 최대한 확보 가능한 일자까지 분석에 포함하였다.

역내 외환시장에서 거래 체결과 함께 즉각적인 실패의 인수도와 대금결제 이루어지는 원/달러 현물환율은 해당 거래일의 종가를 사용하였다.<sup>7)8)</sup> 종가는

---

7) 현물환 거래의 이론적 개념은 거래당사자간 매매계약 체결과 함께 실패인수도와 대금결제가 즉각적으로 실현되는 거래이다. 하지만 실제의 현물환 거래 절차는 거래 지역간 시차와 지급지시, 자금이체처리 등의 실무적 절차로 외환매매 약정 후 통상 2영업일 이내에 이루어진다.

8) Thomson Reuters로부터 자료를 받아, 매 시간 고시하는 WM社의 WM/Reuters Closing Spot Rates이다.

그날의 원화에 대한 새로운 정보와 거래 당사자간 매매 활동의 전부가 축적되어 결정된 가격이라 할 수 있다. 주요 분석에서 사용된 역내 선물환율과 역외 NDF환율의 만기는 시장에서 가장 거래가 많이 이루어지는 만기 1년물과 만기 1개월물을 각각 사용하였다.<sup>9)</sup> 거래가 활발히 이루어진다는 것은 경쟁적인 효율적 시장으로서 사려는 사람과 파려는 사람이 무수히 많아 매입과 매도 호가간의 괴리(bid-ask spread)가 매우 낮은 상태가 유지되면서 효율적으로 가격발견이 이루어지는 시장을 의미한다. 따라서 시장 유동성과 가격발견 효율성은 정(+)의 관계를 예측할 수 있다.

아래 <그림 1>에서 실증 분석에서 사용한 각 환율 변수의 일별 시계열 추이를 제시하였다. 표본기간 동안 역내에서 거래되는 원/달러 현물환율 및 선물환율과 역외에서 거래는 NDF환율은 시장 동향 및 경기순환 주기에 따라 대내외 정보를 실시간으로 반영하며 거의 동일한 추세를 공유하는 것으로 나타났다.

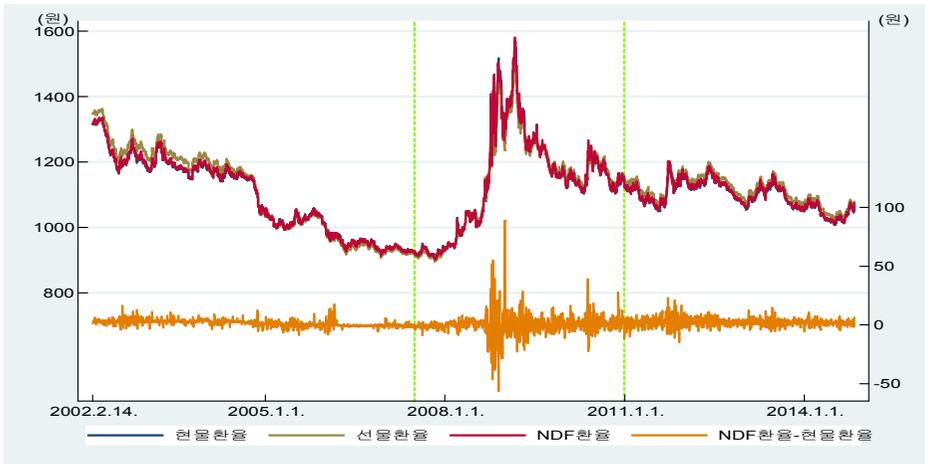
역내 원/달러 환율은 2000년 이후 수출실적 호조와 안정적인 경제성장에 힘입어 지속적으로 하락하는 모습을 보였다. 1,300원 후반 대를 기록하던 환율은 2002년 7.4%의 높은 경제성장률을 달성하며 원화의 가치는 900원 대까지 상승하였다. 이러한 低 환율 추이는 2007년 미국의 서브프라임모기지 위기가 표면화되기 시작하면서 원/달러 환율은 조금씩 상승 반전하는 모습을 보였고, 국제금융시장의 신용경색과 불안이 더해지면서 안전자산 선호에 따른 국제자본이 본격적으로 선진국으로 이동하며 원/달러 환율은 1,600원 수준까지 급등하는 모습을 나타내었다. 또한 이론적으로 미래 현물환율에 관한 정보를 포함하는 역내의 만기 1년물의 선물환율과 역외의 만기 1개월물 NDF환율의 움직임은 최소한 유안으로는 현물환율 추이와 큰 괴리를 보이지 않은 것으로 판단된다.

본고에서는 전체 표본기간에 대한 분석과 함께 2007년 미국 서브프라임모기지 사태로 촉발된 글로벌 금융위기와 유럽 재정위기로 인해 원/달러 환율의 변동성 수준이 증가하였던 기간을 구분하여 추가적인 분석을 실시하였다. 본 연구에서 설정한 위기 기간은 2007년 7월 1일부터 2010년 12월 31일( 878거래일)로 미국의 투자은행 가운데 5위였던 베어스턴스(Bear Sterns) 헤지펀드 2개사의

9) 선물환율은 WM/Reuters社에서 제공하는 최종 거래가격(종가)으로 호가주문의 매입(bid)과 매도(offer) 가격의 중간(mid) 값을 분석 자료로 사용하였다. NDF환율은 Tullett-Prebon社가 고시하는 최종거래가격의 mid 기준 환율이다. 두 환율 모두 선물환의 매입과 매도 거래로 결정되는 단순선물환율(forward outright rate) 고시 기준이다.

파산과 서브프라임 모기지 기반 MBS(mortgage-backed security), CMO(collateralized mortgage obligation), CDO(collateralized debt obligation) 등의 신용등급이 일제히 하락하며 위기가 증폭되었던 2007년 7월을 위기 기간의 시작으로 간주하였다.<sup>10)</sup> 이를 통해 환율의 변동성 수준이 증가하였던 위기 기간과 전체 표본기간 동안의 현물환 시장과 선물환 시장 간의 가격발견 과정과 역할 변화의 동학을 분석한다.

<그림 1> 원/달러 현물환율, 선물환율, NDF환율 일별 시계열 추이



주: 분석에서 사용한 환율 자료는 Datastream에서 제공하는 원/달러 현물환율, 원/달러 선물환율, 원/달러 NDF환율의 일별 빈도 시계열이다. 전체 기간에 대한 표본기간은 2002년 2월 14일부터 2014년 10월 31일까지의 총 3,168 거래일이다. 위기 기간에 대한 표본기간은 2007년 7월 1일부터 2010년 12월 31일까지의 총 878 거래일로, 그림에서 이를 구분선으로 나타냈다.

다음 <표 1>에서는 주요 분석 대상인 원/달러 현물환율, 선물환율, NDF환율 자료의 기초통계량을 제시하였다. 분석 대상 기간 동안 각 환율의 평균과 표준편차, 최소값, 최대값 등의 기초통계량은 역내 선물환과 역외 선물환인 NDF환율 모두 원/달러 현물환율과 근접함을 보였다. 또한 왜도(skewness)와 첨도

10) 같은 해 2월에는 미국 최대의 모기지 전문 대출회사인 New Century Financial이 파산보호를 신청하였고, 이는 이후 글로벌 금융위기의 전조였다. 그럼에도 증권 애널리스트는 장밋빛 전망을 내 놓았고, 신용평가기관(Moody's, Fitch, S&P 등)은 모기지 관련 증권에 대해서 높은 신용등급을 유지하였다.

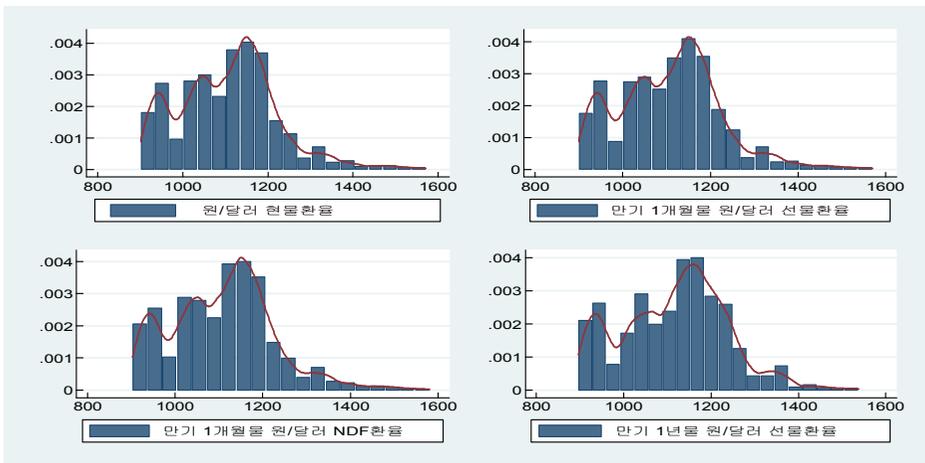
(kurtosis)를 이용하여 구성된 표본에 의한 경험적 분포의 정규성(normality) 여부를 검정하는 JB(Jarque Bera) 통계량과 <그림 2>에서 제시한 히스토그램에서 확인되는 것처럼 “경험적 분포가 정규분포로부터 추출된 것이다.”의 귀무가설이 모두 1% 유의수준에서 기각되었음을 확인할 수 있다. 즉, 왜도(대칭도)가 0보다 큰 양(+의 값을 가진 오른쪽으로 두툽고 긴 꼬리를 갖는 분포이고, 첨도가 3보다 큰 정규분포보다 뾰족한 분포(과첨 분포, leptokurtic distribution)임을 확인할 수 있었다.

