

不완전한 價格轉嫁下에서의 通貨政策: 새開放巨視經濟模型의 韓國에의 示唆點*

鄭 溶 承**

논문 초록

본 고에서는 소규모개방경제의 새개방거시경제(new open economy macroeconomics, NOEM) 모형이 우리나라의 경기변동을 얼마나 적절하게 설명하는지를 Watson (1993)의 「모형 적합성 기준」을 통하여 살펴보았다.

단순히 2차 적률(second moment)만을 이용하여 분석할 경우 환율전가율이 불완전할 때 NOEM 모형은 환율과 무역수지를 제외한 나머지 주요 거시변수들을 잘 설명하는 것으로 나타났다. 그런데 빈도공간에서 거시변수중 산출물, 물가, 통화량, 무역수지, 환율 등 확률적 추세를 가진 변수는 King and Watson (1996)의 주장처럼 전형적인 L자형의 스펙트럼 밀도함수를 가졌다. 이러한 스펙트럼 형태나 Watson (1993)의 RMSAE(relative mean square approximation error) 기준에서 NOEM 모형의 적합성 여부를 평가하면 NOEM 모형은 환율의 움직임을 일부 설명하나 기타 거시변수의 움직임을 제대로 설명하지 못하였다. 이러한 결과는 본고에서 NOEM 모형에 도입한 단순한 형태의 금융시장 마찰 내지 재화시장 마찰 요인뿐만 아니라 기타 시장의 마찰적 요인도 고려하는 것이 필요함을 시사한다.

핵심 주제어: 새개방거시경제 모형, 모형의 적합성, 파워 스펙트럼

경제학문헌목록 주제분류: E30, F41

* 국제경제포럼 세미나에서 유익한 논평을 해주신 토론자 여러분께 감사드린다. 이 논문은 2002년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음. (KRF-2002-003-B00029)

** 경희대학교 경제통상학부, e-mail: jungys@khu.ac.kr.

I. 서론

최근 거시경제학은 실물경기변동론의 동태적 최적화 방법론과 새케인지안의 시장 마찰적 요인을 결합한 새로운 방법론에 근거하여 루카스의 비판에 직면하지 않은 새로운 시각에서 경제정책의 효과를 분석할 수 있게 되었다. 동태적 새케인지안(dynamic new Keynesian, NK) 또는 새 신고전파 종합(new neoclassical synthesis, NNS)으로 불리는 이 접근법은 독점적 경쟁과 명목가격의 경직성을 동태적 최적화 모형에 도입하여 다양한 통화정책의 효과를 보다 엄밀하게 분석하고 있다. 이러한 접근법은 개방경제로 확대되어 새개방거시경제(new open economy macroeconomics: NOEM) 모형으로 발전하였다. 동 접근법은 개방경제하에서의 경기변동 뿐만 아니라 외부충격과 경제정책이 경제에 전달되는 경로를 수량화하여 분석할 수 있도록 함으로써 어떠한 통화정책이 사회후생 관점에서 바람직한지를 논의할 수 있게 되었다.

인플레이션이 심각한 경제문제로 대두되고 금융혁신으로 중앙은행이 통제할 수 있는 통화총량 지표가 모호해지면서 1970년대말 이후 많은 선진국 중앙은행이 통화정책을 금리준칙으로 전환하였으며 이에 따라 거시경제학계에서도 최근 통화정책에 대한 논의가 금리준칙을 중심으로 이루어지고 있다.¹⁾ 이러한 연구방향의 변화는 현실적 이유 이외에도 경직적 가격하의 일반균형모형인 NK 모형과 NOEM 모형이 통화량 증대시 이자율이 하락한다는 유동성효과(liquidity effect)를 재생하는데 어려움이 있기 때문이다.²⁾ 우리나라의 경우, 통화정책은 1990년대 후반을 전후하여 통화량 중시에서 금리 중시로 전환되었다. 이와 같은 금리 중시의 경제정책 변화가 경제전반에 미치는 영향과 정책적 시사점을 연구하기 위해서는 시계열 자료를 이용한 계량적 연구와 함께 적절한 개방경제모형을 설정하여 가상의 통화정책이 경제 전반에 미치는 효과를 논의해야 한다.

그런데 이론적 모형을 통하여 금리준칙의 효과를 논의하기 위해서는 설정된 모형

1) 미국 연방준비은행의 통화정책이 통화중시에서 금리중시로 전환하고, 영국, 스웨덴 등 유럽 국가들도 금리중시로 통화정책을 전환한 것으로 평가되고 있다.

2) 물론 소비습관(habit formation)이라든지 소비 및 투지지출의 지연(consumption or investment expenditure delay)을 모형에 도입할 경우 유동성효과를 발생시킬 수 있다. 자세한 것은 Bernanke et al. (1998), Jung (2002) 등을 참조하라.

이 실제자료를 얼마나 잘 재생하며 기존 경제이론과 얼마나 부합하는지를 먼저 분석하여야 한다. 분석결과 모형의 적합성이 확보된 경우에 한해서 어떠한 통화정책, 이를테면 소비자물가 인플레이션 타게팅이 바람직한지 또는 국내재물가 인플레이션 타게팅이 바람직한지 등을 논의해야 한다.

이를 위해 최근 많이 이용되고 있는 DSGE(dynamic stochastic general equilibrium) 접근법은 인위적으로 설정한 모형으로부터 자료를 재생하여 실제자료와 어떠한 특성을 공유하는지를 2차 적률(second moments)을 비교·분석한다. 그러나 이러한 접근법은 전통적 계량분석과 매우 상이할 뿐만 아니라 모형의 2차 적률이 실제자료의 2차 적률과 아주 유사한 경우에도 이론적 모형이 실제자료를 얼마나 유의하게 설명하는지를 계량경제학적 관점에서 논의하기가 어렵다. 경제모형이 현실경제를 얼마나 유의하게 설명하는가 하는 것은 모형으로부터 재생된 해당변수의 시계열 경로와 실제자료의 시계열 경로간의 거리를 어떻게 측정할 것인가 하는 문제와 직결된다. 경제모형이 실제의 시계열 자료를 발생시키는 미지의 확률과정(stochastic process)에 대한 근사치라고 한다면 얼마만큼의 오차가 두 확률과정 사이에 존재하는가를 측정하는 것은 모형의 적합성을 측정하는 하나의 방법이 될 수 있다. Watson(1993)은 이러한 시각에서 DSGE 모형의 설명력을 측정할 수 있는 RMSAE(relative mean square approximation error)를 제시하였는데, 이 방법은 관측된 자료의 자기공분산(autocovariances)과 모형의 자기공분산이 일치하기 위해서는 어느 정도의 확률 오차(random error)가 필요한지를 제시하는 것으로서 계량경제학적 기법과 DSGE 모형 접근법간의 차이를 보완하는 매우 유용한 기법으로 알려져 있다.

그 동안 RBC 방법론을 이용해 우리나라의 경기변동을 설명하고 나아가 정책변화가 경제에 어떠한 영향을 미치는지를 논의한 몇몇 시도가 있었다.³⁾ 그러나 이러한 시도는 앞서 지적했듯이 관심의 대상이 되는 주요변수의 2차 적률만을 비교하여 모형과 현실경제간의 관계를 설명하고자 하였기 때문에 계량경제학적 관점에서 많은 비판을 받고 있다. 따라서 본고에서는 국내의 자본 유출입과 재화시장에 경직성이 존재하는 소규모 개방경제의 NOEM 모형을 설정하고 시장의 마찰적 요인정도에 따라 통화정책의 효과가 어떻게 달라지는지를 분석한다. 특히 이러한 모형이 우리

3) 박형수·신관호(2000) 참조.

경제의 움직임을 얼마나 잘 설명하는지를 Watson(1993)의 모형적합성 기준에 따라 분석하고자 한다. 본고에서는 경제모형의 적합성을 보장하기 위해 소규모 개방경제 모형 설정시 통상적으로 이용하는 금리의 외생성 가정 대신 금리가 순해외자산 보유량의 함수라고 가정하고 동 모형이 우리나라의 경기변동을 얼마나 적절하게 설명하는지를 논의하고자 한다.

소규모 개방경제의 경우, 해당 국가의 경제구조, 특히 자국의 제품은 물론이고 수입품의 가격설정 방식에 따라 국내의 실물충격이나 교역조건 충격과 같은 외부충격이 국내경제에 미치는 파급효과가 다를 뿐만 아니라 이러한 외부충격에 적절히 대응하도록 설정된 통화정책도 그 효과가 상이할 것이다. 따라서 통화정책의 효과를 논의할 때 시장구조의 특징을 적절히 반영하는 것은 매우 중요하다고 하겠다. 특히 재화시장에 마찰이 존재할 경우 통화정책은 가격대비 한계비용의 비율인 마크업의 반응정도에 따라 실물부문과 금융부문에 미치는 효과가 다르기 때문에 개방경제하에서 국내재 가격은 물론이고 수입재 가격이 결정되는 방식을 이해하는 것이 매우 중요하다. 소규모 개방경제라고 하더라도 캐나다, 뉴질랜드, 영국 등 선진국과는 달리 우리나라의 경우 금융시장 자체가 선진국에 비하여 발전정도가 미약하기 때문에 이러한 금융시장의 취약성이 통화정책 효과에 미치는 부분도 고려하여야 한다.

이와 같은 재화시장 및 금융시장의 마찰적 요인을 충분히 고려하여 통화정책 효과를 논의하기 위해 본고에서는 먼저 국내재를 생산하는 기업이 독점적 경쟁하에서 재화를 생산하는 소규모 개방경제하의 새개방거시경제 모형을 설정하였다. 그리고 외국에서 생산된 재화를 수입하는 기업이 시장지배력을 갖고 동 재화의 가격을 경직적으로 설정한다고 가정하여 수입재의 총공급함수를 유도하였다. 한편 국내금융시장의 불완전성(incomplete asset market)을 도입하기 위해 경제주체가 외국에서 자금을 차입할 때 국내의 순자산 규모에 따라 프리미엄 수준이 결정된다고 보았다. 이러한 재화 및 금융시장의 마찰이 통화정책의 전달경로에 미치는 영향을 총생산, 물가, 환율, 무역수지 등 주요 거시경제변수의 경로관점에서 분석하였다. 마지막으로 이렇게 설정된 단순한 NOEM 모형이 1980년 1/4분기부터 2002년 4/4분기까지 우리나라 주요 거시변수의 특징을 얼마나 잘 설명하는지를 VAR모형의 결과와 비교·논의하였고, 본고의 모형이 재생하는 주요 변수들의 시계열 경로를 실제자료의 시계열 경로와 비교하였다.

본 연구가 시사하는 바는 다음과 같이 세 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 우리나라의 주요 거시변수 중 총생산, 물가, 통화량, 무역수지, 환율 등 확률적 추세를 가진 변수는 King and Watson(1996)의 주장처럼 전형적인 L자형 스펙트럼 밀도함수를 가졌다.

둘째, 단순히 2차 적률만을 비교할 때, 환율전가가 불완전한 소규모 개방경제모형은 상대적으로 실제자료가 함축하는 주요 변수들의 상대적 변동성뿐만 아니라 절대적 변동성도 잘 설명하였다.

셋째, Watson(1993)이 제시한 모형의 적합성 기준으로 분석할 경우 재화 및 금융시장의 불완전성과 환율전가가 불완전한 NOEM 모형이 환율전가가 완전한 모형보다 설명력이 다소 높았으나 우리나라의 경기변동 현상을 설명하는 데는 많은 어려움이 있었다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서 우리나라 경제의 주요 특징을 살펴보고, 제Ⅲ장과 제Ⅳ장에서는 NOEM 모형을 설정하여 균형의 특성에 대하여 논의한다. V장에서는 NOEM 모형의 통화정책에 대한 시사점을 논의한다. 마지막으로 제Ⅵ장은 결론이다.

Ⅱ. 우리나라 거시변수의 특징

1. 2차 적률 특징

먼저 우리나라 주요 거시변수들의 경기순환적 특징을 살펴보도록 하자. <표 1>은 경기변동주기에 해당되는 6~32분기의 빈도를 대상으로 BP필터(band-pass filtering)를 이용, 비정상성(non-stationarity)을 제거한 후 추출한 우리나라 주요 실물변수의 순환변동치 특징을 나타내고 있다. <표 1>과 <표 2>에 나타난 1980년 1/4분기부터 2002년 4/4분기까지의 우리나라 주요 거시변수의 2차 적률 특징은 다음 세 가지로 요약할 수 있다.

