우리나라 경제의 잠재성장 및 경기변동에 관한 분석*

오형석**

＜요 약＞

본 연구는 최근 우리나라 경제가, 성장잠재력이 지속적으로 낮아지는 가운데 경기의 진폭은 매우 확대되고 있는 상황을 분석하고자 하였다. 이에 따라 본고는 먼저 외환위기 이후 평균 잠재성장률 및 경기변동성에 통계적인 변화가 발생했는지를 실증분석하였다. 3-State Markov Switching 모형을 이용하여 잠재성장률의 평균 및 GDP갭의 조건부 분산을 분석한 결과, 최근으로 올수록 잠재성장률은 크게 하락한 가운데 GDP갭의 진폭은 매우 확대되었음을 확인하였다. 또한, 본고에서는 “성장잠재력 약화” 및 “경기변동성 심화”라는 실증분석 결과에 대해 총공급-총수요 측면에서 원인을 분석하고자 하였다. Blanchard & Quah(1989)가 제시하고, Koichiro & Naohisa(2002)가 발전시킨 구조 VAR모형을 이용하여, 우리나라의 거시경제에 발생하는 충격을 국내공급충격, 세계공급충격, 국내수요충격으로 구분하여 분석을 진행하였다. 분석결과, 외환위기를 거치면서 국내공급충격이 실물경제에 미치는 파급효과는 크게 축소된 반면, 세계공급충격의 영향력은 확대된 것으로 나타났다. 또한, 국내수요충격의 파급효과는 단기에 크게 증대된 것으로 분석되었다.

세계공급충격은 세계적인 기술확산에 따라 실물경제 파급효과가 증대된 것으로 나타났으나, 이를 우리나라만의 특징적인 현상으로 해석하기에는 무리가 있다. 국내공급 측면에서는 외환위기 이후 국내투자부진, 노동공급축소 및 IT산업의 낮은 생산파급 효과 등으로 산출량에 미치는 효과는 이전기간에 비해 크게 하락한 것으로 나타나 잠재성장률 하락에 크게 기여한 것으로 보인다. 한편, 수요충격은 외환위기 이후 산출량에 미치는 효과가 매우 커진 것으로 나타났는데, 이는 정부의 단기성 경기부양정책 및 IT산업의 비중 확대 등으로 인한 민간소비 및 수출의 변동성 확대에 기인하는 것으로 판단된다.

---

* 본 연구의 내용은 집필자의 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관하다.
투고일(2005.9.29.), 수정논문 접수일(2007.6.7.), 게재 확정일(2007.6.13.)

** 한국은행 총무국 인사관리팀 과장(Tel: 02-759-5572, E-mail: ohs@bok.or.kr)

본고에서는 단기적인 경기변동을 완화시키는 동시에 약화된 성장잠재력을 회복시키기 위해서 다음과 같은 정책적 시사점을 도출하고자 한다. 정부는 경기변동을 심화시키는 단기성 경기부양정책을 지양하고, 기업들의 국내 설비투자를 유인하기 위한 유효성 있는 정책을 시행해야 할 것으로 보인다. 또한, 국내 IT산업과 관련한 소재부품 산업에 대한 적극적인 육성정책이 필요하며, 차세대 성장동력산업을 발굴·육성시키는 일도 서둘러야 할 것이다. 마지막으로, 중앙은행은 물가가 안정된 상황에서도 여타 부문의 불균형이 발생할 경우 선제적인 정책대응을 통해 안정적인 경제성장을 유도해 나가야 할 것으로 판단된다.