<표 1> 분석 대상 환율 원 자료의 기초통계량

| 변수              | N     | 평균       | 표준<br>편차 | 최소값    | 최대값      | 왜도     | 첨도     | JB                   |
|-----------------|-------|----------|----------|--------|----------|--------|--------|----------------------|
| 현물환율            | 3,168 | 1,107.41 | 114.97   | 900.70 | 1,570.65 | 0.4972 | 3.5847 | 175.6356<br>(0.0000) |
| 선물환율<br>(1개월물)  | 3,168 | 1,108.46 | 115.16   | 899.45 | 1,570.20 | 0.4448 | 3.4686 | 133.4449<br>(0.0000) |
| 선물환율<br>(1년물)   | 3,168 | 1,116.11 | 119.11   | 895.70 | 1,538.00 | 0.1333 | 2.7569 | 17.18631<br>(0.0002) |
| NDF환율<br>(1개월물) | 3,168 | 1,108.76 | 115.44   | 902.50 | 1,580.50 | 0.4516 | 3.4647 | 136.1854<br>(0.0000) |

주: 분석 대상 환율 원 자료의 전체 표본기간에 대한 평균, 표준편차, JB 통계량 등의 기초분석 결과를 나타냈다. 가격 단위는 원 이다.  $JB = n \left[ \frac{\text{왜도}^2}{6} + \frac{(\text{첨도} - 3)^2}{24} \right] = \chi^2(2)$

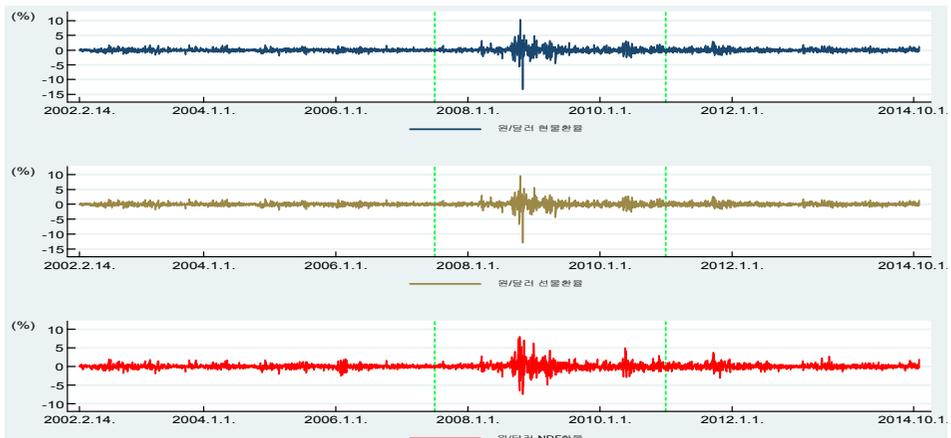
<그림 2> 분석 대상 환율 원 자료의 히스토그램



주: 환율 원 자료의 히스토그램과 커널함수(kernel function)를 활용하여 비모수적으로 밀도함수를 추정하였다. 하지만 환율은 불안정시계열로 이러한 히스토그램이나 비모수 밀도 추정이 무의미할 수 있다.

다음의 <그림 3>은 원/달러 현물환율, 선물환율과 NDF환율의 일별 증감률의 추이를 나타냈다. 상기 언급한 바와 같이 2007년 7월 1일부터 2010년 12월 31일까지를 위기 기간으로 구분하였고, 이 기간 동안 미국의 투자은행 리먼브러더스의 파산 영향으로 국제 금융시스템에 대한 불신과 공포가 심화되면서 환율의 일중 등락폭은 -13.26%에서 10.35%를 기록하며 환율의 변동성은 급격히 확대되었다. 마찬가지로 <그림 4>에서 상기 환율들의 증감률의 히스토그램 및 커널함수로 추정된 확률밀도함수의 분포에서도 평균을 중심으로 양(+), 음(-)의 극단치들이 넓게 퍼진 꼬리가 두터운 형태를 보이고 있다. 특히 흥미로운 점은 NDF환율의 일별 증감률의 변동성이 표본 전체 기간에서 현물환율은 물론 1년 만기의 선물환율의 일별 증감률의 변동성보다 큰 것으로 나타났다. 실제로 분석 대상 환율의 일별 증감률 자료의 기초통계량이 제시된 <표 2>를 보면 표본기간 동안 NDF환율의 절대값 평균(즉, 일별 증감률(=등락폭))의 크기는 평균적으로  $\pm 0.45\%$ 로 가장 큰 등락폭을 나타냈으며, 일평균 표준편차는 0.75%이었다. 이는 NDF시장이 갖는 역외와 역내가 연결된 특별한 형태의 시장구조와 복잡한 거래 과정에 기인한 것으로, 시장 거래 효율성 측면에서 역내 외환시장보다 역외 NDF 시장의 유동성이 상대적으로 부족함을 확인할 수 있다.

<그림 3> 원/달러 현물환율, 선물환율, NDF환율 일별 증감률 추이



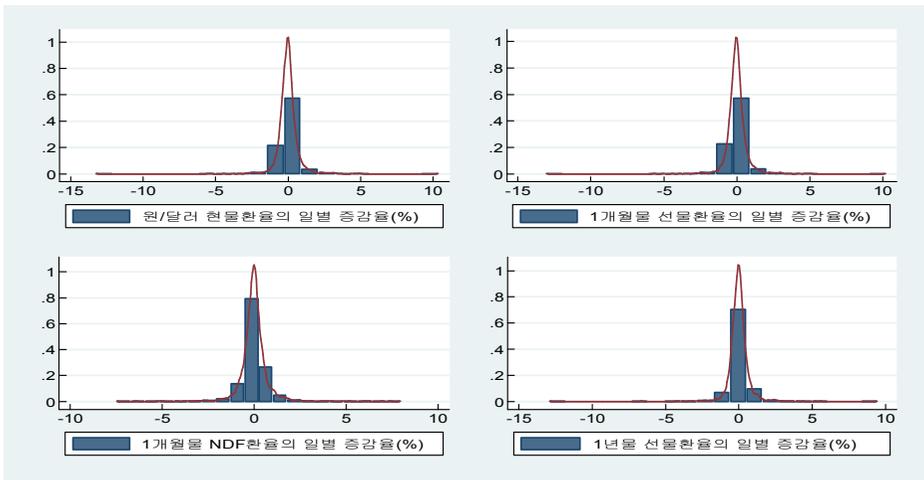
주: 일별 증감율은 로그차분 후 100을 곱하여 구하였다.

<표 2> 분석 대상 환율 일별 증감률 자료의 기초통계량

| 변수              | N     | 절대값<br>평균 | 평균       | 표준<br>편차 | 최소값      | 최대값     | 왜도      | 첨도      | JB                    |
|-----------------|-------|-----------|----------|----------|----------|---------|---------|---------|-----------------------|
| 현물환율            | 3,167 | 0.4240    | -0.00658 | 0.7260   | -13.2646 | 10.3506 | -0.7000 | 58.5880 | 408,013.5<br>(0.0000) |
| 선물환율<br>(1개월물)  | 3,167 | 0.4232    | -0.00660 | 0.7212   | -13.0533 | 10.2115 | -0.6654 | 57.0380 | 385,566.2<br>(0.0000) |
| 선물환율<br>(1년물)   | 3,167 | 0.4114    | -0.00704 | 0.6993   | -12.9036 | 9.4343  | -0.9762 | 58.7925 | 411,264.8<br>(0.0000) |
| NDF환율<br>(1개월물) | 3,167 | 0.4457    | -0.00642 | 0.7516   | -7.4717  | 7.9461  | 0.7957  | 24.9154 | 63,711.9<br>(0.0000)  |

주: 분석 대상 환율 일별 증감률 자료의 전체 표본기간에 대한 평균, 표준편차, JB 통계량 등의 기초분석 결과를 나타냈다. 증감률 단위는 %이다. 일별 증감률의 경우 양(+) 또는 음(-)의 값을 가지므로 증감률의 평균은 0에 가깝게 나타났으며, 일중 등락폭의 수준은 절대값 평균을 참조하라.

<그림 4> 분석 대상 환율 일별 증감률 자료의 히스토그램

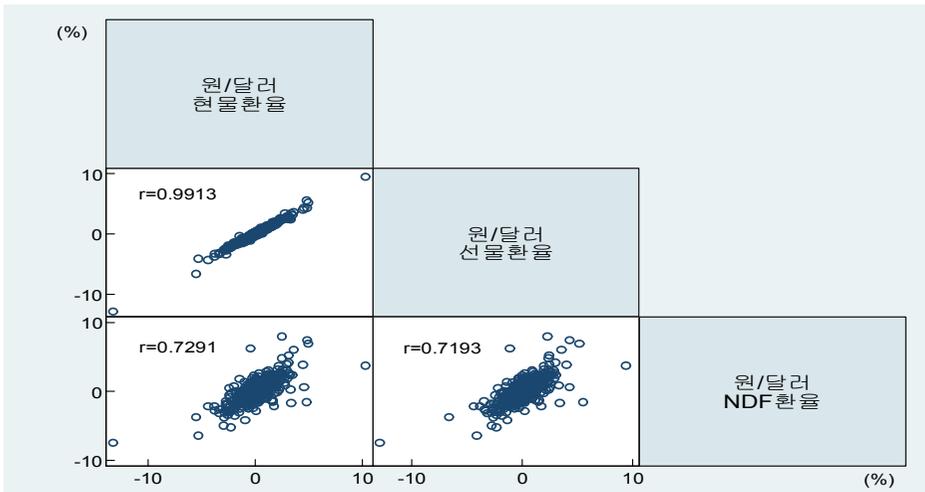


주: 분석 대상 환율 일별 증감률 자료의 히스토그램과 커널함수를 활용하여 비모수적으로 분석 대상 환율 원 자료의 확률밀도함수를 추정하였다.