첫째, 통화량을 제외한 모든 변수들의 변동성이 IMF 이후 크게 증가하였다. 환율의 변동성은 IMF 이전에 비해 상대적으로나 절대적으로 크게 증대하여 GDP 변동성의 3배를 넘어섰다. 이것은 우리나라 환율제도가 변동환율제로 이행하면서 선진국과 같이 환율의 변동성이 점차 증대하였기 때문이다. 또한 환율과 국내총생산은

강한 경기역행성을 보이고 있다. (〈그림 1〉 참조)

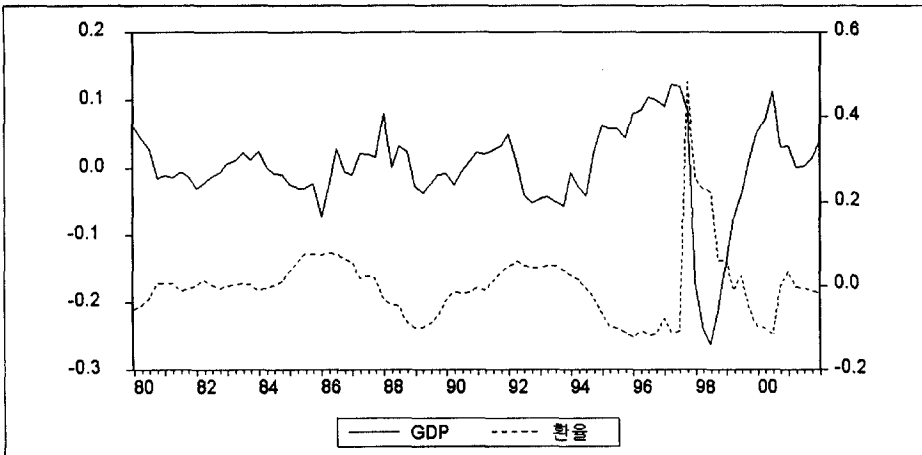
〈표 1〉 우리나라 주요 거시변수의 2차 적률 (1980:1/4 - 1997:2/4)

변수	표준편차 (%)	GDP와의 교차상관계수 ($corr(X_{t-j}, GDP_t)$)								
		$j=-4$	$j=-3$	$j=-2$	$j=-1$	$j=0$	$j=1$	$j=2$	$j=3$	$j=4$
산 출 량	1.34	.08	.35	.65	.90	1.00	.90	.65	.35	.08
통 화 량	1.56	.09	.16	.23	.27	.28	.24	.17	.09	.01
물 가	1.91	.03	.00	-.04	-.08	-.11	-.13	-.11	-.09	-.05
환 율	3.63	-.11	-.19	-.26	-.29	-.27	-.21	-.14	-.06	.00
무역수지 /산출량	1.31	-.13	-.14	-.11	-.06	.00	.05	.08	.09	.09

〈표 2〉 우리나라 주요 거시변수의 2차 적률 (1980:1/4 - 2002:4/4)

변수	표준편차 (%)	GDP와의 교차상관계수 ($corr(X_t, GDP_{t+j})$)								
		$j=-4$	$j=-3$	$j=-2$	$j=-1$	$j=0$	$j=1$	$j=2$	$j=3$	$j=4$
산 출 량	2.32	.08	.35	.66	.91	1.00	.91	.66	.35	.08
통 화 량	1.60	-.03	-.03	.00	.05	.12	.18	.20	.18	.13
물 가	2.01	.30	.31	.25	.12	-.02	-.13	-.17	-.14	-.14
환 율	7.70	.15	.02	-.18	-.43	-.64	-.76	-.72	-.56	-.34
무역수지 /산출량	2.40	.04	-.12	-.33	-.53	-.66	-.68	-.57	-.38	-.18

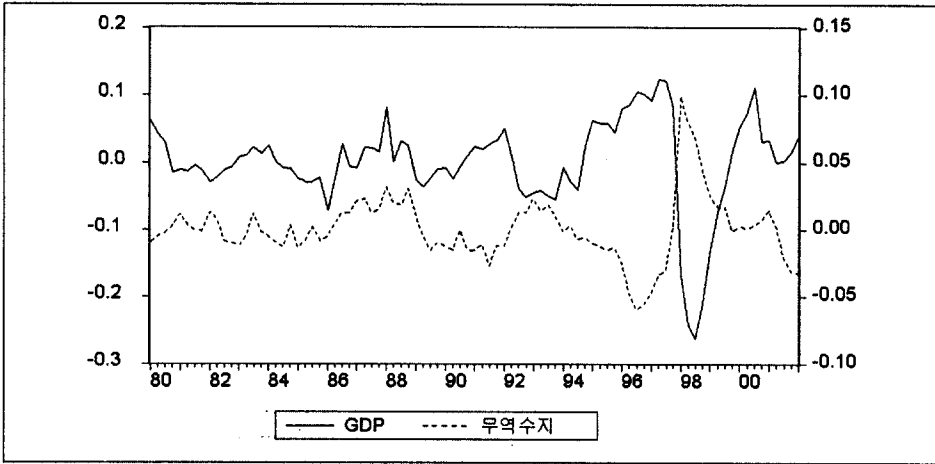
〈그림 1〉 환율과 GDP



둘째, 물가와 GDP는 IMF 이후 동 시점에서 반대방향으로 움직이는 측면이 약화되었으나, 미래의 GDP와도 역의 상관관계($corr(y_{t+4}, p_t) = -0.14$)를 지닌다는 측면에서 경기 역선행지표(inverted leading indicator)로서 작용하고 있다.

셋째, 통화량은 경기순응적으로 움직이고 있으나 무역수지는 IMF 이후까지를 포함하면 강한 경기역행성을 나타내고 있다. (<그림 2> 참조)

〈그림 2〉 무역수지와 GDP



경기변동과 관련하여 중요한 정보를 시사하는 변수는 물가이다. King and Watson (1996)과 Stock and Watson (1999) 등은 미국의 시계열 자료를 이용하여 물가가 미국경기의 역선행지표(inverted leading indicator)로서 작용하고 있음을 보였다. 우리나라에서도 상기 표에서 보듯이 현재의 물가가 현재의 GDP보다 미래의 GDP와 역방향으로 움직이는 경향을 나타내고 있어, 물가가 경기의 역선행지표로서 작용하고 있음을 알 수 있다. 다음으로 통화정책과 관련하여 흥미로운 점은 환율의 변동성이다. 환율 변동성의 경우 IMF이전만 고려한다면 GDP 변동성의 2배 정도로서 환율 변동성이 GDP 변동성의 4배 이상 되는 주요 선진국의 환율 움직임과 대조를 이룬다. 환율은 기본적으로 교역 상대국의 경제기조(fundamentals)를 반영한다는 측면에서 볼 때 대미달러 환율의 과도한 안정성은 우리나라 경제기조가 상당히 안정되어 있었다는 착시현상을 줄 수도 있다. 그러나 1997년말 외환위기 이후의 자료까지 고려하면 환율 변동성이 GDP 변동성보다 2배 가까이 증대한다. 따

라서 1980년 이후 외환위기까지 우리나라 환율은 그 변동폭이 정책당국에 의해 과도하게 관리되었으며 이로 인해 경제기조를 제대로 반영하지 못하였다고 할 수 있다. 또한 한가지 흥미로운 사실은 무역수지가 IMF 이후까지의 자료를 고려할 경우 강한 경기역행성을 보이고 있다는 점이다. 이는 외환위기 이후 경기침체와 함께 환율의 급격한 절하로 수출이 증대하고 수입이 감소하여 무역수지가 개선되었는데 이러한 해외수요증대가 국내부문으로 이어져 경기가 활성화되는 경로의 영향력이 외환위기 이후보다 커졌음을 반영한다고 할 수 있다.

2. 주요 변수의 파워 스펙트럼 특징

파워 스펙트럼(power spectrum)을 통해 우리나라 경기변동의 특징을 살펴보기에 앞서 먼저 특정 스펙트럼에서의 높이와 분산간의 관계를 살펴보도록 하자. 공분산 정상변수(covariance stationary variable)인 x_t 는 다음과 같이 주기적 요인의 합으로 나타낼 수 있다.

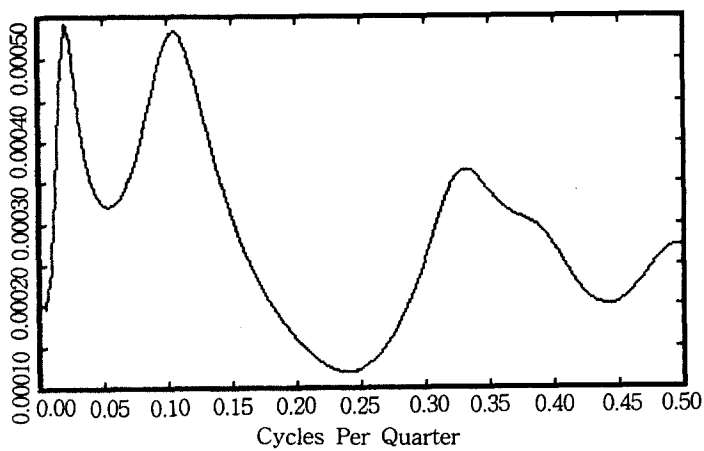
$$\begin{aligned} x_t &= \int_0^\pi x_t(\omega) d\omega \\ &= \int_0^\pi [a(\omega) \cos(\omega t) + b(\omega) \sin(\omega t)](d\omega). \end{aligned} \quad (1)$$

여기서 $a(\omega)$ 와 $b(\omega)$ 는 평균이 0이고 분산이 $2s(\omega)$ 인 확률변수로서 상관관계가 없다. 이 경우 x_t 의 분산은 $\text{var}(x_t) = 2 \int_0^\pi s(\omega) d\omega$ 으로 주어진다. 이 때 $s(\omega)$ 는 빈도 ω 에서의 분산에 해당된다.

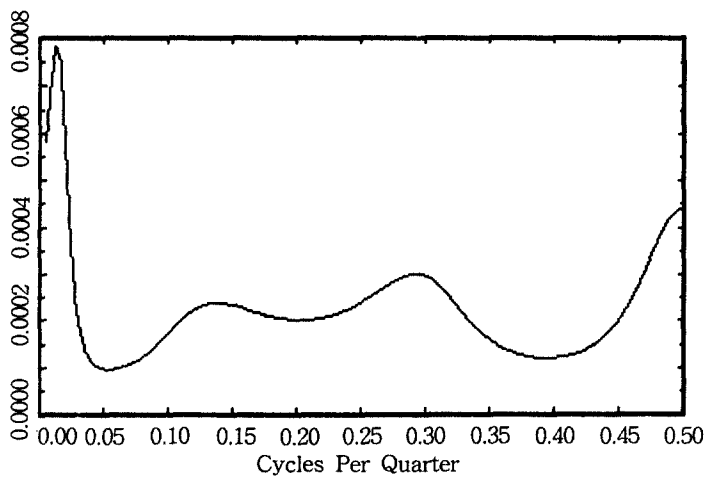
위 스펙트럼을 통해 1980년 1/4분기부터 2002년 4/4분기까지의 우리나라 국내 총생산의 특성을 살펴보자. 국내 총생산의 시계열은 비정상적(nonstationary)이기 때문에 정상상태로 전환한 동 변수의 성장률에 대한 파워 스펙트럼을 <그림 3>에 나타내었다. 총생산 증가율의 스펙트럼 함수는 저빈도(low frequency)에서 낮은 값을 갖는 반면, 약 6~32분기에서 최고치(peak)를 갖는 전형적인 성장률 스펙트럼 형태인 L자형을 띠고 있다. 이러한 특징은 많은 여타 선진국의 경우와 마찬가지로 우리나라 총생산도 확률적 추세(stochastic trends)를 가지고 있다는 것을 시사하

〈그림 3〉

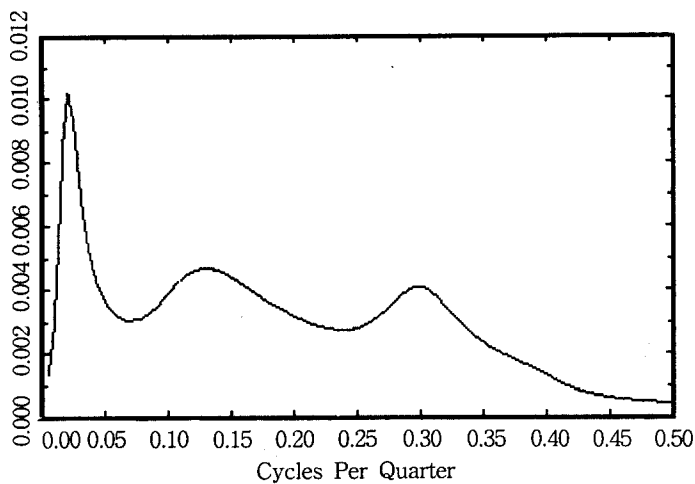
A. Output



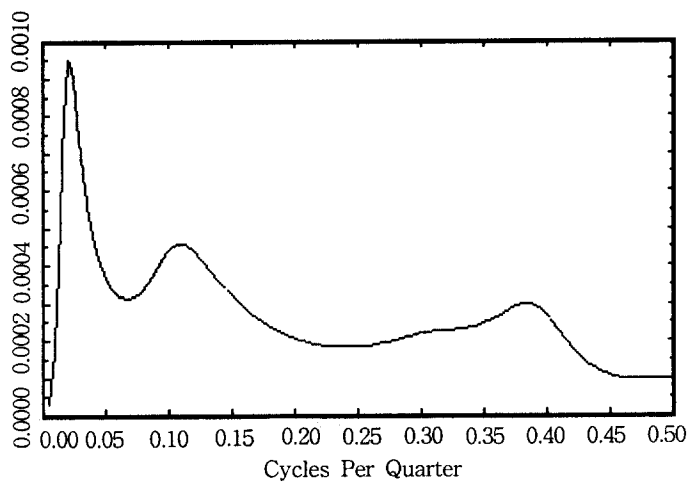
B. Price



C. Exchange rate



D. Trade balance



고 있다. 즉 경기변동의 기간에 해당되는 6분기와 32분기간의 빈도(ω)는 $1/32=0.03$ 과 $1/6=0.16$ 인데, 총생산의 스펙트럼 함수는 이 구간에서 최고치(peak)를 포함하고 있으며 분산의 $1/2$ 이상을 차지하고 있다. 이러한 국내 총생산의 특징은 환율, 물가, 무역수지, 통화량의 변화율에 대한 스펙트럼 함수에서도 비슷하게 나타났다.

이러한 우리나라 경기변동 특징들을 유의하면서 다음 장에서는 단순한 NOEM 모형을 설정하여 통화정책당국이 통화량 준칙을 시행할 때 주요 거시경제변수들이 어떻게 반응하는지를 살펴보고자 한다.

III. 새개방거시경제모형

본고에서는 Gali and Monacelli (2002)에 따라 세계경제가 소국인 국내경제와 대국인 여타 세계경제로 이루어진 소규모 개방경제를 가정한다. 우리나라에 대한 시사점을 도출하기 위해 이들 모형이 가장하는 완전금융시장(complete asset market) 대신 국내 경제주체가 외국에서 자금을 차입할 때 자국의 순자산규모에 의하여 금리가 결정되는 불완전금융시장을 도입한다.

1. 소비자

소비자는 다음과 같이 일정한 예산 및 노동시간 제약하에서 자신의 일생(영원히 생존) 효용함수를 극대화한다고 상정한다.

$$\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E_t \left[\frac{C_{t+i}^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \frac{1}{1-\epsilon} \left(\frac{M_{t+i}}{P_{t+i}} \right)^{1-\epsilon} - \frac{N_{t+i}^{1+\nu}}{1+\nu} \right],$$

단, $0 < \beta < 1$. (2)

여기서 β 는 경제주체의 시간할인인자이고 E_t 는 t 기의 정보하에서 구한 조건부 기대연산자이다. 그리고 C_{t+i} , M_{t+i} , N_{t+i} 는 각각 $t+i$ 기의 국내 경제주체의 복합적 소비재에 대한 소비, 화폐보유 및 노동공급을 나타낸다. 한편 복합적 소비

재는 다음과 같은 CES지수로 주어진다.

$$C_t = [\theta^{1/\phi} C_{Ht}^{1-1/\phi} + (1-\theta)^{1/\phi} C_{Ft}^{1-1/\phi}]^{\frac{\phi}{\phi-1}}, \quad 0 < \theta < 1, \quad \phi > 0. \quad (3)$$

여기서 θ 와 $1-\theta$ 는 각각 내국인의 국내재와 수입재에 대한 소비비중을 나타낸다. 그리고 C_{Ht} 와 C_{Ft} 는 다음과 같이 소비되는 각종 재화를 집계화한 지수이다.

$$C_{Ht} = \left(\int_0^1 C_{Ht}(j)^{\frac{\phi-1}{\phi}} dj \right)^{\frac{\phi}{\phi-1}}, \quad C_{Ft} = \left(\int_0^1 C_{Ft}(j)^{\frac{\phi-1}{\phi}} dj \right)^{\frac{\phi}{\phi-1}}. \quad (4)$$

여기서 ψ 와 ϕ 는 각각 국내재와 외국재간의 기간간 대체탄력성 (intratemporal elasticity of substitution between domestic and foreign goods) 과 각종 재화간 대체탄력성을 나타낸다. 그리고 이 경제주체는 다음과 같은 시간제약을 받는다.

$$L_t + N_t \leq \bar{N} \quad (5)$$

단 L_t 와 \bar{N} 은 각각 t 기의 여가와 시간 부존량을 나타낸다. 국내의 경제주체는 노동공급의 대가로 임금 W_t , 기업으로부터 이윤(배당) Π_t , 정부로부터 이전지급 TR_t 를 받으며, 국내화폐 M_t , 1기 만기의 무위험 국내채권 B_{Ht} 및 외국채권 B_{Ft} 을 구입한다고 상정한다. 본고에서는 금융시장이 불완전하게 발전한 우리나라 현실을 반영하기 위해 국내 경제주체는 국제금융시장에서 자금을 차입할 때 국제금융시장의 금리에 더하여 일정한 프리미엄을 지급하여야 한다고 상정한다. 즉 외국의 경제주체들이 지급하는 금리(R_t^*)에 더하여 자신이 보유한 순외국채권의 실질 가치에 의존하는 일정한 프리미엄을 지급한다고 상정한다. 동 프리미엄은 국내 경제주체가 외국에서 자금을 차입하지 않을 경우 그 값이 0이지만 차입을 할 경우 외국에서의 차입금액 규모에 따라 증가한다고 상정한다. 따라서 국내 경제주체의 t 기 예산제약은 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$P_t C_t + M_t + \frac{B_{Ht}}{R_t} + \frac{S_t B_{Ft}}{R_t^* (1 + \eta (\frac{S_t B_{Ft}}{P_t}))} \leq \theta_t + T_t. \quad (6)$$

그러나 본고에서 외국을 대국으로 설정하였기 때문에 외국의 경제주체는 국내의 경제주체가 발행한 채권을 보유하지 않고 자국의 채권만을 보유하고 어떠한 프리미엄도 지급하지 않는다고 상정한다. 즉

$$P_t^* C_t^* + M_t^* + \frac{B_{Ft}^*}{R_t^*} \leq \theta_t^* + TR_t^*. \quad (7)$$

한편 주어진 금액을 각 소비재에 최적으로 배분할 경우, 각 소비재에 대한 지출액과 국내재 및 외국재에 대한 물가지수는 다음과 같다.

$$C_{Ht}(j) = \left(\frac{P_{Ht}(j)}{P_{Ht}} \right)^{-\phi} C_{Ht}, \quad C_{Ft}(j) = \left(\frac{P_{Ft}(j)}{P_{Ft}} \right)^{-\phi} C_{Ft}, \quad (8)$$

$$P_{Ht} = \left(\int_0^1 P_{Ht}(j)^{1-\phi} \right)^{\frac{1}{1-\phi}}, \quad P_{Ft} = \left(\int_0^1 P_{Ft}(j)^{1-\phi} \right)^{\frac{1}{1-\phi}}. \quad (9)$$

여기서 $j \in [0, 1]$ 이다. 유사하게 국내재 및 외국재에 대한 최적 지출도 다음과 같이 구할 수 있다.

$$C_{Ht} = \theta \left(\frac{P_{Ht}}{P_t} \right)^{-\phi} C_t, \quad C_{Ft} = (1 - \theta) \left(\frac{P_{Ft}}{P_t} \right)^{-\phi} C_t. \quad (10)$$

이 때 소비자 물가지수(CPI)는 $P_t = [\theta P_{Ht}^{1-\phi} + (1 - \theta) P_{Ft}^{1-\phi}]^{\frac{1}{1-\phi}}$ 으로 주어진다. 앞서 지적하였듯이, 대국의 경제주체들도 소규모 개방경제의 경제주체들과 동일한 문제에 직면하며 이들의 차이점은 대국의 소비자들에 있어서 소국 소비재의 비중이 0이라는 것에 불과하다. 즉 대국의 경우, $\theta^* = 1$ 이므로 $P_{Ft}^* = P_t^*$ 이다.⁴⁾

2. 국내재 생산기업

국내의 기업 j 는 노동만을 사용하여 규모수익불변의 생산함수로부터 차별화된 재화 j 를 생산한다.⁵⁾

$$Y_t(j) = A_t N_t(j). \quad (11)$$

단, 노동생산성을 나타내는 A_t 의 로그값 $a_t \equiv \log A_t$ 는 AR(1) 과정을 따른다. 즉 $a_t = \rho a_{t-1} + \xi_{at}$ 을 따른다.

기업의 비용극소화 문제로부터 기업의 한계비용은 $MC_t = \frac{W_t}{A_t}$ 으로 주어지며 마크업(μ_t)을 이용해 이 식을 재정리하면 $\mu_t = \frac{A_t}{w_t}$ 이다. 단 $w_t \equiv \frac{W_t}{P_{Ht}}$ 이고 $\mu_t = \frac{P_{Ht}}{MC_t}$ 이다.

상기 생산함수를 집계화하면, 다음과 같은 국내총생산함수를 유도할 수 있다.

$$Y_t = \frac{A_t N_t}{V_t}. \quad (12)$$

단, $V_t \equiv \int_0^1 \frac{Y_t(j)}{Y_t} dj$ 이다.

한편, 국내에서 제품을 생산하는 국내재 생산기업은 국내시장에서는 차별적인 재화를 공급하는 독점적 경쟁기업이라고 상정한다. 또한 국내재 생산기업은 Calvo(1983)과 같이 일정한 확률 $1-\alpha$ 로 가격을 새롭게 설정할 수 있다고 가정한다. 다시 말해 전체 기업중 $1-\alpha$ 기업들이 매기마다 자신의 기대이윤을 극대화하는 새로운 가격을 설정하는데 이 때 가격을 최적가격으로 새로이 설정할 확률은 그

4) 대국의 해당변수는 *로 표시한다.

5) 본고의 단순한 NOEM모형에서는 Woodford (2002)와 McCallum and Nelson (1999)에 따라 변동성이 적은 자본재를 모형설정에서 배제하였다.

기업이 과거에 최적가격을 설정한 것과 독립적이다. 즉 t 기에 설정된 가격이 $t+k$ 기 이후에도 유지될 확률은 α^k 로 주어진다. 따라서 국내기업의 가격설정문제는 다음과 같은 최적화문제로 정리할 수 있다.

$$\begin{aligned} \max E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\alpha\beta)^k \frac{\Lambda_{t+k}}{\Lambda_t} [Y_{t,t+k}(j)(P_{Ht,t+k} - MC_{t,t+k})] \\ \text{s.t. } Y_{t,t+k}(j) \leq \left(\frac{P_{Ht}}{P_{Ht,t+k}} \right)^{-\phi} (C_{Ht+k} + C_{Ht+k}^*). \end{aligned} \quad (13)$$

단, Λ_{t+k} 는 $t+k$ 시점에서 실질소득의 한계효용이다. 상기 최적화문제의 1계 조건은 아래와 같이 주어진다.

$$\sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} Y_{t,t+k} \left(P_{Ht,t} - \frac{\phi}{\phi-1} MC_{t,t+k} \right) \right\} = 0. \quad (14)$$

단 $Q_{t,t+k} \equiv \beta^k \left(\frac{C_t}{C_{t+k}} \right)^{\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+k}} \right)$ 이다.

한편, 국내물가지수는 다음과 같이 과거물가지수와 현재물가지수에 의존한다.

$$P_{Ht} \equiv \left[(1-\alpha)P_{Ht,t}^{1-\phi} + \alpha P_{Ht-1}^{1-\phi} \right]^{\frac{1}{1-\phi}}. \quad (15)$$

국내재를 생산하는 기업은 동 재화를 외국에도 수출하는데 국내기업의 규모는 외국시장에서 미미하기 때문에 수출가격은 국내시장에서 국내 화폐단위로 설정한 가격(P_{Ht})에 외환시장에서 결정된 환율(S_t)을 매개로 한 값, 즉 일몰일가법칙이 성립하도록 외국화폐단위로 결정(P_{Ft})된다고 가정한다. 즉 $P_{Ht} = S_t P_{Ft}$ 이다.

3. 외국재 수입기업

현실경제에서 환율의 완전전가가 이루어지는 경우는 드물다고 할 수 있다. 1980

년대 미국의 경우 급격한 환율 변화에도 불구하고 외국기업이나 수입업자들은 이러한 환율 변화를 미국시장에 즉각 반영하지는 않았다. 이와 같이 환율 변화가 수입재 가격에 전가되는 정도가 불완전한 것은 수입업자들은 국내에서 독점력을 가진 국내 생산자와 같이 국내 화폐단위로 직접 수입가격을 설정하는 전략(pricing to market with local currency)을 구사하기 때문이다.