다음 <그림 5>에서는 표본기간 동안 분석 대상 환율의 일별 증감율간 상호산포도와 상관계수를 나타냈다. 원화와 달러화의 교환비율인 원/달러 현물환율

과 공통적으로 원화를 기초자산으로 하는 선도환 거래 형태인 원/달러 선물환율, NDF환율의 일별 증감률 간에는 강한 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 특히 선물환율은 현물환율과 상관관계수가 1의 값에 거의 근접하였다. NDF환율 또한 현물환율과 선물환율과 강한 양의 상관관계를 지니는 것으로 나타나 상호 가격발견 과정에서 강한 영향력을 주고받고 있음을 예상할 수 있다.

<그림 5> 분석 대상 환율의 일별 증감율간 상호 산포도 및 상관관계 분석



주: 거래일의 역내외 원/달러 환율의 일별 증감률간 산포도 및 상관관계수를 나타냈다. 일별 증감률의 단위는 %이다.

## 2. 실증 분석 방법

본 연구에서는 역내 통화시장의 원/달러 현물환율과 선물환율, 역외 통화시장의 원/달러 NDF환율에 대한 일별 자료를 대상으로 역내외 통화시장간의 상호 가격발견 기여도를 추정한다. 이들 환율은 각각의 외환시장에서 실시간으로 거래가 이루어지며 수요와 공급에 의해 가격이 결정된다. 하지만 내재적으로 원화를 기초자산으로 하는 상기 환율들은 제각각 결정되는 것이 아니라 원화가치 변동에 대한 공통의 정보를 공유하며 이를 자신의 가격에 반영하는 것은 물론 동시에 관련 통화시장으로의 파급하는 과정을 반복하고 있음을 예측할 수 있다. 실제로 역내 시장 개장 시간외 가상적 원화에 대한 거래는 주요 역외 NDF 시

장을 통해 24시간 동안 실현되고 있다. 역내 현물환 시장의 장 마감 이후 원/달러 가치 변화에 미치는 수많은 정책 및 사건(event) 등의 영향은 원/달러 NDF 환율에 의해 실시간으로 가격발견이 이루어지며, 다음날 현물환과 선물환 가격 및 달러의 포지션 결정에 강한 영향을 미치고 있다. 따라서 본고에서는 이들 외환상품 시장간 상호 장기균형 관계를 규명하고, 이를 통해 달러화로 표시된 원화가치의 24시간 연속적인 가격발견 과정을 실증적으로 분석하는 것이 목적이다.

이를 바탕으로 현물환율, 선물환율과 NDF환율 간의 상호 가격발견에 대한 상대적 기여도를 추정하고, 이들 통화시장 간 장기균형 관계를 파악함으로써 상대적 시장 효율성에 대한 비교 평가가 가능할 것이다. 최근의 가격발견을 위한 분석 기법에는 크게 2가지로 구분할 수 있다. 하나는 Gonzalo and Granger(1995) permanent-transitory 분해를 통해 정보공헌도를 계산해 내는 것이며, 다른 하나는 Hasbrouck(1995)의 정보공헌도를 추정하는 것이다. 두 방법론 모두 식 (1)의 다변량 벡터  $X_t$ 의 VAR( $p^*$ )시스템으로부터 공적분 관계를 바탕으로 식 (2)의 VECM( $p^* - 1$ )으로의 전환이 필요하다.

$$X_t = c + \rho_1 X_{t-1} + \dots + \rho_p X_{t-p} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\epsilon_t \sim (0, \Omega)$$

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \epsilon_t \quad (2)$$

$$\epsilon_t \sim (0, \Omega)$$

상기 식에서  $X_t$ 는  $n \times 1$  벡터이고  $\alpha$ 는 오차수정항(error-correction term)  $\beta' X_{t-1}$ 의 가중치(weight) 개념인 조정계수(the error correction vector)로서  $n \times r$  행렬이다.  $\beta$ 는 공적분 벡터를 포함하는 행렬로  $r \times n$  행렬이며,  $r$ 은 공적분 위수(cointegration rank)이다.

본고에서는 공통 확률추세(common stochastic trend)를 공유하는 서로 공적분된 가격 시계열 변수들간 가격발견 효과를 추정하기 위해 Hasbrouck(1995)의 정보공헌도 방법론을 이용한다. 정보공헌도 분석은 본질적으로 공통 요인의 장

기영향(same long-run impact) 추세와 VEC 모형의 오차항의 분산공분산행렬 (variance covariance matrix,  $\Omega$ )을 고려하여 각 시장의 가격발견에 대한 상대적인 기여도를 비중으로 제시한다. 즉, 다변량 시계열 벡터  $X_t$ 에서 공통 요인 ( $f_t$ : common component)과 특정 요인( $\eta_t$ : specific component)의 분해를 통해 기간 동안의 새로운 정보유입으로 인한 시장 전체의 분산을 이용하여 시계열 변수들간 장기적이고 영속적인 관계를 분석한다.

$$X_{i,t} = f_t + \eta_{i,t} \quad (3)$$

$$\text{where, } f_t = f_{t-1} + \xi_t$$

여기에서,  $\xi_t$ 는 백색잡음과정(white noise process)을 따르며,  $\eta_t$ 는 평균 제로의 안정적인 교란항이다. 이는 다시 Wold 분해 정리(Wold decomposition theorem)를 이용하여  $X_t$ 를 아래의 벡터이동평균(vector moving average: VMA) 모형으로 표현 할 수 있다. 즉,  $f_0 = 0$ 을 가정하면 식 (4)와 같이 오차항( $\epsilon_1, \dots, \epsilon_t$ )의 형태로 나타낼 수 있다.

$$X_{i,t} = \Psi(1) \sum_{s=1}^t \epsilon_s + \eta_{i,t} \quad (4)$$

$$\text{where, } \Psi(1) = \begin{bmatrix} \Psi_{11}(1) & \dots & \Psi_{1n}(1) \\ \vdots & & \vdots \\ \Psi_{n1}(1) & \dots & \Psi_{nn}(1) \end{bmatrix}.$$

$$E(\epsilon_s \epsilon_s') = \Omega$$

위에서  $\Psi(1)$ 은  $n \times n$ 의 장기영향행렬(long-run impact matrix)이며, 식 (4)의 첫 번째 항은 공통 요인  $f_t$ 를 의미하고, 두 번째 항은 일시적 요인  $\eta_{i,t}$ 이다.

Hasbrouck(1995)은  $\eta_{i,t}$ 는  $X_{i,t}$ 에 영구적인 영향을 미치지 않는다고 하였으며, 식 (4)에서  $\Psi(1)\epsilon_t$ 가  $X$ 의 공통 요인에 대한 유일한 증분 요소이자 새로운

정보 유입에 대한 전체 장기영향(total long-run impact of the innovation)으로 시장의 정보공헌(information share)이라 정의하였다.

이로부터 VECM 오차항의 분산공산행렬  $\hat{\Omega}$ 와 VMA에서 장기영향행렬(long-run impact matrix)  $\hat{\Psi}(1)$ 를 추정한다. 벡터 시계열  $X_t$ 내의  $j$ 번째 시장의  $i$ 번째 시장에 대한 정보공헌도는 아래와 같이 계산한다.

$$S_{ij} = \frac{[\hat{\Psi}(1)C]_{ij}^2}{[\hat{\Psi}(1)\hat{\Omega}\hat{\Psi}(1)']_{ii}} \quad (5)$$

$$\text{where, } \hat{\Omega} = CC'$$

여기서, 분자의  $C$ 는 Hasbrouck(1995)이 관련 시계열간 오차항의 상관관계를 완화하기 위해 도입한 분산공산행렬  $\hat{\Omega}$ 의 출레스키 분해상 하방 삼각행렬(lower triangular matrix)이다. 분모 항은  $\Psi(1)\epsilon_t$ 의 분산,  $\text{var}(\Psi(1)\epsilon_t) = \Psi(1)\Omega\Psi(1)'$ 의 추정치로서  $i$ 번째 시장의 정보 유입에 대한 전체 분산을 의미한다.

한편, 일반적으로 출레스키 분해 시 정보공헌도의 추정치는 VAR모형의 변수 순서(ordering)에 의존한다. 출레스키 분해 전까지는 모든 추정치가 변수 순서에 따라 변화하지 않는다. 하지만 출레스키 분해를 통해 도출되는 각종 통계량은 변수 순서에 의존한다. 출레스키 분해가 앞서 위치한 변수가 이후에 위치한 변수에 비해 외생적이라는 가정을 부여하기 때문이다. 따라서 Hasbrouck(1995)은 외생성 가정과 함께 변수들의 순서를 바꿔가며 추정 비교 할 것을 조언하였다. 이에 본고에서는 3변량 시계열 내에서 역내 통화시장과 역외 통화시장의 개장 시간을 고려한 모든 경우의 수( $2! = 2$ 가지)를 고려하여 각각의 정보공헌도를 추정하고, 이들의 평균값, 최소값, 최대값을 제시한다.

이상의 방법론을 통하여 원/달러 현물환율, 선물환율, NDF환율의 3변량 시계열 벡터의 상호 가격발견 기여도를 추정할 수 있다.