외국에서 생산된 재화를 국내에 수입하여 독점적으로 판매하는 기업은 국내에서 차별화된 재화를 생산하는 국내재 생산기업과 유사한 문제에 직면하게 된다. 국내 수입자가 가격을 차별화할 수 있을 경우 명목환율의 변화는 수입재의 가격에 즉각 반영되지 않는다. 또한 이러한 가격설정은 미리 결정되는 특징을 가지고 있어서 명목환율의 변화가 가격에 반영되는데는 일정한 시차가 존재하게 된다. 즉 명목환율 변화는 한계비용 변화를 통하여 가격 변화를 유도하기 때문에 수입업자들이 일정기간 동안 가격을 고정시키며 가격은 경직성을 띠게 되는 것이다.

독점적 경쟁시장에서 국내재를 생산하는 기업의 가격설정 문제와 유사하게 독점력을 갖고 수입품을 판매하는 기업의 가격설정 문제를 모형화할 수 있다. 이때 외국기업 j 는 차별성을 지닌 재화 j 를 외국화폐 단위로 $P_{Ft}(j)^*$ 의 가격을 받기 때문에 이 제품을 수입하는 수입업자는 국내화폐 단위로 제품 단위당 $S_t P_{Ft}^*(j)$ 의 한계비용이 소요된다고 할 수 있다. 따라서 수입품 j 를 수입하는 국내 수입업자는 다음과 같은 최적화 문제에서 국내시장에 유통될 수입품의 국내화폐 단위 가격 $P_{Ft,t}(j)$ 를 설정하게 된다.

$$\begin{aligned} \max E_t \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\Lambda_{t+k}}{\Lambda_t} (\beta \alpha_H^*)^k \{ [P_{Ft,t}(j) - S_{t+k} P_{Ft+k}^*(j)] C_{Ft+k}(j) \} \\ \text{s. t. } C_{Ft}(j) = \left[\frac{P_{Ft}(j)}{P_{Ft}} \right]^{-\phi} C_{Ft} . \end{aligned} \quad (16)$$

단 α_H^* 는 t 기에 설정된 외국재 j 의 가격 $P_{Ft,t}(j)$ 가 다음기에도 그대로 유지될 확률이다. 상기 최적화문제의 1계 필요조건은 아래와 같이 주어진다.

$$P_{Ft,t} = \frac{\phi E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} (\alpha_H^* \beta)^k \Lambda_{t+k} P_{Ft+k}^* S_{t+k} C_{Ft+k}(j) \right]}{(\phi - 1) E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} (\alpha_H^* \beta)^k \Lambda_{t+k} C_{Ft+k}(j) \right]}. \quad (17)$$

만약 $\alpha_H^*=0$ 이면, 환율변화가 즉시 수입재 물가에 반영되는 완전전가 경우에 해당되며 시장의 불완전경쟁성을 반영하여 $P_{Ft} = \frac{\phi}{\phi-1} S_t P_{Ft}^*$ 의 관계가 성립한다.

4. 통화정책당국

국내 정책당국의 t 기 예산제약은 재정지출과 이전지급이 화폐발행 및 조세로 충당되므로 다음과 같이 주어진다.

$$M_t - M_{t-1} + \tau P_t Y_t = G_t + TR_t. \quad (18)$$

단 τ 는 소득세율이다.

외국 정책당국도 유사한 예산제약에 직면한다.

IV. 균 형

소국과 대국으로 이루어진 세계경제는 소국과 대국의 재화시장, 금융시장 및 노동시장이 동시에 균형을 이룰 때 균형을 이루게 된다. 소국이나 대국이나 균형조건은 유사하기 때문에 본고에서는 소국의 균형조건에 초점을 맞추어 논의를 전개한다.

1. 소국의 IS곡선

먼저 국내 가계부문의 1계조건은 다음과 같이 주어진다.

$$C_t^{-\sigma} = \Lambda_t, \quad (19)$$

$$N_t^v = \Lambda_t \frac{W_t}{P_t}, \quad (20)$$

$$\Lambda_t = \beta E_t[\Lambda_{t+1} R_t], \quad (21)$$

$$\frac{\Lambda_t}{P_t^* R_t \eta \left(\frac{B_{Ft}}{P_t^*} \right)} = \beta E_t \left[\frac{\Lambda_{t+1}}{P_{t+1}^*} \right], \quad (22)$$

$$M_t = \Lambda_t - \beta E_t \left[\frac{\Lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right]. \quad (23)$$

상기식과 함께 시간제약 식(5), 예산제약 식(6)도 국내 가계부문의 1계조건이다. 식(19)는 소비재의 한계효용과 부의 한계효용이 같아야 한다는 조건이며, 식(20)식은 여가의 한계효용과 실질임금의 한계효용이 같아야 한다는 조건을 나타내고 있다. 식(21), 식(22), 식(23)은 국외내 채권보유 및 화폐보유에 대한 결정을 나타낸다.⁶⁾

식(19)~식(21)으로부터 오일러 방정식(stochastic Euler equation)을 유도하면 개방경제하에서 국내의 IS곡선을 구할 수 있다.

$$c_t = E_t c_{t+1} - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t(\pi_{Ht+1} - (1-\theta)\Delta q_{t+1})) \quad (24)$$

단 소문자로 표시된 변수는 대문자로 표시된 변수의 자연로그값이며, π_t 는 소비자물가 인플레이션을, π_{Ht} 와 π_{Ft} 는 국내재 및 외국재물가의 인플레이션율이다. 그리고 q_t 는 (로그) 교역조건으로 $q_t \equiv p_{Ft} - p_{Ht}$ 이다.

소규모 개방경제의 경우, 국내의 명목금리와 국내재 인플레이션뿐만 아니라 경제의 개방정도 $(1-\theta)$ 와 예상되는 교역조건의 변화($E_t \Delta q_{t+1}$)도 국내경제의 재화 시장균형에 영향을 미치게 된다. 대국의 경우, $\theta^*=1$ 이기 때문에 폐쇄경제의 IS곡선과 동일한 형태의 IS곡선을 갖게 된다. 경제의 수요측면은 환율의 전가율에 관계

6) 중앙은행이 이자율준칙을 사용할 경우 화폐수요함수가 모형내에 도입되더라도 여타 거시경제 지표에 전혀 영향을 주지 않는다. Bernanke et al. (1998), Woodford (2002) 등은 화폐를 모형에 도입하지만 분석에서는 고려하지 않고 있다.

없이 동일하기 때문에 IS도 동일한 형태가 된다.

2. 이자율 평형정리(covered interest parity)

대국의 경우도 상기와 유사한 Euler 방정식을 만족시키기 때문에 국내 및 외국의 오일러 방정식으로부터 환위험이 헤지되지 않은 이자율평형조건 (uncovered interest parity condition: UIP) 을 구하여 이를 로그 선형근사화하면 다음과 같은 형태가 된다.

$$r_t = r_t^* + E_t s_{t+1} - s_t + \eta'(0) B_{Ft} / P_t^* \quad (25)$$

식(25)는 국내금리가 외국금리에 비해 상승할 경우 국내의 화폐가치는 외국의 화폐가치에 비해 향후에 떨어질 것이라는 예상을 반영하고 있으며, 그 크기는 국내의 금리차이 뿐만 아니라 현재 국내 경제주체들이 외국에 대하여 어느 정도의 자금을 차입 또는 대출하였는가, 그리고 금리 프리미엄의 탄력성에 의존한다. 만약 금융시장이 완전하거나 외자도입에 따른 프리미엄이 없을 경우 단순한 형태의 UIP 조건이 성립한다.

다음으로 국내재로 평가한 수입수요를 구하기 위해 먼저 국내소비재 단위로 표시한 내국인의 외국재에 대한 수요, 즉 수입수요와 국내소비재 단위로 나타낸 외국인의 국내재 수요를 이용해 국내재 단위로 무역수지를 구하면 다음과 같다.⁷⁾

$$TB_t = Y_t - \left\{ \theta \left(\frac{P_{Ht}}{P_t} \right)^{-\phi} + (1 - \theta) \left(\frac{P_{Ft}}{P_t} \right)^{-\phi} \frac{P_{Ht}}{P_{Ft}} \right\} C_t. \quad (26)$$

식(26)에서 무역수지가 국내의 경제활동과 국내외 교역조건뿐만 아니라 경제의 개방정도에 의존하고 있음을 알 수 있다.

7) $C_{Ht}^* \equiv Y_t - C_{Ht} = Y_t - \theta \left(\frac{P_{Ht}}{P_t} \right)^{-\phi} C_t$, $\frac{1}{Q_t} C_{Ft} = (1 - \theta) \left(\frac{P_{Ft}}{P_t} \right)^{-\phi} \frac{P_{Ht}}{P_{Ft}} C_t$.

3. 대국의 IS곡선과 총공급함수

국내경제를 제외한 여타 대국의 재화시장 균형조건인 IS곡선도 소규모개방경제와 마찬가지로 정리할 수 있는데, 대국의 IS곡선은 폐쇄경제의 경우와 유사한 형태를 갖는다.

$$y_t = E_t[y_{t+1}] - \frac{1}{\sigma}(r_t^* - E_t[\pi_{t+1}^*]). \quad (27)$$

가격 결정식과 상기식을 이용하면 다음과 같은 대국의 새케인지안 필립스곡선을 구할 수 있다.

$$\pi_t^* = \beta E_t[\pi_{t+1}^*] - \kappa \mu_t^*. \quad (28)$$

단 $\kappa = \frac{(1-\alpha^*)(1-\alpha^*\beta^*)}{\alpha^*}$, 마크업은 $\mu_t^* \equiv \frac{P_t^*}{MC_t^*}$ 이고, α^* 와 β^* 는 각각 외국기업 및 경제주체의 가격 경직성과 시간할인인자이다.

4. 소국의 국내재 총공급함수

소국 경제에 있어서도 여타 세계와 유사한 총공급함수인 새케인지안 필립스곡선을 구할 수 있다. 가격대비 한계비용인 (로그)마크업에 대해 소비자의 효용극대화 조건을 대입하여 정리하고 이를 기업의 가격 설정식에 대입하여 정상상태 부근에서 국내재 물가를 로그근사화하면 다음과 같은 개방경제에서의 국내재 물가에 대한 새케인지안 필립스곡선을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \pi_{Ht} = & \beta E_t\{\pi_{Ht+1}\} - \kappa\{(\nu + \Phi_\theta)y_t + (1 - \Phi_\theta)y_t^* \\ & - (1 - \theta)Q_t - (1 + \nu)a_t\}. \end{aligned} \quad (29)$$

단, $x = \frac{(1-\alpha)(1-\alpha\beta)}{\alpha}$, $\phi_\theta = \frac{\theta}{1+(1-\theta)(1+\theta)(\sigma\phi-1)}$ 이다. 그리고 $\mu_t \equiv \frac{P_{Ht}}{MC_t}$ 은 마크업이며 $Q_t \equiv \frac{P_{Ft}}{P_{Ht}}$ 는 교역조건이다. 소규모 개방경제에 있어서 국내의 산출물뿐만 아니라 외국 산출물 그리고 교역조건이 국내재 물가수준에 영향을 준다. 만일 교역조건이 AR(1) 과정을 따르고 교역조건에 정의 충격이 가해진다면 가격을 경직적으로 설정하는 기업들의 마크업이 하락하면서 국내재에 대한 수요증가를 통해 국내재의 가격이 상승하게 된다.

이러한 교역조건이 국내재 물가에 미치는 효과는 경제의 개방정도(1- θ) 또는 소비자의 소비재 바스켓에서 차지하는 외국재화의 비중에 따라 달라지게 된다. 만약 국내부문의 규모가 매우 지대하여 해외부분이 경제전반에서 차지하는 비중이 극히 미미할 경우, 즉 θ 가 1일 경우 이러한 경제는 폐쇄경제와 유사하여 본고에서 상정한 대국과 같게 된다. 이러한 경우 교역조건은 국내물가에 전혀 영향을 주지 않게 된다. 만약 θ 가 1이면 상기 총공급함수는 여타 세계경제의 필립스곡선과 동일하게 된다.

5. 불완전전가하의 수입재 총공급함수

불완전전가하에서 국내 수입업자의 수입가격 설정식을 로그근사화하면 다음과 같다.

$$p_{Ft,t} = (1 - \beta\alpha^*)E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\alpha^*)^k e_{t+k}^* + p_{Ft+k} \quad (30)$$

단 $e_{t+k}^* \equiv s_{t+k} + p_{t+k}^{F*} - p_{t+k}^F$ 이다.

상기식과 수입재 가격의 운동 방정식을 결합하면 불완전가격전가하의 수입재에 대한 총공급함수를 아래와 같이 유도할 수 있다.

$$\pi_{Ft} = \beta E_t \pi_{Ft+1} + \chi_F e_t^* \quad (31)$$

$$\text{단 } \chi_F \equiv \left(\frac{(1-\alpha^*)(1-\alpha^*\beta)}{\alpha^*} \right) \text{이다.}$$

6. 통화정책당국

중앙은행이 선택할 수 있는 통화정책은 통화량준칙과 금리준칙으로 대별할 수 있는데, 우리나라 경우 통화정책이 통화량준칙에서 금리준칙으로 전환된 것은 최근의 일이다. 금리준칙으로의 이행에 따른 시계열자료가 부족하기 때문에 우리 경제에 대한 시사점을 논의하기 위하여 본 논문에서는 통화량준칙을 사용하고자 한다.

통화량준칙을 따를 경우 통상적인 방법에 따라 국내 통화정책당국은 다음과 같은 AR(1) 과정의 통화증가율 방정식을 이용해 통화량을 공급한다고 가정한다.⁸⁾

$$\omega_t = \rho_\omega \omega_{t-1} + \varepsilon_{\omega_t} \quad (32)$$

단 $\omega_t = \ln \left(\frac{M_t^s}{M_{t-1}^s} \right)$ 인 t 시점의 통화증가율이다.

7. 정상상태하의 균형조건

균형은 소국 및 대국에 있어서 예산제약하의 가격 및 기업의 최적화조건과 재화 및 노동시장의 청산조건, 그리고 다음의 화폐 및 채권시장의 청산조건들로 구성된다.

$$M_t^s = M_t^d \quad (33)$$

$$B_{Ht} = 0 \quad (34)$$

즉 균형조건은 $\{P_{-1}, P_{H-1}, P_{F-1}, B_{-1}, B_{-1}^*, P_{-1}^*\}$ 의 초기조건과 $\{A_t,$

8) 한국은행은 EC방식에 의하여 통화를 공급하였다고 할 수 있는데, 정상상태에서의 이탈을 분석하는 본고에서 통화공급을 AR(1) 방식에 의하여 도입하든 EC방식을 하여 도입하든 큰 차이는 없다.

A_t^* } $i=0$ 의 시간경로가 주어지면 식(5), 식(9), 식(12), 식(16), 식(19)~식(24), 식(33), 식(34)와 이에 대응하는 대국의 조건 11개식으로 구성되며 이를 만족시키는 $\{C_t, \Lambda_t, Y_t, N_t, B_{Ht}, P_{Ht}, P_{Ft}, P_t, W_t, R_t, M_t, B_{Ft}, \mu_t, C_t^*, \Lambda_t^*, Y_t^*, N_t^*, B_t^*, P_t^*, R_t^*, W_t^*, \mu_t^*, S_t\}$ $i=0$ 들의 시간경로가 균형경로가 된다.⁹⁾

King et al (1988)의 방식을 따라 외부 경제충격이 발생하여 내생변수들이 정상균형에서 약간 이탈할 경우 발생하는 효과들을 상태공간(state space) 분석을 통하여 논의하도록 하겠다.

V. NOEM 모형의 수량적 평가

수량적 분석에 활용될 파라미터값들은 Jung(2002)이 우리나라 분기별자료를 이용하여 최우추정법으로 구한 값과 기타 연구에서 제시한 값들을 활용하였다. 먼저 경제가 정상상태에 있을 경우 Euler 방정식은 $\frac{\beta}{\pi_{ss}} = (1 + r_{ss})$ 을 함축하기 때문에 동 분석기간중의 평균 인플레이션율과 평균 콜금리를 이용하여 $\beta=0.99$ 라고 설정하였다. 통상적인 케인지안 모형에 따라 $\sigma=1$ 로 설정하여 통상적인 소비의 기간간 대체탄력성을 1로 설정하였다. 그리고 정상상태의 마크업 μ 는 1.2로 설정하였으며 기업들은 평균 1년마다 최적의 가격을 설정한다고 상정하여 $\alpha=3/4$ 으로 하였다. 그리고 본고의 주요 분석사항인 환율의 전가정도는 실증분석에서 제시하는 환율의 전가율이 상이하기 때문에 단기 환율전가율이 100%인 $\alpha^*=0$, 75%인 $\alpha^*=1/4$, 그리고 50%인 $\alpha^*=1/2$ 인 경우를 상정하여 민감도 분석을 하였다. 그리고 국내경제주체의 외자도입시 해외금리의 순자산 탄력성은 Uribe(2003)와 같이 -10^{-3} 이라고 상정하였다. 다음으로 외생적 확률과정을 따르는 파라미터값들의 추정은 다음과 같다.¹⁰⁾

$$\omega_t = 0.02_{(0.004)} + 0.546_{(0.09)}\omega_{t-1} + \varepsilon_{\omega t}, \quad \sigma_{Mf} = 0.015 \quad (35)$$

9) 외국은 국내에서 발행된 채권을 보유하지 않기 때문에 국내의 균형조건보다 1개가 적다.

10) 자세한 추정방법은 Jung(2002)을 참조하라.

$$a_t = 0.866_{(0.032)} a_{t-1} + \varepsilon_{at}, \quad \sigma_{at} = 0.012 \quad (36)$$

1. Watson의 모형 적합성 측정

$n \times 1$ 변수로 이루어진 경제모형 변수들의 움직임을 X_t 로 나타내고 동 벡터의 자기공분산 생성함수(autocovariance generating function: ACGF)를 $A_X(z)$ 라고 하자. 그리고 동일한 $n \times 1$ 변수로 이루어진 실제자료로부터 얻는 확률과정을 Y_t 라고 하고, 이 과정의 ACGF를 $A_Y(z)$ 로 나타내자. 그러면 $A_X(z)$ 와 $A_Y(z)$ 는 각각 경제모형과 실제자료의 $n \times 1$ 벡터의 2차 적률(second moments)을 나타낸다. X_t 와 Y_t 가 함께 공분산 정상과정(jointly covariance stationary)을 따른다고 가정하고 실제자료로부터 구한 $n \times 1$ 변수의 실제과정 Y_t 와 경제이론모형으로부터 구한 $n \times 1$ 변수의 움직임 과정 X_t 의 차이, 즉 관심의 대상인 변수들의 실제자료 경로와 경제이론모형 자료의 경로차이를 오차 u_t 라고 정의하자.

$$u_t = Y_t - X_t. \quad (37)$$

그러면 ACGF의 정의로부터 오차항 u_t 의 ACGF, $A_u(z)$ 를 다음과 같이 구할 수 있다.

$$A_u(z) = A_Y(z) + A_X(z) - A_{XY}(z) - A_{YX}(z). \quad (38)$$

여기서 $A_{XY}(z)$ 는 X_t 와 Y_t 사이의 상관 ACGF이다. 이 관계식을 이용하여 오차항 분산이 작으면 작을수록 이론모형에서 생성된 변수들과 실제자료의 관측치들 간의 거리는 작을 것이다. 즉 경제이론이 실제자료를 보다 잘 설명한다고 할 수 있는 것이다. Watson(1993)은 임의의 제약을 가하지 않고 동 오차항의 분산이 가지게 되는 하한임계치(lower bound)를 구하여 경제이론의 설명력을 측정하는 방법을 제시하였다. 즉 X_t 와 Y_t 사이의 결합 ACGF인 $A_{XY}(z)$ 가 반양정부호(positive

semidefinite) 라는 제약하에서 u_t 의 분산을 최소화하는 $A_{XY}(z)$ 를 구하면 경제이론 모형에서 생성되는 변수들의 움직임이 실제자료에서 얼마나 피리가 되어 있는지를 알 수 있다. Watson(1993)은 일정한 가정하에서 u_t 의 분산을 최소화하는 X_t 와 Y_t 간의 관계는 다음과 같이 정리할 수 있음을 보였다.

$$X_t = \Theta Y_t. \quad (39)$$

단 $\Theta = C_X' VUC_Y'$ 이고 C_X 와 C_Y 는 각각 X_t 와 Y_t 의 공분산행렬인 Σ_X 와 Σ_Y 의 임의의 $n \times n$ 자승행렬, 즉 $\Sigma_X = C_X' C_X$ 와 $\Sigma_Y = C_Y' C_Y$ 이다. 그리고 V 와 U 는 각각 $n \times k$ 직교행렬과 $k \times k$ 의 정규직교행렬을 나타내며, k 는 Σ_X 의 위수(rank)이다.

X_t , Y_t 와 u_t 가 평균이 0인 결합 공분산 정상과정이라고 가정하면, X_t , Y_t 와 u_t 는 크래머 식(Crammer representation)을 빈도(frequency) ω 에서의 스펙트럼 밀도행렬(spectral density matrix)에 적용하면 각각 $X_t = \int_0^{2\pi} e^{i\omega t} dz_X(\omega)$, $Y_t = \int_0^{2\pi} e^{i\omega t} dz_Y(\omega)$, $u_t = \int_0^{2\pi} e^{i\omega t} dz_u(\omega)$ 로 표시할 수 있다. 식(38)을 스펙트럼 밀도함수를 이용하여 재정리하면 다음의 식들을 얻을 수 있다.

$$A_{XY}(e^{-i\omega}) = \Theta(\omega) A_Y(e^{-i\omega}), \quad (40)$$

$$\begin{aligned} A_u(e^{-i\omega}) &= A_Y(e^{-i\omega}) + A_X(e^{-i\omega}) \\ &\quad - A_{XY}(e^{-i\omega}) - A_{YX}(e^{i\omega})'. \end{aligned} \quad (41)$$

상기식을 이용하면, 통상적인 회귀분석의 $1 - R^2$ 와 비슷한 하한임계치를 다음과 같이 구할 수 있다.¹¹⁾

11) Watson(1993) 참조

$$r_j(\omega) = \frac{[A_u(e^{-i\omega})]_{\ddot{u}}}{[A_Y(e^{-i\omega})]_{\ddot{y}}}. \quad (42)$$

〈표 4〉 이론모형의 주요 2차 적률 ($\alpha_H^* = 1/4$)

변수	표준편차 (%)	GDP와의 교차상관계수 ($\text{corr}(X_t, \text{GDP}_{t+j})$)								
		$j=4$	$j=3$	$j=2$	$j=1$	$j=0$	$j=1$	$j=2$	$j=3$	$j=4$
산 출 량	2.63	-.08	.21	.57	.88	1.00	.88	.57	.21	-.08
통 화 량	3.36	.53	.65	.70	.62	.39	.06	-.27	-.51	-.62
물 가	3.39	.48	.61	.69	.65	.46	.15	-.20	-.47	-.61
환 율	4.48	.29	.47	.65	.75	.68	.44	.09	-.25	-.47
무역수지 /산출량	1.16	-.09	.19	.54	.85	.98	.87	.58	.23	-.05

〈표 5〉 이론모형의 주요 2차 적률 ($\alpha_H^* = 1/2$)

변수	표준편차 (%)	GDP와의 교차상관계수 ($\text{corr}(X_t, \text{GDP}_{t+j})$)								
		$j=-4$	$j=-3$	$j=-2$	$j=-1$	$j=0$	$j=1$	$j=2$	$j=3$	$j=4$
산 출 량	2.21	-.02	.27	.61	.89	1.00	.89	.61	.27	-.02
통 화 량	3.27	.51	.63	.69	.64	.46	.16	-.16	-.43	-.57
물 가	3.36	.51	.62	.68	.62	.43	.14	-.18	-.44	-.58
환 율	4.68	.21	.38	.58	.73	.74	.57	.26	-.08	-.34
무역수지 /산출량	0.74	.27	.33	.61	.82	.89	.78	.54	.25	.01

〈표 6〉 이론모형의 주요 2차 적률 ($\alpha_H^* = 3/4$)

변수	표준편차 (%)	GDP와의 교차상관계수 ($\text{corr}(X_t, \text{GDP}_{t+j})$)								
		$j=-4$	$j=-3$	$j=-2$	$j=-1$	$j=0$	$j=1$	$j=2$	$j=3$	$j=4$
산 출 량	1.57	.08	.36	.67	.91	1.00	.91	.67	.36	.08
통 화 량	2.94	.44	.56	.63	.61	.48	.25	-.03	-.28	-.44
물 가	2.94	.51	.57	.58	.49	.32	.07	-.19	-.39	-.52
환 율	6.20	.04	.20	.42	.64	.75	.70	.49	.19	-.08
무역수지 /산출량	0.68	.18	.18	.15	.10	.06	.04	.04	.05	.05