## V. 실증 분석 결과

본 절에서는 앞서 논의한 바와 같이 원/달러 현물환율, 선물환율, NDF환율

시계열 벡터 간 상호 가격발견 기여도를 추정하기 위한 정보공헌도 분석 결과를 제시한다. 분석의 표본기간은 2002년 2월 14일부터 2014년 10월 31일까지 3,168 거래일이다. 본고에서는 전체 표본기간에 대한 분석을 포함하여, 미국발 글로벌 금융위기와 유럽 재정위기로 인해 원/달러 환율의 변동성이 급격히 증가하였던 기간을 고려하여 2007년 7월 1일부터 2010년 10월 31일까지의 기간을 대외적 요인으로 인한 위기 기간으로 간주하였다. 이를 기준으로 위기 이전 기간과 이후 기간에 대한 추가적인 분석을 실시하였다. 이를 통해, 시장의 공통 정보(common factor)를 공유하는 관련 환율간의 가격발견 동학(price discovery dynamics)의 관찰이 가능할 것으로 판단된다.

이를 바탕으로 이론적 견지에서 역외 NDF시장과 역내 통화시장에서의 연속적인 원화 가격발견 메커니즘을 규명하고자 한다. 즉,  $(t-1)$ 일 전날 밤 뉴욕 거래소의 원/달러 NDF환율 증가는  $t$ 일의 역내 외환시장 시초가로 연결될 가능성이 있다. 또한  $t$ 일의 역내 외환시장에서의 결정된 현물환과 선물환의 가격은  $t$ 일의 역외 원/달러 NDF환율의 가격 발견에 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다.

따라서 역내 통화시장의 폐장 시간 이후에도 원화 자체에 대한 거래는 없더라도 전 세계적으로 24시간 NDF 거래를 통해 원화가치에 대한 가격발견이 연속적으로 이루어지게 된다. 이러한 접근을 바탕으로 본고의 분석 대상 시계열 모형은 아래와 같다.  $S_t$ 는  $t$ 거래일의 원/달러 현물환율이며  $F_t$ 는  $t$ 거래일의 원/달러 선물환율이다. 마지막으로  $N_{t-1}$ 과  $N_t$ 는  $(t-1)$ 거래일, 즉 역외 시장의 전 거래일 기준의 원/달러 NDF환율과  $t$ 거래일의 원/달러 NDF환율이다.

$$\text{모형 I } X_t = [\ln N_{t-1}, \ln S_t, \ln F_t]' \quad (6)$$

$$\text{모형 II } Y_t = [\ln S_t, \ln F_t, \ln N_t]'$$

모형 I에서  $X_t$ 는  $3 \times 1$  벡터 시계열이며, 각각의 환율에 자연대수를 취한 값이다.  $t$ 일의 역내 시장의 현물환과 선물환 거래에는  $(t-1)$  전 거래일의 역외 NDF 시장 동향으로부터 순차적으로 영향을 미치므로 이를 고려하여  $(t-1)$ 일의 NDF환율을 포함하였다. 즉, 전 거래일의 역외 NDF환율은  $t$ 일의 역내 통화시장의 환율에 비해 사전적으로 결정되는 변수이므로, VEC모형의 변수 순서에

서 가장 우선한다. 모형 II에서  $Y_t$ 는  $3 \times 1$  벡터 시계열로 각 환율에 자연대수를 취한 값으로, 같은  $t$ 거래일을 기준으로 역내외 통화시장의 원/달러 환율을 포함하였다. 마찬가지로  $t$ 일 오전, 역내에서 동일한 시간대에 먼저 장이 운영되는 현·선물환 시장과 이후  $t$ 일 밤에 거래가 시작되는 역외 NDF 시장의 시차를 고려하여  $[\ln S_t, \ln F_t, \ln N_t]'$ ,  $[\ln F_t, \ln S_t, \ln N_t]'$ 의 2가지 변수 순서의 경우를 모두 분석한다. 이에 정보공헌도는 VAR( $p$ ) 모형으로부터 공적분 관계하에 전환된 VECM( $p-1$ )으로부터 추정된다.

정보공헌도를 이용한 다변량 시계열 가격발견 분석에 있어 기존 연구와 크게 다른 점은 모든 시장정보 유입에 의한 상호 영향 관계를 보는 것이 아닌 공통요인(common factor)에 의한 가격정보 유입에 따른 상호 가격발견 과정상의 장기적인 변동성을 관찰하는 것이다. 이에 각 통화시장의 정보 유입에 대한 반응성과 상호 전달력의 수준을 측정하는 것이 가능하다. 본고에서는 상술한 방법론을 바탕으로 원화를 기초자산으로 공통 요인을 공유하는 현물환과 선물환의 다변량 시계열 벡터를 구성하여, 가격정보 유입에 따른 관련 통화시장간 장기균형 관계의 동학을 파악하고자 하였다. 이를 통해 공통 확률추세를 공유하는 공적분화 되어 있는 관련 통화시장간 어떠한 시장이 새로운 시장정보에 더 빠르게 반응하여 스스로의 가격에 잘 반영하는가는 물론 상호 가격발견 측면에서 어느 시장이 주도적으로 가격정보를 전달하며, 그 크기는 어느 정도인지를 실증 분석하였다.

〈표 3〉에서는 원/달러 현물환율, 원/달러 선물환율, 원/달러 NDF 환율의 다변량 시계열 벡터  $X_t = [\ln N_{t-1}, \ln S_t, \ln F_t]'$ 를 구성하여 이에 대한 정보공헌도 분석 결과를 제시하였다. 이를 통해 각 시장의 동시적 상호 가격발견 영향력을 비교 분석하고자 하였다. 앞서 언급한 바와 같이 Hasbrouck(1995)의 정보공헌도 추정치의 결과는 변수 순서(ordering)에 의존하므로 본고에서는 역내외 통화시장간 개장 시간 차이를 고려하여 가능한 모든 변수 순서에 대해 정보공헌도를 추정 후 이들의 평균값, 최소값, 최대값을 제시하였다.

Panel A.의 전체 표본기간에 대해 상기 환율들은 하나의 공적분 위수를 갖는 것으로 나타났고, VAR 모형을 통해 최적시차  $p^* = 5$ 를 결정하였다. 이를 바탕으로 VECM(4) 시스템 하에서 분산공분산 매트릭스  $\Omega$  와 장기영향행렬  $\Psi(1)$

을 통해 추정된 정보공헌도는 다음과 같다. 각 통화시장의 상호 가격발견은 현물환율과 선도환율에 의해 주도적으로 이루어지며, 시장정보에 반응하여 이를 스스로의 가격에 반영하는 동시에 공통 요인을 공유하는 관련 통화시장으로 가격정보를 전달하고 있는 것으로 파악된다. 특히 유동성 측면에서 엄청난 거래규모를 보이는 역내 통화시장의 현물환 시장과 선물환 시장이 역외 통화시장의 원/달러 NDF 시장에 비해 가격발견 기능이 두드러지는 것으로 나타났다.

다음으로 Panel B.의 위기 이전 기간에 대한 분석 결과를 살펴보자. VAR 모형에서 SC 정보기준을 통해 최적시차  $p^* = 1$  을 결정하였고, 공적분 검정 결과 하나의 공적분 위수를 가지는 것으로 나타났다. 정보공헌도 분석 결과, 위기 이전의 기간에는 역내 통화시장의 현물환율과 선물환율이 상호 가격발견 과정에서 역내외 다른 환율의 가격발견에 평균적으로 약 50%의 상당한 영향력을 미치는 것으로 나타났다. 반면에 역외 NDF환율은 스스로의 가격발견과 역내 환율들의 가격발견에 거의 영향을 미치지 못하고 있는 것으로 추정되었다. 이는 1999년 4월, 외환자유화조치 이후 역외 비거주자와 국내 외국환은행 간의 NDF 거래가 허용된 이래 NDF 거래 규모가 꾸준히 증가하였으나, 그 절대적인 규모는 역내 통화시장의 거래 규모에 비해 상당히 낮아 역내 통화시장의 환율의 가격발견에는 크게 영향을 미치지 못한 것으로 나타났으며, 반대로 자신의 가격발견 과정에서 원화의 공통정보를 공유하는 역내 현물환율과 선물환율에 크게 영향을 받은 것으로 판단된다.

Panel C.의 위기 기간의 상호 환율간에는 전체 기간과 마찬가지로 요한센 공적분 검정을 통해 하나의 공적분 관계가 존재하는 것으로 판별 되었다. 이를 바탕으로 최적시차  $p^* = 2$  에서 위기 기간의 상호 환율간 가격발견 영향력의 변화를 분석하였다. 전체 표본기간과 비교하여 위기 기간의 상호 가격발견의 동학은 크게 변하지 않았으나, 역외 NDF환율의 상대적 가격발견 영향력이 다소 증가하였고, 현물환율과 선물환율의 가격발견에 최대 30% 정도 기여를 했음이 추정되었다. 이는 위기 기간의 대외적 요인으로 인한 원화에 대한 정보가 NDF 거래에 빠르게 반영되고, 또한 역내 통화시장에 대한 역외거래의 영향력이 지속적으로 확대된 것으로 판단된다.

Panel D.는 위기 이후 기간에 대한 정보공헌도 분석 결과를 제시하였다. 역내외 원/달러 환율간에는 하나의 공적분 관계가 있음을 확인하였으며, SC 정보기

준을 이용하여 최적시차  $p^* = 1$  을 결정하였다. 분석 결과, 최근의 역내외 통화 시장의 상호 가격발견은 위기 이전 기간의 결과와 비교하여 역외 NDF 시장의 가격발견 영향력이 상당히 증대된 것으로 나타났다. 이는 원/달러 NDF 거래가 세계주요 외환시장에서 시차를 두고 24시간 내내 이어지고, 원/달러 외환거래의 연속성과 거래규모가 지속적으로 증가하면서 역내외 통화시장간의 연계성이 강화된 결과로 판단된다.