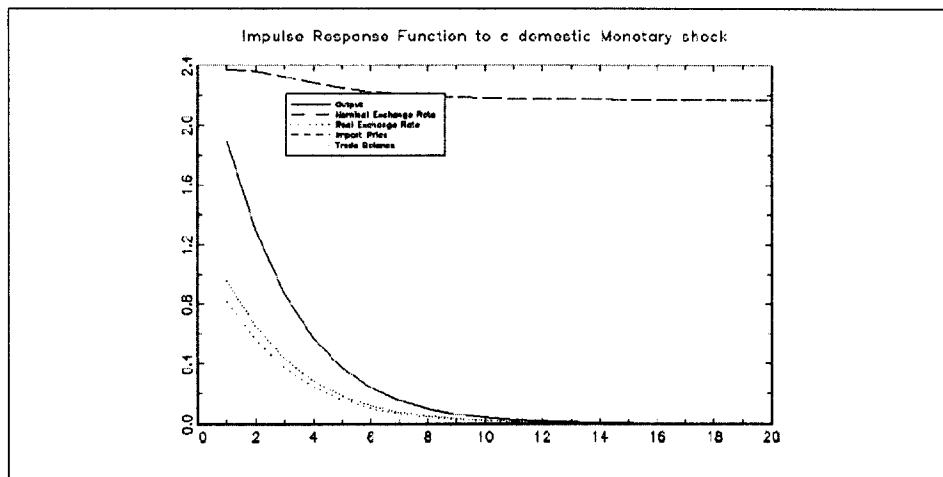
다음으로 이론모형에서 재생되는 자료들이 시간의 경과에 따라 어떠한 특성을 지니는지를 살펴보기 위해 각 변수들과 실질 GDP간의 교차상관계수(cross-correlations)를 살펴보도록 하자. 먼저 실질 GDP의 자기상관계수를 보면 모형의 경우와 자료의 경우에는 큰 차이가 없다. 모형에서 재생된 물가의 경우 현재시점의

물가와 미래시점의 물가가 음의 상관관계를 가져 본고의 NOEM 모형에서 물가가 경기변동의 역선행지표로 작용하고 있음을 알 수 있다. 그러나 환율과 무역수지의 경우 외환위기 이후까지를 고려한 실제자료와는 달리 산출물과 강한 동행성을 가져 본고의 이론적 모형이 우리나라 무역수지 움직임을 설명하는데 어려움이 있다. 그러나 수입재 기업의 가격경직성이 증대할 경우 무역수지와 실질 GDP간의 상관계수는 감소하여 0에 가깝게 나타나 실제자료의 상관계수에 보다 가까워졌으나 무역수지의 변동성이 크게 줄어들었다. 이러한 특징은 가격경직성 모형에서 재화시장보다 금융시장의 조정속도가 빠르다는 Dornbusch의 오버슈팅모형의 특징을 반영하는 것이다.

다음으로 국내통화충격이 주요 거시경제변수들에 미치는 충격반응함수를 살펴보도록 하자. 먼저 완전전가(PPT)의 경우, 양의 국내통화충격은 <그림 4>에서 보듯이 국내재 물가의 상승을 통해 명목환율의 절하(depreciation)로 이어지고 이는 곧 바로 국내의 수입재 물가 상승으로 이어지게 된다. 환율전가가 완전할 경우 일물일가의 법칙이 성립하고 외국의 물가는 국내통화량변동에 변화가 없기 때문에 수입재 물가와 환율의 반응은 동일하게 된다. 또한 국내재가 외국재에 비해 상대적으로 저렴해진 결과, 수입재 가격대비 국내재 가격의 비율인 교역조건(terms of trade)은 개선된다. 이에 따라 수출은 증대하고 수입은 감소하여 무역수지가 개선되며, 국내재 수요증대에 따른 생산증대로 산출물도 증가한다. 국내재 가격의 경직성은 국내통화충격에 대해 국내재 생산기업의 마크업을 감소시키며, 환율의 과도한 반응(overshooting)을 통해 수입재 가격상승을 주도한다. 경직된 국내재 물가보다도 수입재물가가 더 많이 상승하게 되어, 소비자물가 상승률이 국내재 물가상승률보다도 높게 나타난다.

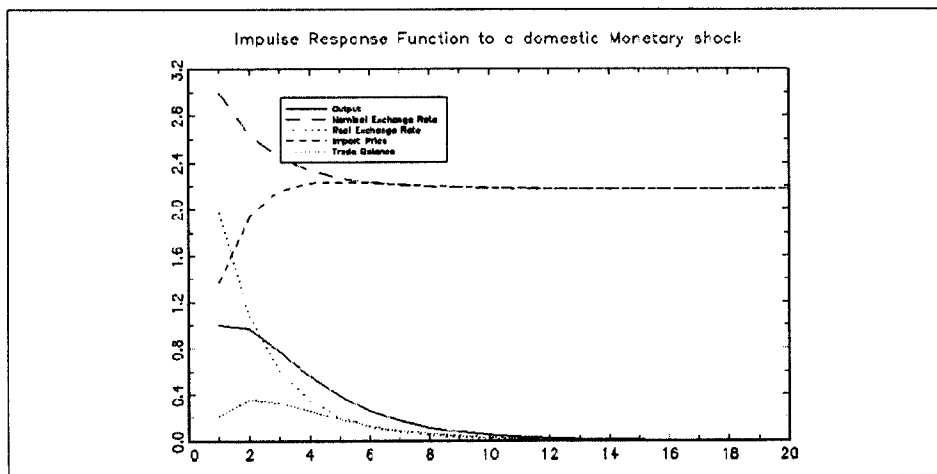
불완전전가(IPT)의 경우, 양의 국내통화충격은 국내재 물가의 상승을 통해 명목환율의 절하(depreciation)를 유발하지만, 환율절하 효과가 모두 국내 수입재 물가 상승으로 이어지지는 않는다. 즉 수입재의 가격경직성 정도에 따라 국내재와 외국재간의 가격반응 정도가 결정된다. <그림 5>에서는 국내재 생산기업이 $\alpha = 3/4$ 의 가격경직성, 수입재 기업이 $\alpha_H^* = 1/2$ 의 가격경직성을 가지고 있을 경우 국내의 주요 거시변수들이 어떻게 반응하지를 보여주고 있다. 국내재 가격의 경직 정도가 국내 수입재 가격의 경직 정도가 크기 때문에, <그림 5>에서 보듯이, 수입재 가격

〈그림 4〉 완전전가의 경우



대비 국내재 가격의 비율인 교역조건(terms of trade)은 개선된다. 따라서 가격 경직성이 존재할 경우, 국내통화 증가율의 증가는 실질잔고 증대로 이어져 국내 경제 주체들의 재화수요 증대와 소득 증대를 가져온다. 이러한 소득 증대는 국내재 뿐만 아니라 외국재에 대한 수요증대를 의미하기 때문에 〈그림 5〉에서 보듯이 무역수지가 증대한다. 특히 교역조건의 점진적인 개선은 무역수지의 점진적인 개선을 통하여 산출물의 험프형태의 반응을 유도한다.

〈그림 5〉 불완전전가의 경우



3. VAR을 이용한 스펙트럼 추정

본고의 이론적 시사점을 우리나라 자료의 특징과 관련하여 실증적으로 논의하기 위하여, 이 장에서는 Watson(1993)과 같이 주요 변수들의 벡터자기회귀모형(VAR)을 이용해 빈도공간(frequency domain)에서 관심의 대상이 되는 주요 거시경제변수들의 특징을 살펴보도록 하자. 본고에서는 Lucas(1988), Jung(2002), King and Watson(1996)을 따라 통화량(m), GDP(y), 물가(q), 환율(s) 및 무역수지(tb/y)로 이루어진 벡터자기회귀모형(VAR)을 상정한다. 실질화폐수요함수는 통화량과 물가 및 실질소득과 공적분되어 있다 사실을 반영하여 $Z_t = (y_t - p_t - m_t, \Delta y_t, \Delta m_t, \Delta s_t, tb_t/y_t)$ 이 상수 및 4차까지의 lag변수에 의존하는 VAR 모형을 설정하였다.¹²⁾

실증분석에 사용된 자료는 환율의 변동이 자유로워진 1980년 1/4분기부터 외환위기 이전인 2002년 1/4분기까지의 총통화량, 실질국내총생산, 무역수지를 15세 이상 인구로 나눈 해당변수의 값과 GDP 디플레이터, 대미달러환율 등이다.

상기 모형의 실증적 설명력을 분석하기 위해서는 King, Plosser and Rebelo(1988)와 같이 최적화문제의 오일러(Euler) 방정식들을 로그 근사화하여야 한다. 변수들의 비정상성(nonstationarity)을 고려하여 비정상상태의 변수들을 정상화(stationary)한 후, King et al(1988) 처럼 어떤 경제충격에 의해 내생변수들이 정상균형에서 약간 이탈할 경우를 논의하여야 한다. 균형조건을 정상상태를 중심으로 로그 근사화하면 y_t, p_t, m_t, s_t, tb_t 으로 이루어진 벡터자기회귀(vector autoregression: VAR) 모형으로 나타낼 수 있으며, $X_t = (\Delta p_t, \Delta y_t, \Delta m_t, \Delta s_t, tb_t)'$ 의 ACGF도 2장의 방법에 따라 구할 수 있다.¹³⁾

한편 $Y_t = (\Delta p_t, \Delta y_t, \Delta m_t, \Delta s_t, tb_t)'$ 의 ACGF는 미지의 값이기 때문에 자료를 이용해 이를 추정하여야 한다. 이를 위해, 먼저 King, Plosser, Stock and Watson(1991)과 Watson(1993)의 방법에 따라 산출물, 소비, 투자간에 존재하는

12) 무역수지를 제외한 모든 변수들은 자연대수를 취한 값들이다. 변수들의 순서(ordering)를 바꾸어도 2차 적률의 기본적인 특징은 변화가 없다.

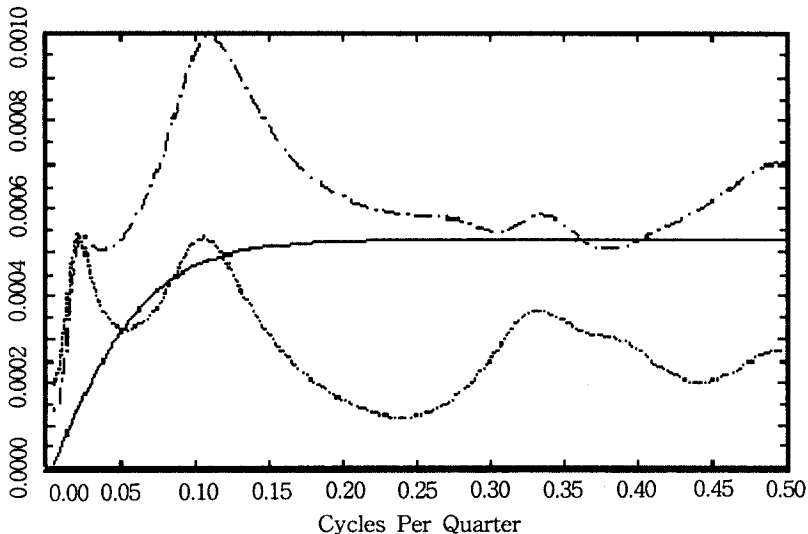
13) y_t, p_t, m_t, s_t, tb_t 는 산출량, 물가, 통화량, 명목환율의 로그값과 무역수지/산출물의 값이다.

공적분제약(cointegrating restriction)을 고려하여 설정한 상기의 VAR모형을 이용하여 추정하였다. 오차항의 스펙트럼은 상기식의 5변수에 동일한 가중치를 부여하고 실제 자료 및 모형 자료의 공분산행렬이 반양정부호행렬을 가져야 한다는 조건하에서, 오차의 스펙트럼 밀도행렬(spectral density matrix)을 극소화하도록 추정하였다.

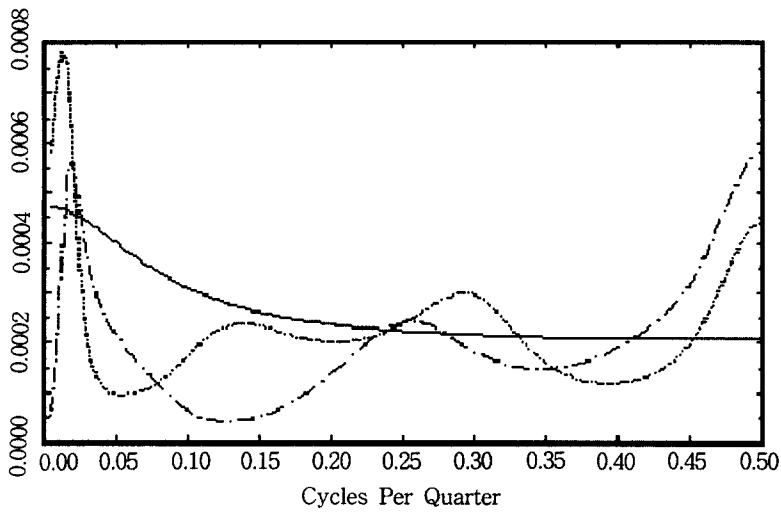
먼저 환율전가가 완전할 경우, 즉 $a_H^*=0$ 인 경우, <그림 6>에서 알 수 있듯이 산출물증가율의 파워스펙트럼은 저빈도에서는 낮고 고빈도에서 높은 형태로 실제자료의 L자 형태와는 다르다. 이러한 산출물 스펙트럼은 무역수지에도 그대로 반영되어 실제자료와는 달리 일정빈도이상에서 일정한 값을 유지하고 있다. 한편 물가의 경우에는 모형의 스펙트럼과 실제자료의스펙트럼이 저빈도에서 높은 값을 고빈도에서 낮은 값을 가져 형태가 유사하나 모든 빈도에서 모형의 물가상승률이 실제자료의 물가상승률보다 변동성이 크게 나타났다.