하지만, 이러한 결과에 대해 주의해야 할 점이 있다. 본 연구에서는 모든 순서의 모형에 대해 정보공헌도를 추정하였으나 출레스키 분해의 관여에 따라 그 결과가 상당히 달라짐을 보였다. 즉, 평균적으로 3개의 통화시장간 역내외 현물환 시장과 선물환 시장이 역외 NDF 시장에 비해 상호 가격발견 측면에서 주도적 역할을 하고 있음은 분명하나 그 기여도 수준은 변수 순서의 가정에 따라 최소, 최대치의 범위가 매우 크게 나타나 역내 통화시장의 가격발견 기능의 효과를 정확히 식별해내지 못하고 있음을 유의할 필요가 있다. 이는 앞서 <그림 5>의 상관분석의 결과에서 확인되는 바와 같이 역내 통화시장의 원/달러 현물환율과 선물환율 간의 1에 가까운 강한 상관관계로부터 기인하는 것으로 평가된다. 특히 시간 축적(time aggregation)의 확대는 원화라는 내재가치를 기준으로 가격정보를 공유하는 두 시장의 환율 시계열간 오차항의 상관성 수준을 점점 강하게 하는 것으로 보이며, 이는 당연히도 상호 가격발견 형성 과정에서 서로 깊은 영향력을 주고받는 관계에 있음을 의미한다.

이에 본고에서는 역내 통화시장의 원/달러 현물환율과 선물환율의 높은 상관관계로 인해 세 변수간 가격발견에 대한 정보공헌도 식별에 근본적 제약이 존재하므로 다음의 2가지 단계로 분석을 실시하였다. 먼저, 매우 동질적인 확률 추세를 가지는 역내외 원/달러 현물환율과 선도환율의 시계열 자료를 이용하여 2변량( $2 \times 1$ ) 벡터의 정보공헌도를 추정한다. 이를 통해 역내 시장에서 현물환 시장과 선물환 시장의 상호 가격발견 과정에서의 상대적 영향력을 비교 할 수 있다. 다음으로, 각 역내 통화시장과 역외 NDF 시장의 2변량 벡터 시계열을 구성하여 동일하게 상호 통화시장간의 정보공헌도를 추정하는 것이다. 이 경우는 아래와 같이 2가지의 모형이다. 즉, 하나는 역내 현물환 시장과 역외 NDF 시장의 분석이며, 다른 하나는 역내 선물환 시장과 역외 NDF 시장 간의 분석이다.

모형 1) 역내 통화시장간 정보공헌도 분석 I

$$- X_t = [\ln S_t, \ln F_t]'$$

모형 2) 역내외 통화시장간 정보공헌도 분석 II

$$- X_t = [\ln N_{t-1}, \ln S_t]', [\ln S_t, \ln N_t]'$$

모형 3) 역내외 통화시장간 정보공헌도 분석 III

$$- X_t = [\ln N_{t-1}, \ln F_t]', [\ln F_t, \ln N_t]'$$

상기 절차에 따라 다음의 <표 5>에서 모형 1)의 역내 통화시장의 가격발견 과정에 대한 정보공헌도 분석 결과를 제시하였다. 역내 통화시장에서 두 시장간의 상대적 가격발견 기여도를 관찰하기 위해 가능한 모든 가지 수( $2C_1=2$ )에 대한 이변량 정보공헌도 분석 결과이며, <표 6>와 <표 7>은 모형 2)와 모형 3)의 역내외 통화시장간 이변량 정보공헌도 분석 결과이다. 상기 언급한 바와 같이 역내 통화시장과 역외 통화시장은 시차를 두고 거래가 이루어지므로,  $(t-1)$  거래일의 역외 NDF 시장의 원/달러 환율과  $t$  거래일의 NDF 환율을 모두 고려하여, 24시간 내내 이루어지는 가격발견 과정을 비교 분석하고자 하였다.

먼저 <표 5>의 역내 현물환율과 선물환율의 정보공헌도 추정 결과를 살펴보면, 전체 표본기간에 대해 선물환율은 평균적으로 현물환율의 가격발견에 55% 정도를 기여하고 있으며, 반면에 현물환율은 스스로의 가격발견과 선물환율의 가격발견에 약 44%의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 원/달러 변동성 수준이 급격히 증가했던 금융위기 기간으로 한정하였을 때의 가격발견 동향은 현물환율의 정보공헌도가 약 54% 수준으로 위기의 기간에 현물환율의 가격발견 기능이 더 뛰어났던 것으로 판단되었다. 이는 국제금융시장의 신용경색 여파로 인해 원/달러 현물환 시장의 변동성이 증가했던 시기에는 선물환 시장의 현물환 시장에 대한 효율성과 불편성 성립이 크게 이탈함에 따라 거래 위축과 시장참여자의 일반적 경제행위에 제한이 존재한 결과임을 추측해 볼 수 있다. 또한 위기 이후, 최근의 두 역내 통화시장의 원/달러 환율간 상호 가격발견 기여도는 평균적으로 약 50%의 비슷한 정보공헌 수준을 나타내며, 시장정보의 유입에 대한 가격발견이 양 방향으로 밀접하게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

다음으로 <표 6>의 역내외 원/달러 현물환율과 역외에서 거래되는 원/달러 NDF 환율의 정보공헌도 분석 결과를 보자. 특기할 점은 사전적으로 밤사이 역

외의 뉴욕 외환거래소에서 결정되는  $(t-1)$ 의 NDF환율의 증가가  $t$ 일의 현물환율에 강한 영향을 미칠 것으로 예상하였고, 기초분석의 상관계수 또한 72.91%로 매우 높아 NDF환율의 현물환율에 대한 가격발견 기능에 주목하였으나, 실제 분석에서는 현물환율과 NDF환율 간의 상대적 가격발견은 현물환율에 의해 주도적으로 이루어지고 있음을 알 수 있었다. 이러한 결과는 정보공헌도 분석이 단순히 시계열간 시차를 두고 선행-후행 관계를 파악하는 것이 아니라, 각각의 시장이 시장정보에 반응하여 균형가격으로 수렴하는 과정상의 장기적인 가격발견 영향력을 측정한다는 사실에 근거한다. 즉, 정보 효율성 측면에서 시장 유동성이 높은 역내 현물환 시장이 역외 NDF 시장에 비해 원화가치 변동에 대한 정보를 가격에 빠르게 반영하고, 이를 NDF 시장에 전달하는 것으로 나타났다. 이는  $(t-1)$ 일의 NDF환율을 포함한 Panel A.의 분석 결과는 Panel B.의 같은  $t$  거래일 기준의 분석 결과와 일치하는 것으로, 역내 현물환 시장의 가격발견에 대한 상대적 영향력이 매우 큰 것으로 추정되었다. 또한 위기 기간에도 정보공헌 수준에서 차이를 보이지만, 현물환율의 가격발견 기여도가 NDF환율에 비해 상대적으로 더 큰 것으로 나타났다.

마지막으로 <표 7>에서는 역내 선물환율과 선물환 거래의 일종인 역외 NDF 환율 간의 정보공헌도 분석 결과를 제시하였다. Panel A.와 B.의 두 모형에서 모두 위기 기간을 포함한 전체 표본기간에 걸쳐 역내 선물환율의 정보공헌도는 약 90%가 넘는 수준으로 공통 확률추세를 공유하는 선물환 시장 간 가격발견은 역내 외환시장에서 주도하고 있는 것으로 나타났다. 이는 <표 6>의 역내 현물환 시장과 역외 NDF 시장의 정보공헌도 분석 결과와 일치하는 것으로, NDF 시장이 갖는 역외와 역내가 연결된 특별한 형태의 시장구조와 복잡한 거래 과정에 기인하여, 역내 선물환시장이 역외 시장보다 정보 효율성 측면에서 상대적으로 더 우월한 것으로 판단된다. 한편 원/달러 변동성이 증가하였던 위기 기간에 대한 분석 결과를 보면, NDF환율의 가격발견에 관한 정보공헌도의 최대치가 약 52%까지 상승한 것을 확인할 수 있다. 이러한 결과는, 시장의 정보 효율성 측면과 더불어 전 세계적인 위기 기간의 원/달러 환율의 변동이 국제금융시장의 대외 요인에 의해 크게 영향을 크게 받았으며, 동 요인으로 인한 원화가치 변동에 대한 정보가 NDF 거래에 빠르게 반영된 결과임을 시사한다.

〈표 3〉 3변량 정보공헌도 추정 결과

Panel A. 전체 기간(2002.2.14.-2014.10.31.)

|       |     | 현물환율  | 선물환율  | NDF환율 |
|-------|-----|-------|-------|-------|
| 현물환율  | 평균값 | 37.19 | 37.88 | 24.93 |
|       | 최소값 | 0.12  | 0.82  | 24.93 |
|       | 최대값 | 74.25 | 74.95 | 24.93 |
| 선물환율  | 평균값 | 35.49 | 39.24 | 25.27 |
|       | 최소값 | 0.81  | 4.57  | 25.27 |
|       | 최대값 | 70.16 | 73.91 | 25.27 |
| NDF환율 | 평균값 | 37.01 | 38.00 | 24.99 |
|       | 최소값 | 0.06  | 1.04  | 24.99 |
|       | 최대값 | 73.96 | 74.95 | 24.99 |

Panel B. 위기 이전 기간(2002.2.14.-2007.6.31.)

|       |     | 현물환율  | 선물환율  | NDF환율 |
|-------|-----|-------|-------|-------|
| 현물환율  | 평균값 | 50.00 | 48.54 | 1.47  |
|       | 최소값 | 1.46  | 0.00  | 1.47  |
|       | 최대값 | 98.53 | 97.08 | 1.47  |
| 선물환율  | 평균값 | 48.57 | 50.08 | 1.35  |
|       | 최소값 | 0.00  | 1.50  | 1.35  |
|       | 최대값 | 97.15 | 98.65 | 1.35  |
| NDF환율 | 평균값 | 49.87 | 48.67 | 1.46  |
|       | 최소값 | 1.22  | 0.01  | 1.46  |
|       | 최대값 | 98.53 | 97.32 | 1.46  |