<그림 6> 환율전가가 완전할 경우($a_H^*=0$)

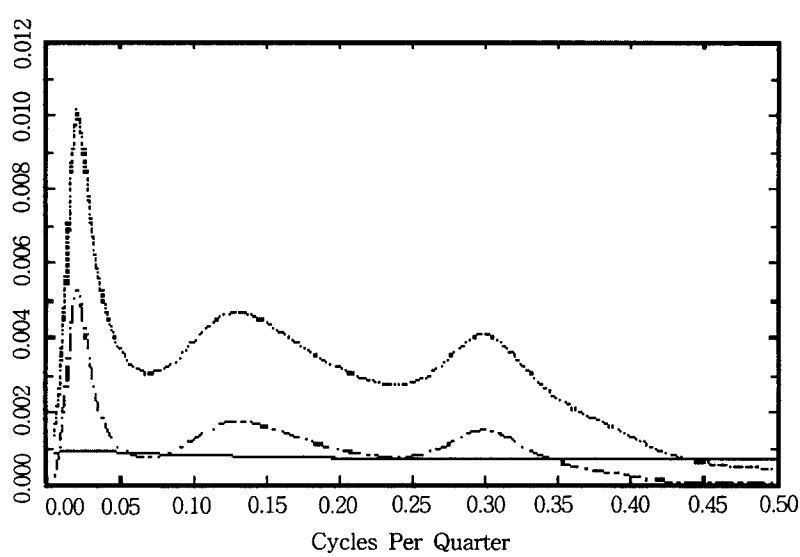
A. Output



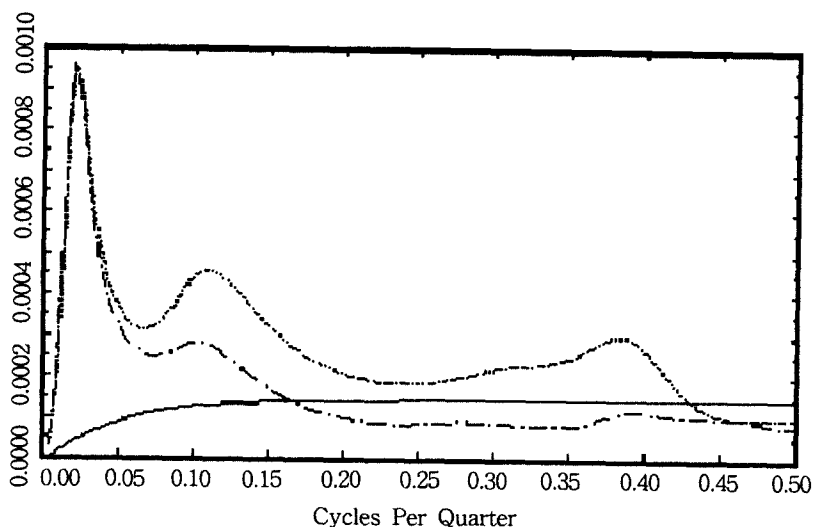
B. Price



C. Exchange rate



D. Trade balance

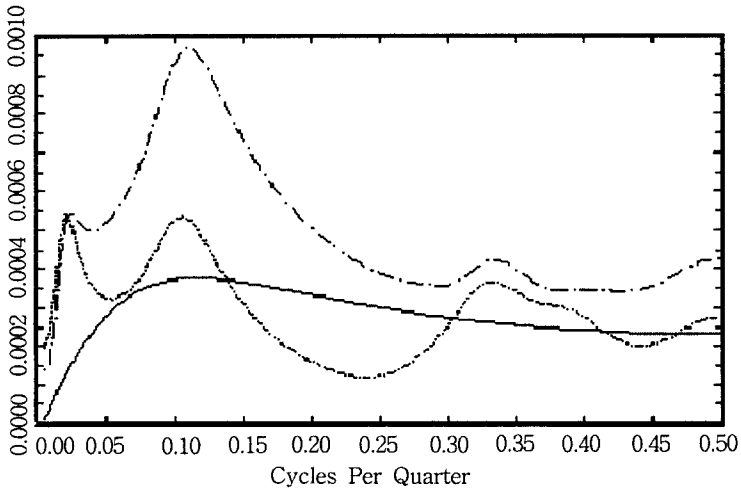


이러한 물가의 과변동성은 환율변화가 수입물가에 완전히 전가되어 소비자물가 역시 외부충격에 크게 반응하기 때문이다. 한편 환율의 경우 실제자료의 변동성이 주로 경기변동주기보다 짧은 분기에 크게 나타난 반면, 환율전가가 완전한 모형에서는 환율변동성이 모든 주기에서 일정한 형태를 지녀 실제자료와 차이를 보이고 있다.

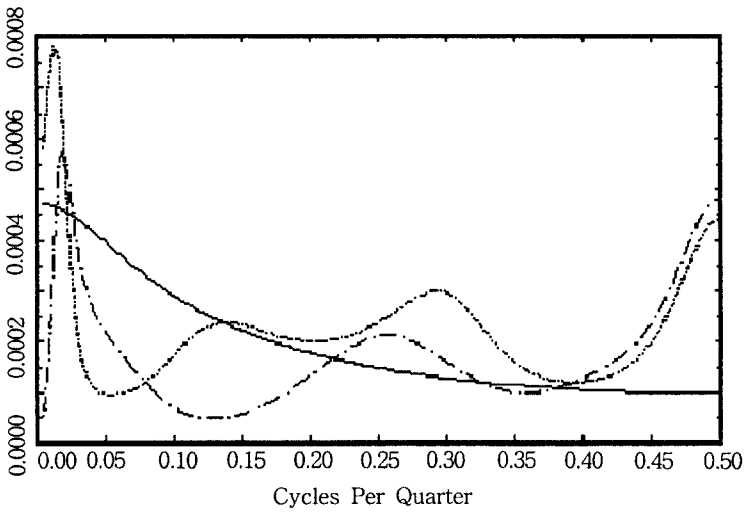
〈그림 7〉에서는 $\alpha_H^* = 1/4$ 로 환율전가가 1기간내 평균 75%정도 이루어질 경우의 주요변수 스펙트럼을 보여주고 있는데, 완전전가가 일어나는 경우와 대비하여 다른 점은 모형에서 재생된 산출물의 변동성이 줄어들고 있다는 점이다. 이는 외부충격 발생으로 환율이 변동할 경우, 수입업자들이 수량조정대신 환율변화를 수입가격 조정에 반영시켜 흡수함으로써 환율의 완전전가가 있을 경우보다 가격변동이 작게 되고 이에 따라 국내기업들의 생산변동폭도 줄어들기 때문이다. 즉 환율의 전가 정도가 작아지면, 환율변동에 의한 수입재 가격 변동폭이 줄어들게 되고 이에 따라 외국기업과 경쟁관계에 있는 국내기업들 역시 수입재를 대체할 기회가 줄어들게 된다.

〈그림 7〉 환율전가가 1기간내 평균 75%정도 이루어질 경우($\alpha_H^* = 1/4$)

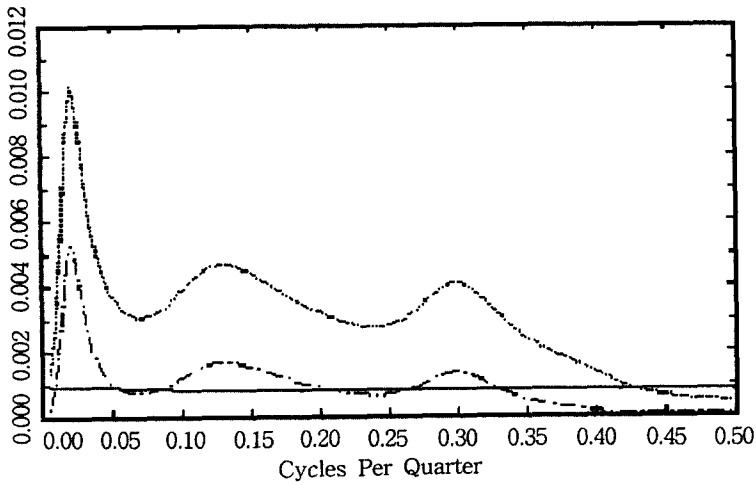
A. Output



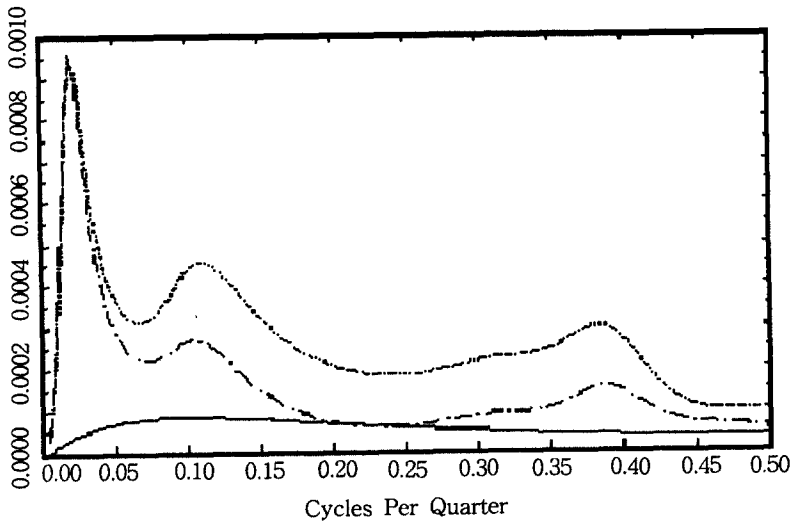
B. Pricech



C. Exchange rate



D. Trade balance



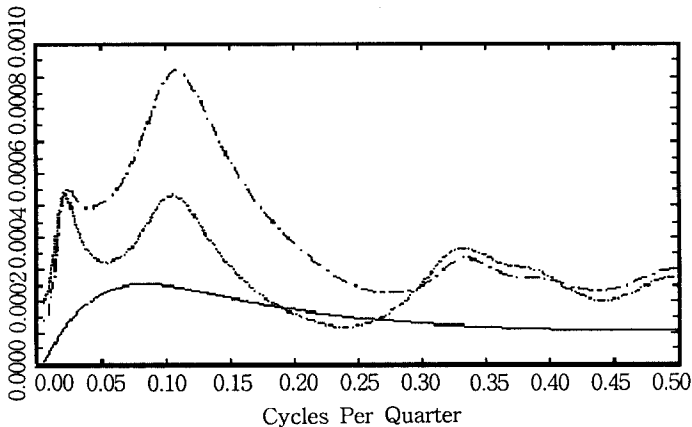
〈그림 8〉은 $a_H^* = 1/2$ 로 환율전가가 1기내에 이루어질 가능성이 50%일 경우, 주요변수들의 스펙트럼밀도함수를 나타내고 있다. 특히 산출물의 경우 스펙트럼 밀도함수가 실제자료의 스펙트럼밀도함수와 같이 저빈도에서 점차 증가하다가 경기변도구간에서 최대값을 갖고 다시 감소하는 L자형을 나타내고 있어 실제자료와 적합도가 증가하고 있다. 또한 환율의 경우도 저빈도보다는 고빈도에서 스펙트럼이 증

가하는 형태이나 경기변동주기에서 스펙트럼이 최대값을 나타내는 L자형의 실제자료 환율변동성 스펙트럼과는 많은 차이가 여전히 존재한다. 그러나 무역수지의 경우 경기변동주기에서 스펙트럼이 최대값을 나타내는 L자형이나 산출물변동성 감소와 함께 무역수지의 변동성이 실제자료보다 상당히 작게 나타났다.¹⁴⁾

이러한 특징들은 Watson (1993)의 RMSAE의 값들에서 확인할 수 있다. <표 8>에서 알 수 있듯이 환율전가가 완전한 경우보다 환율전가가 다소 있는 경우에 1차차분, BP필터링, HP필터링 어느 방법을 사용하든지 간에 주요변수들의 RMSAE가 다소 낮게 나타났다. 그러나 환율전가율이 상당히 낮을 경우에 환율을 제외한 모든 변수의 RMSAE값이 높아 소규모 개방경제의 NOEM모형이 이들 변수의 움직임을 설명하는데 문제가 있다. 환율의 경우는 환율전가율과 무관하게 NOEM모형이 재생하는 환율이 어떠한 방법을 사용하여 자료를 필터링하든지간에 실제환율의 스펙트럼을 70%정도 설명하고 있으며 특히 환율전가율이 25%일 때는 환율변동성의 90%정도를 모형이 설명하고 있다.