**Panel C. 위기 기간(2007.7.1.-2010.12.31.)**

|        |     | 현물환율  | 선물환율  | NDF 환율 |
|--------|-----|-------|-------|--------|
| 현물환율   | 평균값 | 35.39 | 34.61 | 30.00  |
|        | 최소값 | 0.92  | 0.14  | 30.00  |
|        | 최대값 | 69.87 | 69.08 | 30.00  |
| 선물환율   | 평균값 | 33.40 | 35.93 | 30.67  |
|        | 최소값 | 0.10  | 2.63  | 30.67  |
|        | 최대값 | 66.70 | 69.23 | 30.67  |
| NDF 환율 | 평균값 | 35.16 | 34.72 | 30.11  |
|        | 최소값 | 0.69  | 0.25  | 30.11  |
|        | 최대값 | 69.64 | 69.20 | 30.11  |

**Panel D. 위기 이후 기간(2011.1.1.-2014.10.31.)**

|        |     | 현물환율  | 선물환율  | NDF 환율 |
|--------|-----|-------|-------|--------|
| 현물환율   | 평균값 | 35.99 | 35.11 | 28.90  |
|        | 최소값 | 0.89  | 0.00  | 28.90  |
|        | 최대값 | 71.10 | 70.21 | 28.90  |
| 선물환율   | 평균값 | 35.54 | 36.50 | 27.96  |
|        | 최소값 | 0.00  | 0.97  | 27.96  |
|        | 최대값 | 71.08 | 72.04 | 27.96  |
| NDF 환율 | 평균값 | 35.98 | 35.14 | 28.89  |
|        | 최소값 | 0.84  | 0.00  | 28.89  |
|        | 최대값 | 71.11 | 70.27 | 28.89  |

주: 모형 1의 벡터  $X_t = [\ln N_{t-1}, \ln S_t, \ln F_t]'$ 에 대한 정보공헌도 분석 결과를 나타냈다. 역내의 통화시장의 시차를 고려하여  $(t-1)$ 일의 역외 NDF환율은 VEC 모형의 변수 순서(odering)에서 가장 우선한다. 이하 모든 순서에 대한 정보공헌도를 추정하여, 이들의 평균값, 최소값, 최대값을 제시하였다. 단위는 %이며, “표의 열에 제시된 환율( $X_1, X_2, X_3$ )은 행에 제시된 환율( $Y_1, Y_2, Y_3$ )의 가격발견에 기여한다.”라고 해석

할 수 있다. 즉,  $\sum_{j=1}^3 S_{ij} = 100(\%)$ , where  $i = 1, 2, 3$

〈표 4〉 3변량 정보공헌도 추정 결과 -II

Panel A. 전체 기간(2002.2.14.-2014.10.31.)

|       |     | 현물환율  | 선물환율  | NDF환율 |
|-------|-----|-------|-------|-------|
| 현물환율  | 평균값 | 38.05 | 39.06 | 22.89 |
|       | 최소값 | 0.06  | 1.07  | 22.89 |
|       | 최대값 | 76.04 | 77.04 | 22.89 |
| 선물환율  | 평균값 | 37.03 | 41.11 | 21.86 |
|       | 최소값 | 0.93  | 5.01  | 21.86 |
|       | 최대값 | 73.14 | 77.21 | 21.86 |
| NDF환율 | 평균값 | 37.94 | 39.23 | 22.82 |
|       | 최소값 | 0.02  | 1.31  | 22.82 |
|       | 최대값 | 75.87 | 77.16 | 22.82 |

Panel B. 위기 이전 기간(2002.2.14.-2007.6.31.)

|       |     | 현물환율  | 선물환율  | NDF환율 |
|-------|-----|-------|-------|-------|
| 현물환율  | 평균값 | 50.06 | 48.49 | 1.44  |
|       | 최소값 | 1.58  | 0.00  | 1.44  |
|       | 최대값 | 98.55 | 96.98 | 1.44  |
| 선물환율  | 평균값 | 48.67 | 50.04 | 1.29  |
|       | 최소값 | 0.00  | 1.38  | 1.29  |
|       | 최대값 | 97.33 | 98.70 | 1.29  |
| NDF환율 | 평균값 | 49.94 | 48.62 | 1.43  |
|       | 최소값 | 1.33  | 0.00  | 1.43  |
|       | 최대값 | 98.56 | 97.24 | 1.43  |

**Panel C. 위기 기간(2007.7.1.-2010.12.31.)**

|       |     | 현물환율  | 선물환율  | NDF환율 |
|-------|-----|-------|-------|-------|
| 현물환율  | 평균값 | 34.61 | 31.73 | 33.66 |
|       | 최소값 | 3.13  | 0.25  | 33.66 |
|       | 최대값 | 66.08 | 63.21 | 33.66 |
| 선물환율  | 평균값 | 32.71 | 33.26 | 34.03 |
|       | 최소값 | 0.18  | 0.73  | 34.03 |
|       | 최대값 | 65.25 | 65.80 | 34.03 |
| NDF환율 | 평균값 | 34.40 | 31.85 | 33.75 |
|       | 최소값 | 2.69  | 0.14  | 33.75 |
|       | 최대값 | 66.11 | 63.56 | 33.75 |

**Panel D. 위기 이후 기간(2011.1.1.-2014.10.31.)**

|       |     | 현물환율  | 선물환율  | NDF환율 |
|-------|-----|-------|-------|-------|
| 현물환율  | 평균값 | 37.34 | 35.70 | 26.96 |
|       | 최소값 | 1.78  | 0.15  | 26.96 |
|       | 최대값 | 72.89 | 71.25 | 26.96 |
| 선물환율  | 평균값 | 37.01 | 37.14 | 25.85 |
|       | 최소값 | 0.17  | 0.30  | 25.85 |
|       | 최대값 | 73.85 | 73.98 | 25.85 |
| NDF환율 | 평균값 | 37.33 | 35.72 | 26.95 |
|       | 최소값 | 1.74  | 0.14  | 26.95 |
|       | 최대값 | 72.91 | 71.31 | 26.95 |

주: 3변량 모형 II의 벡터  $Y_t = [\ln S_t, \ln F_t, \ln N_t]'$ 에 대한 정보공헌도 분석 결과를 나타냈다. 역내외 통화시장의 시차를 고려하여  $t$ 일의 역외 NDF환율은 VEC 모형의 변수 순서(odering)에서 가장 나중에 위치한다. 이하 모든 순서에 대한 정보공헌도를 추정하여 이들의 평균값, 최소값, 최대값을 제시하였다. 단위는 %이며, “표의 열에 제시된 환율( $X_1, X_2, X_3$ )은 행에 제시된 환율( $Y_1, Y_2, Y_3$ )의 가격발견에 기여한다.”라고 해석할 수 있다. 즉,  $\sum_{j=1}^3 S_{ij} = 100(\%)$ , where  $i = 1, 2, 3$

〈표 5〉 역내 통화시장간 2변량 정보공헌도 추정 결과

|              |      |     | 현물환율  | 선물환율  |
|--------------|------|-----|-------|-------|
| (a) 전체 기간    | 현물환율 | 평균값 | 44.87 | 55.13 |
|              |      | 최소값 | 13.86 | 24.13 |
|              |      | 최대값 | 75.87 | 86.14 |
|              | 선물환율 | 평균값 | 44.71 | 55.29 |
|              |      | 최소값 | 15.26 | 25.84 |
|              |      | 최대값 | 74.16 | 84.74 |
| (b) 위기 이전 기간 | 현물환율 | 평균값 | 44.65 | 55.35 |
|              |      | 최소값 | 21.44 | 32.14 |
|              |      | 최대값 | 67.86 | 78.56 |
|              | 선물환율 | 평균값 | 44.65 | 55.35 |
|              |      | 최소값 | 21.37 | 32.06 |
|              |      | 최대값 | 67.94 | 78.63 |
| (c) 위기 기간    | 현물환율 | 평균값 | 54.35 | 45.65 |
|              |      | 최소값 | 16.06 | 7.35  |
|              |      | 최대값 | 92.65 | 83.94 |
|              | 선물환율 | 평균값 | 54.34 | 45.66 |
|              |      | 최소값 | 15.99 | 7.30  |
|              |      | 최대값 | 92.70 | 84.01 |
| (d) 위기 이후 기간 | 현물환율 | 평균값 | 49.42 | 50.58 |
|              |      | 최소값 | 0.02  | 1.17  |
|              |      | 최대값 | 98.83 | 99.98 |
|              | 선물환율 | 평균값 | 49.42 | 50.58 |
|              |      | 최소값 | 0.02  | 1.17  |
|              |      | 최대값 | 98.83 | 99.98 |

주: 2변량 모형 I의 벡터  $X_t = [\ln S_t, \ln F_t]'$ 에 대한 정보공헌도 분석 결과를 나타냈다. VEC모형의 순서(odering)를 모두 고려하여 2개의 정보공헌도를 추정하여, 이들의 평균값, 최소값, 최대값을 제시하였다. 단위는 %이며, “표의 열에 제시된 환율 ( $X_1, X_2$ )은 행에 제시된 환율 ( $Y_1, Y_2$ )의 가격발견에 기여한다.”라고 해석할 수 있다.

즉,  $\sum_{j=1}^2 S_{ij} = 100(\%)$ , where  $i = 1, 2$

〈표 6〉 역내의 통화시장간 2변량 정보공헌도 추정 결과

Panel A.  $X_t = [\ln N_{t-1}, \ln S_t]$ 의 정보공헌도 추정

|              |       | 현물환율      | NDF환율     |
|--------------|-------|-----------|-----------|
| (a) 전체 기간    | 현물환율  | 77.818240 | 22.181760 |
|              | NDF환율 | 77.818238 | 22.181762 |
| (b) 위기 이전 기간 | 현물환율  | 98.173660 | 1.8263405 |
|              | NDF환율 | 98.173664 | 1.8263356 |
| (c) 위기 기간    | 현물환율  | 72.607542 | 27.392458 |
|              | NDF환율 | 72.607531 | 27.392469 |
| (d) 위기 이후 기간 | 현물환율  | 71.223737 | 28.776263 |
|              | NDF환율 | 71.223738 | 28.776262 |

Panel B.  $X_t = [\ln S_t, \ln N_t]$ 의 정보공헌도 추정

|              |       | 현물환율      | NDF환율     |
|--------------|-------|-----------|-----------|
| (a) 전체 기간    | 현물환율  | 75.320604 | 24.679396 |
|              | NDF환율 | 75.320616 | 24.679384 |
| (b) 위기 이전 기간 | 현물환율  | 98.062403 | 1.9375972 |
|              | NDF환율 | 98.062407 | 1.9375933 |
| (c) 위기 기간    | 현물환율  | 65.609763 | 34.390237 |
|              | NDF환율 | 65.609787 | 34.390213 |
| (d) 위기 이후 기간 | 현물환율  | 72.994285 | 27.005715 |
|              | NDF환율 | 72.994313 | 27.005687 |

주: Panel A.에서는 2변량 모형Ⅱ의 벡터  $X_t = [\ln N_{t-1}, \ln S_t]'$  즉, 역내의 통화시장의 현물환율과  $(t-1)$ 일의 NDF환율에 대한 정보공헌도 분석 결과를 제시하였다. Panel B.는 모형Ⅱ의 2변량 벡터  $X_t = [\ln S_t, \ln N_t]'$  즉,  $t$ 일의 현물환율과 NDF환율 간의 정보공헌도 분석 결과를 나타냈다. 단위는 %이며, 양 시장의 상호 가격발견에 대한 정보공헌도의 합은 100이다.

**<표 7> 역내의 통화시장간 2변량 정보공헌도 추정 결과 - II**

**Panel A.  $X_t = [\ln N_{t-1}, \ln F_t]$ 의 정보공헌도 추정**

|              |       | 선물환율      | NDF환율     |
|--------------|-------|-----------|-----------|
| (a) 전체 기간    | 선물환율  | 92.963087 | 7.036913  |
|              | NDF환율 | 92.767998 | 7.232002  |
| (b) 위기 이전 기간 | 선물환율  | 68.594287 | 31.405713 |
|              | NDF환율 | 68.594494 | 31.405506 |
| (c) 위기 기간    | 선물환율  | 66.636285 | 33.363715 |
|              | NDF환율 | 66.636296 | 33.363704 |
| (d) 위기 이후 기간 | 선물환율  | 76.317467 | 23.682533 |
|              | NDF환율 | 76.317479 | 23.682521 |

**Panel B.  $X_t = [\ln F_t, \ln N_t]$ 의 정보공헌도 추정**

|              |       | 선물환율      | NDF환율     |
|--------------|-------|-----------|-----------|
| (a) 전체 기간    | 선물환율  | 90.511387 | 9.4886126 |
|              | NDF환율 | 90.326254 | 9.6737463 |
| (b) 위기 이전 기간 | 선물환율  | 70.582396 | 29.417604 |
|              | NDF환율 | 70.582495 | 29.417505 |
| (c) 위기 기간    | 선물환율  | 47.894633 | 52.105367 |
|              | NDF환율 | 47.894654 | 52.105346 |
| (d) 위기 이후 기간 | 선물환율  | 73.299085 | 26.700915 |
|              | NDF환율 | 73.299071 | 26.700929 |

주: Panel A.에서는 2변량 모형Ⅲ의 벡터  $X_t = [\ln N_{t-1}, \ln F_t]'$  즉, 역내의 통화시장의 선물환율과  $(t-1)$ 일의 NDF환율에 대한 정보공헌도 분석 결과를 제시하였다. Panel B.는 2변량 모형Ⅲ의 벡터  $X_t = [\ln F_t, \ln N_t]'$  즉,  $t$ 일의 선물환율과 NDF환율 간의 정보공헌도 분석 결과를 나타냈다. 단위는 %이며, 양 시장의 상호 가격발견에 대한 정보공헌도의 합은 100이다.

## VI. 결론 및 시사점

본 연구는 달러화로 표시하는 원화에 대한 가격발견의 동학을 분석하였다. 원화의 24시간 거래를 가능케 하는 역외 통화시장의 원/달러 NDF환율의 기능에 주목하였고, 이를 통해 원/달러 현물환율의 가격발견 메커니즘과 이들 통화시장간 장기균형 관계의 동학을 파악하고자 하였다.

이론적 측면에서 선물시장은 현물시장의 적정가격의 발견 기회로서 가격발견 기능을 촉진하는 것으로 알려져 있다. 특히 원화를 기초 자산으로 하는 역내 선물환과 역외 NDF환율은 현물환율과 함께 원화의 본질적 가치를 공유하며, 가격발견 측면에서 매우 깊은 관계를 지니고 있다. 또한 정보통신 기술 발달로 인한 국제 금융시장은 시간, 공간을 초월하여 24시간 연속적인 거래가 이루어지는 시스템이 형성되어 원화 가치 변동에 대한 정보는 역내 외환시장의 무수한 거래를 통해 빠르게 반영되어 적정 가격을 형성하는 것은 물론 역외 주요 외환시장의 원화를 기초자산으로 하는 NDF 시장에 실시간으로 정보가 축적되고 있음을 예상할 수 있다.

이에 본고에서는 Hasbrouck(1995)의 정보공헌도 방법론을 이용하여 공통 요인(permanent common component)을 공유하는 역내 시장의 원/달러 현물환율과 원/달러 선물환율, 역외 시장의 원/달러 NDF환율의 다변량 시계열 벡터를 구성하여 이들 각 원/달러 환율 변수간 장기균형 관계의 동학과 가격발견 측면에서 상대적 기여도가 어느 정도인지를 실증 분석하였다.

분석 결과 첫째, 전체 표본기간에 대한  $I(1)$  과정의 상기 환율간에는 하나의 공적분 관계가 판별되어 장기적인 균형 관계가 존재하는 것으로 추정되었다. 이를 바탕으로 각 외환시장의 상호 가격발견은 역내의 원/달러 현물환율과 선물환율에 의해 주도적으로 이루어지고 있는 것으로 나타났다. 이는 시장의 정보 효율성 측면에서 유동성이 풍부한 역내 통화시장의 환율들이 시장정보에 즉각적으로 반응하여 스스로의 가격발견에 높은 기여를 하는 동시에 공통 요인을 공유하는 역외 원/달러 NDF 시장으로 가격정보를 전달하며 NDF 환율의 가격발견에 크게 기여하고 있는 것으로 나타났다. 이는 기존의 정부나 언론의 일반적인 NDF 시장에 대한 부정적 인식과 배치되는 중요한 결과라고 판단된다. 즉, 가격발견 기여도에 있어 NDF 시장의 환율이 역내 시장의 원/달

러 환율의 영향력을 능가하지 않는다.

둘째, 위기 기간의 상기 환율간에는 전체 기간과 마찬가지로 요한센 공적분 검정을 통해 하나의 공적분 관계가 존재하는 것으로 판정되었다. 이를 바탕으로 원/달러 변동성 수준이 증가하였던 위기 기간의 상대적 가격발견 영향력의 동학은 정보공헌도 측면에서 역내의 현물환율과 선물환율의 가격발견 기여도가 평균적으로 약 45% 수준으로 큰 변화는 보이지 않았으나, NDF 환율의 역내 환율시장에 대한 상대적 가격발견 영향력이 전체적으로 다소 증가하였으며, 현물 환율과 선물환율의 가격발견에 최대 30% 수준으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 위기 기간의 원/달러 환율의 변동이 국제 금융시장의 대외적 요인에 의해 영향을 크게 받음으로써, 역외 주요 통화시장에서 원화의 가치 변동에 대한 정보가 NDF 거래에 빠르게 반영되고, 또한 국내 통화시장에 대한 역외 시장의 영향력이 확대된 것으로 판단된다.

마지막으로, 외환거래 동향과 시장의 가격발견 효율성 분석을 통해 역내 통화 시장은 역외 NDF 시장에 비해 정보 효율적인 시장임을 확인할 수 있었다. 이는 역외 NDF 시장은 상대적으로 역내 통화시장에 비해 유동성이 높지 않으며, 역내와 역외가 연결된 특별한 형태의 시장 구조와 복잡한 거래 과정 등에 기인한 것으로 판단된다. 그러나 NDF 시장이 역내 외환시장의 거래시간 이후의 원화의 가격발견의 장과 기회를 끊임없이 제공한다는 측면에서 역내 외환시장의 변동성과 환율 위험에 노출된 경제주체의 비용을 낮추는 순기능적 작용을 하고 있음은 분명하다.

본고의 정보공헌도를 이용한 다변량 시계열 가격발견 분석에 있어 기존 연구와 크게 다른 점은 모든 시장정보 유입에 의한 상호 영향 관계를 보는 것이 아닌 공통 요인에 의한 가격정보 유입에 따른 상호 가격발견 과정상의 장기적인 변동성을 관찰하는 것이다. 이에 역내외 통화시장의 정보유입에 대한 반응성과 상호 전달력의 수준을 구체적으로 제시할 수 있다는 점에서 의의가 있다.