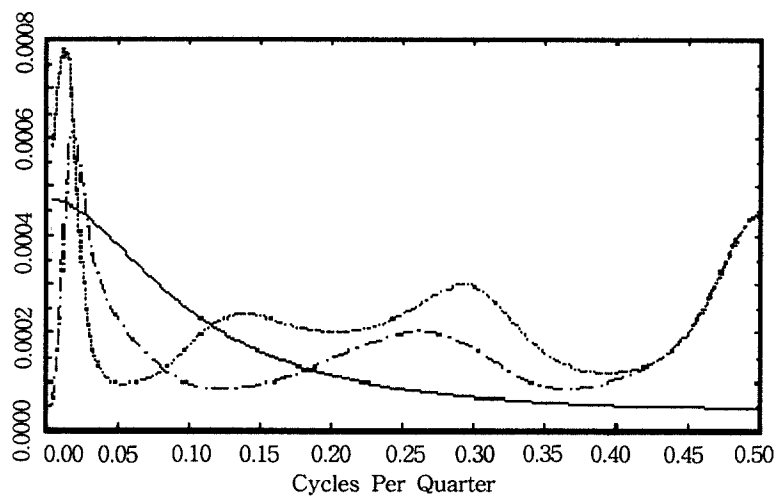
<그림 8> 환율전가가 1기간내 평균 50%정도 이루어질 경우($\alpha_H^* = 1/2$)

A. Output

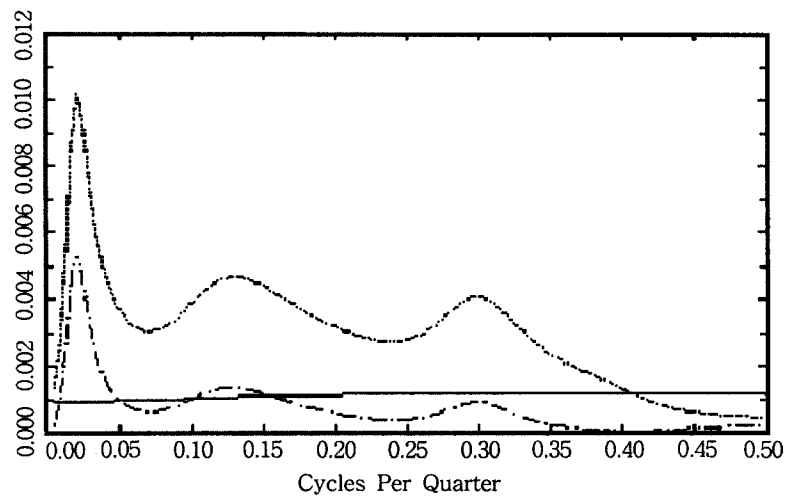


14) 환율전가율이 감소할 경우, 산출물의 스펙트럼 밀도함수는 실제자료의 스펙트럼밀도함수와 같이 저빈도에서 점차 증가하다가 경기빈도구간에서 최대값을 갖고 다시 감소하는 L자형을 나타내고 있으나 모든 빈도에서 실제자료의 스펙트럼보다 낮았다. 환율의 경우 저빈도를 제외하고는 모형의 스펙트럼과 실제자료의 스펙트럼은 매우 유사하다. 무역수지의 경우도 변동성이 실제자료보다 상당히 작게 나타났다.

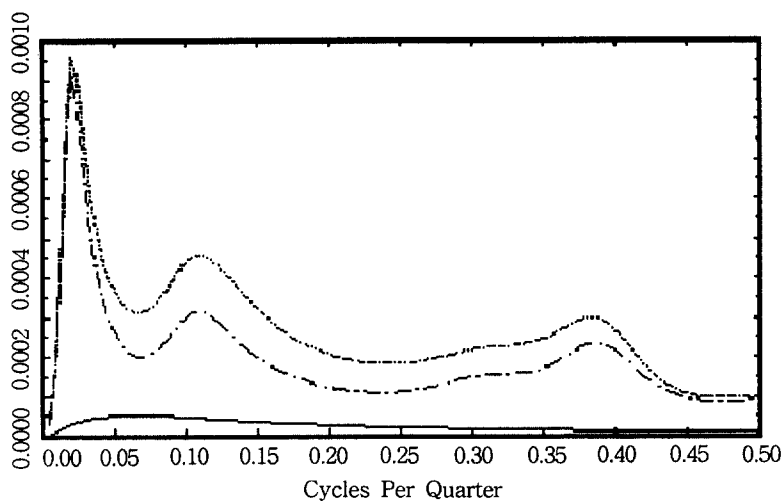
B. Price



C. Exchange rate



D. Trade balance



〈표 7〉 완전전가율 모형의 RMSAE

	1차 차분	BP필터링	HP필터링
산출물 ($\alpha^* = 0$)	2.20	1.64	1.70
물가	0.91	1.46	1.21
통화	1.09	1.52	1.37
환율	0.32	0.33	0.36
무역수지	0.63	0.83	0.83
산출물 ($\alpha^* = 1/4$)	1.42	1.55	1.49
물가	0.78	1.63	1.30
통화	1.07	1.44	1.32
환율	0.24	0.31	0.33
무역수지	0.73	0.75	0.77
산출물 ($\alpha^* = 1/2$)	1.72	1.60	1.59
물가	0.78	1.50	1.21
통화	1.08	1.49	1.34
환율	0.30	0.33	0.35
무역수지	0.59	0.78	0.78
산출물 ($\alpha^* = 3/4$)	1.44	1.70	1.61
물가	1.28	4.28	3.20
통화	0.40	0.22	0.28
환율	0.21	0.10	0.15
무역수지	1.18	1.07	1.07

VI. 결 론

본고에서는 금융시장과 재화시장에 마찰이 존재하는 소국개방경제모형을 상정하여 동 모형이 우리나라 경기변동을 얼마나 잘 설명하는 지를 살펴보았다. 단순 2차 적률비교의 경우는 이론적 모형이 환율 및 무역수지를 제외한 우리나라의 주요변수들의 특징을 어느 정도 잘 설명하고 있으나, Watson(1993)의 모형적합성 기준을 사용할 경우 NOEM 모형의 설명력은 다소 낮았다. 또한 Watson (1993)의 모형적합성기준에서 환율전가율이 불완전한 NOEM모형의 설명력이 환율전가율이 완전한 경우 보다 설명력이 다소 높았다, 그러나 환율전가율이 너무 낮을 경우 NOEM모형으로서 우리나라의 주요 변수들 특징을 설명하기에는 역부족이었다. 특히 무역수지의 경우 외환위기를 전후하여 시계열자료의 특징이 이전과는 다르게 변하는 등 이러한 경제구조 변화를 과거와는 많이 변하고 있음을 보여주고 있다. 이러한 구조 변화는 향후의 연구과제이기도 하다.

향후의 연구과제로는 소비자들의 소비습관과 노동시장 및 자본시장에 존재하는 경직성 등 보다 다양한 시장마찰적 요인을 도입한 모형을 설정하여 이러한 시장마찰적 요인이 우리나라 경기변동특징을 설명하는데 얼마나 기여하는지를 분석하고 이를 바탕으로 통화정책의 전달경로와 효과를 분석하는 것이다.

■ 참 고 문 헌

1. 박형수·신관호, "확률적 동학 일반균형모형을 이용한 한국경제의 최적 통화정책," 『경제분석』, 한국은행, 제6권 제2호, 2000, pp. 94-124.
2. Benigno, Pierpaolo., "Financial Stability with Imperfect Financial Integration." Mimeo. 2001.
3. Bernanke, Ben S., Mark Gertler. and Simon Gilchrist. "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework." *National Bureau of Economic Research, Working Paper* 6455, 1998.
4. Betts, Caroline, and Michael B. Devereux, "The Exchange Rate in a Model of

- Pricing-to-Market." *European Economic Review* 40, (April 1996): 1007-21.
5. _____. "Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing-to-market." *Journal of International Economics* 50, (February 2000): 215-44.
6. Calvo, Guillermo A. "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics* 12, (September 1983): 383-398.
7. Chari, V. V., Patrick J. Kehoe, and Ellen R. McGrattan, "Can Sticky Price Models Generate Volatile and Persistent Real Exchange Rates?" *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, 7869, 2000.
8. Clarida, Richard. and Jordi Gali, "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks?" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 41, (December 1993): 1-56.
9. Clarida, Richard, Jordi Gali, and Mark Gertler. "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective." *Journal of Economic Literature* 37, (1999): 1661-1707.
10. Dixit, Avinash K. and Joseph E. Stiglitz, "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity." *American Economic Review* 67, (June 1977): 297-308.
11. Eichenbaum, Martin, and Charles Evans, "Some Empirical Evidence on the Effects of Monetary Policy Shocks on the Exchange Rates." *Quarterly Journal of Economics* 110, (November 1995): 975-1009.
12. Gali, Jodri, and Tommaso Monacelli, "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy." *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, 8905, 2002.
13. Jung, Yongseung, "Demand Shocks versus Money Shocks in Korean Business Cycles," Mimeo, 2002.
14. King, Robert G., Charles I. Plosser and Sergio Rebelo, "Production, Growth and Business Cycles: I. The Basic Neoclassical Model," *Journal of Monetary Economics* 21, (March/May 1988): 195-232.
15. King, Robert G., Charles I. Plosser, James H. Stock and Mark W. Watson, "Stochastic Trends and Economic Fluctuations," *American Economic Review* 81, (September 1991): 819-840.
16. King, Robert G., and Mark W. Watson. "Money, Prices, Interest Rates and the Business Cycles" *Review of Economics and Statistics*, LXXVIII, (February 1996): 35-53.
17. King, Robert G., and Alexander L. Wolman, "Inflation Targeting in a St. Louis model of the 21st century," *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, 5507, 1996.
18. Lucas, Robert E., Jr. "Money Demand in the United States: A Quantitative Review," *In Money, Cycles and Exchange Rates: Essays in Honor of Alan Meltzer*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 29, edited by Brunner Karl and McCallum Bennett, pp.137-167, Amsterdam, North Holland, 1988.
19. McCallum, Bennett T. and Edward Nelson, "Nominal Income Targeting in an Open-Economy Optimizing Model," *Journal of Monetary Economics* 43, (1999): 553-678.
20. Obstfeld, Maurice. and Kenneth. Rogoff, "Exchange Rate Dynamics Redux." *Journal of*

- Political Economy* 103, (June 1995): 624-60.
21. _____, "New Directions for Stochastic Open Economy Models," *Journal of International Economics* 50, (2000): pp. 117-153.
 22. Stephanie, Schmitt-Grohe and Martin Uribe, "Optimal Fiscal and Monetary Policy Under Sticky Prices." Mimeograph, 2001.
 23. Stock, James H. and Mark W. Watson, "Business Cycle Fluctuations in US Macroeconomic Time Series," in Handbook of Macroeconomics Vol. 1c, edited by Taylor J. B. and Woodford, M. pp. 3-64, Amsterdam, North-Holand 1999.
 24. Watson, Mark W., "Measures of Fit for Calibrated Models," *Journal of Political Economy*, 101, (December 1993): 1011-1041.
 25. Uribe, Martin., "Real Exchange Rate Targeting and macroeconomic Instability," *Journal of International Economics* 59, (January 2003): 137-159.
 26. Yun, Tack., "Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles." *Journal of Monetary Economics* 37, (April 1996): 345-370.

Monetary Policy in a Sticky Price Model with Incomplete Pass-through: The Case of Korea

Yongseung Jung*

Abstract

This paper sets up a new open macroeconomic model with incomplete asset markets and incomplete pass-through effect to explore the implications of the model in relation to the business cycle of Korea. The paper shows that the spectral density of the key macroeconomic variables such as output, exchange rate and trade balance in Korea has a typical hump-shape in frequency domain as in the US.

The paper shows that a NOEM model with frictions in financial market as well as in goods market partly succeeds in generating the hump-shaped spectral density as in the data except the exchange rate. The model with incomplete pass-through outperforms the model with the complete pass-through in terms of the RMSAE (relative mean square approximation error). However, it is desirable to incorporate more market frictions into the NOEM model to improve the model in explaining key macroeconomic variables in low and high frequencies.

Key Words: incomplete pass-through, MOEM, RMSAE, spectral density

* Associate Professor, Department of Economics, Kyung Hee University