하지만 본 연구에서는 자료 확보의 제약으로 일별 빈도 데이터를 통해 상호 가격발견 영향력을 측정하였다는 점에서 근본적인 한계가 있다. 따라서 연속적으로 거래가 이루어지는 통화시장의 실시간 가격발견 분석(real-time price discovery)을 위해서는 tick 단위의 빈도 자료(intra data)를 이용하여 분석하는 것이 적절할 것으로 판단되며, 차후의 연구에서 이를 고려하기로 한다.

## 참고문헌

- 강석규 (2009), 「한국주가지수시장의 가격발견에 관한 연구 - KODEX200, KOSPI200과 KOSPI200선물」, 『선물연구』, 17권 3호, 67-97
- 김석태·이정준 (2003), 「역외 NDF시장과 원/달러 현물 시장간의 시장정보 전이효과에 대한 연구」, 『무역학회지』, 28권 5호, 185-214.
- 김홍배·강상훈 (2011), 「CDS 시장과 외환시장간 가격발견 및 변동성이전」, 『선물연구』, 19권 1호, 37-58.
- 문규현·주태현 (2013), 「국내외선물환율간의 비대칭적 정보메커니즘 : 원·달러선물과 역외선물환을 중심으로」, 『국제경영연구』, 24권 2호, 1598-2718.
- 박영규·빈기범 (2013), 「한, 중, 일 통화 간 가격 발견 및 변동성 전이에 관한 연구」, 『재무연구』, 26권 4호, 447-483.
- 박준용·장유순·한상범 (2004), 『경제세계열분석』, 경문사.
- 박진우 (2006), 「국내 현물환 및 NDF 시장과 주식시장간의 가격 및 변동성 전이효과에 관한 실증연구」, 『증권학회지』, 26권, 273-293.
- 백재승·염명훈 (2014), 「삼성전자의 KOSPI200 선물 가격발견과 투자전략에 관한 연구」.
- 빈기범·우석진·이상민 (2014), 「CDS 프리미엄은 국가 신용위험에 대한 중요한 지표인가?」, 『선물연구』, 22권 3호, 495-530.
- 선정훈·오승현 (2010), 「우리나라 국제시장의 가격발견 효율성에 대한 연구」, 『경제분석』, 16권 3호, 한국은행 금융경제연구원.
- 설성균·박세운·김희호 (2014), 「통화 선물시장과 현물시장 간의 가격발견기능과 전이효과-선진국과 신흥국의 비교」, 『선물연구』, 22권 2호, 193-221.
- 육기율 (2005), 「선물거래가 현물시장의 유동성에 미치는 영향에 관한 연구」, 『선물연구』, 13권 1호, 29-52.

- 우석진 (2013), 『경제분석을 위한 STATA』, (주)지필미디어.
- 이우백 (2006), 「KOSPI200 선물시장 성숙화에 따른 가격발견의 변화 분석」, 『선물연구』, 14권 2호, 51-77.
- 이우백·우민철 (2013), 「KOSPI200선물 글로벌 야간시장의 장중 가격 발견 효율성」, 『선물연구』, 21권 2호, 169-202.
- 이재하·임상규 (2000), 「원/달러 역내현물환시장과 역외 NDF시장간의 인과관계」, 『재무관리연구』, 17권 2호, 211-227.
- 조재호 (2011), 『경제데이터분석 -EXCEL 및 STATA 이용』, UPP.
- 한국은행 (2014), 「2003-14년중 외환시장 동향」, 『보도자료』.
- 한국은행 (2014), 「2014년 2/4분기중 외국환은행의 외환거래 동향」, 『보도자료』, 14-8-18.
- 한국은행 (2013), 「2013년도 BIS 주관 “세계 외환 및 장외파생상품 시장 조사(거래금액 부문)” 결과」, 『보도자료』, 13-9-12.
- 홍승모 (2013), 「NDF 시장구조 및 프로세스 연구」, 『파생상품리서치』, 2권 2호, KRX.
- 홍정효 (2011), 「개별주식선물과 현물시장의 가격발견기능 및 비대칭적 변동성전이효과 연구」, 『선물연구』, 19권 3호, 281-308.
- 홍정효 (2007), 「원달러 및 엔달러 현물시장간의 가격발견기능에 관한 연구」, 『산업경제연구』, 20권 6호, 2437-2454.
- 홍정효·문규현 (2006), 「선물시장과 역외선물환시장 (NDFs): VECM vs ARCH 류 모형의 성과분석」, 『금융학회지』, 11권 3호, 123-147.
- 홍정효·문규현 (2004), 「한국 채권현물시장에 대한 미국 채권현물시장의 가격발견기능 연구-채권시가평가제도 도입 전후를 중심으로」, 『재무관리연구』, 21권 2호, 125-151.
- Abhyankar, A. (1998), “Linear and nonlinear Granger causality: Evidence from the UK stock index futures market”, *Journal of Futures Markets*, 18(5), 519-540.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Vega, C. (2007),

- “Real-time price discovery in global stock, bond and foreign exchange markets” , *Journal of International Economics*, 73(2), 251-277.
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Vega, C. (2005), “Real-time price discovery in stock, bond and foreign exchange markets” , (No. w11312), *NBER*
- Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Vega, C. (2002), “Micro effects of macro announcements: Real-time price discovery in foreign exchange” , (No. w8959), *NBER*
- Baillie, R. T., & Bollerslev, T. (1991), “Intra-day and inter-market volatility in foreign exchange rates” , *The Review of Economic Studies*, 58(3), 565-585.
- Balduzzi, P., Elton, E. J., & Green, T. C. (2001), “Economic news and bond prices: Evidence from the US Treasury market” , *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36(04), 523-543.
- deB Harris, F. H., McInish, T. H., Shoesmith, G. L., & Wood, R. A. (1995), “Cointegration, error correction, and price discovery on informationally linked security markets” , *Journal of financial and quantitative analysis*, 30(04), 563-579.
- De Jong, F., Mahieu, R., & Schotman, P. (1998), “Price discovery in the foreign exchange market: An empirical analysis of the yen/dmark rate” , *Journal of International Money and Finance*, 17(1), 5-27.
- Engle III, R. F., Ito, T., & Lin, W. L. (1991), “Meteor showers or heat waves? Heteroskedastic intra-daily volatility in the foreign exchange market” .
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987), “Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing,” *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Fama, E. F. (1970), “Efficient capital markets: A review of theory and empirical work” , *The journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fleming, M. J. (1997), “The round-the-clock market for US

- Treasury securities” , *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 3(2), 9–32.
- Figuerola-Ferretti, I., & Gonzalo, J. (2010), “Modelling and measuring price discovery in commodity markets” , *Journal of Econometrics*, 158(1), 95–107.
- Garbade, K. D., & Silber, W. L. (1983), “Price movements and price discovery in futures and cash markets” , *The Review of Economics and Statistics*, 289–297.
- Ghosh, A. (1993), “Cointegration and error correction models: Intertemporal causality between index and futures prices” , *Journal of Futures Markets*, 13(2), 193–198.
- Gonzalo, J., & Granger, C. (1995), “Estimation of common long-memory components in cointegrated systems” , *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(1), 27–35.
- Gonzalo, J., & Ng, S. (2001), “A systematic framework for analyzing the dynamic effects of permanent and transitory shocks” , *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25(10), 1527–1546.
- Granger, C. W. (1980), “Testing for causality: a personal viewpoint” , *Journal of Economic Dynamics and control*, 2, 329–352.
- Granger, C. W. (1969), “Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods” , *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424–438.
- Hasbrouck, J. (2002), “Stalking the ‘efficient price’ in market microstructure specifications: an overview” , *Journal of Financial Markets*, 5(3), 329–339.
- Hasbrouck, J. (1995), “One security, many markets: Determining the contributions to price discovery” , *The journal of Finance*, 50(4), 1175–1199.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990), “Maximum likelihood estimation and inference on cointegration? with applications to the demand for money” , *Oxford Bulletin of Economics and*

*statistics*, 52(2), 169-210.

- Johansen, S. (1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models" , *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1551-1580.
- Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors" , *Journal of economic dynamics and control*, 12(2), 231-254.
- Laulajainen, R. (1990), "Gold price round the clock: Technical and fundamental issues" , *Resources Policy*, 16(2), 143-152.
- Menkveld, A. J., Koopman, S. J., & Lucas, A. (2007), "Modeling around-the-clock price discovery for cross-listed stocks using state space methods" , *Journal of Business & Economic Statistics*, 25(2).
- Oellermann, C. M., Brorsen, B. W., & Farris, P. L. (1989), "Price discovery for feeder cattle" , *Journal of Futures Markets*, 9(2), 113-121.
- Roope, M., & Zurbruegg, R. (2002), "The intra-day price discovery process between the Singapore Exchange and Taiwan Futures Exchange" , *Journal of Futures Markets*, 22(3), 219-240.
- Schwarz, T. V., & Szakmary, A. C. (1994), "Price discovery in petroleum markets: arbitrage, cointegration, and the time interval of analysis" , *Journal of Futures Markets*, 14(2), 147-167.
- Sims, C. A. (1980), "Macroeconomics and reality" , *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-48.
- Silvapulle, P., & Moosa, I. A. (1999), "The relationship between spot and futures prices: evidence from the crude oil market" , *Journal of Futures Markets*, 19(2), 175-193.
- Tse, Y., Xiang, J., & Fung, J. K. (2006), "Price discovery in the foreign exchange futures market" , *Journal of Futures Markets*, 26(11), 1131-1143.

Turkington, J., & Walsh, D. (1999), "Price discovery and causality in the Australian share price index futures market" , *Australian Journal of Management*, 24(2), 97-113.