핵심주제어 : 잠재성장, 경기변동, Markov 구조변환 모형, 구조 VAR 모형
JEL 분류기준 : C32, E32

Ⅰ. 머리말

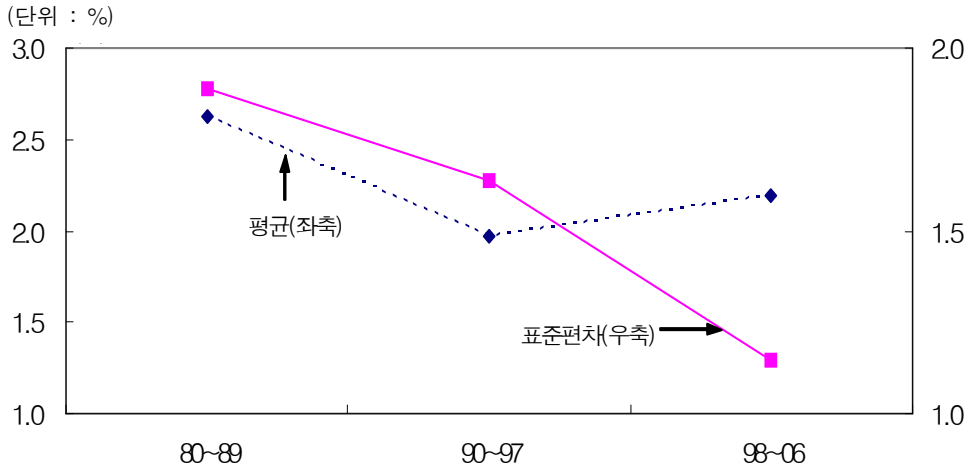
지난 20여년간 세계 주요국의 경제는 안정적인 성장을 구가하는 동시에 경기변동폭도 크게 완화되었다. 그간 G7국가의 경제는 연평균 2% 내외의 성장을 나타내는 가운데 경기의 진폭(GDP성장률의 표준편차)은 80년대의 1.9에서 90~97년중 1.6, 98~06년중에는 1.1로 지속적으로 하락하는 모습을 보였다.[1] 특히 미국의 경우 1980년대 중반 이후 중앙은행의 효율적인 통화정책 운용 및 민간의 재고관리 기법의 향상 등으로 인해 경기변동이 크게 안정화된 것으로 평가받았다.[2]

---

1) GDP성장률의 표준편차는 연간 자료를 기준으로 산출하였으며, 본문에 인용된 수치는 해당 기간중 G7국가의 표준편차에 대한 평균치이다. 또한, 기간을 80년대, 90~97년, 98~06년중으로 구분한 것은 다음 장에서 다룰 우리나라의 상황과 비교하기 위한 것이다. G7국가에 대해서는 기간구분과 무관하게 GDP성장률의 변동성(표준편차)이 지속적으로 하락하는 것으로 나타나 "경기진폭 축소"라는 결과에는 변함이 없었다.

2) Stock and Watson(2002)은 1984년중 미국의 실질경제성장률의 변동성은 1950~1983년에 비하여 절반 이하로 축소되었으며, 인플레이션도 평균 및 변동성이 감소하는 등 전반적인 경제가 안정화되었다고 평가하였다. 이와 같은 경제안정화 현상에 대해 Kim & Nelson(1999)은 1980년대 중반 이

〈그림 1〉 G7국가의 GDP성장률[1] 평균 및 표준편차[2]



주 : 1) 실질기준, 2) 평균 및 표준편차는 기간중 평균치
자료 : OECD

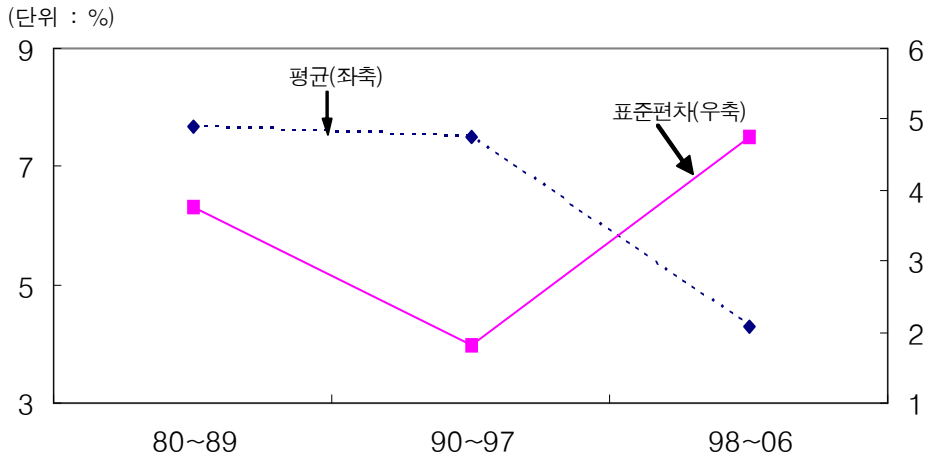
이와 같이 세계 주요국의 경제가 안정화되는 모습과 비교하여 우리나라 경제는 외환위기 이후 최근까지 성장잠재력이 추세적으로 낮아지고 경기변동의 진폭은 확대되는 양상을 보이고 있다. 1980년대 이후 외환위기 이전까지 우리나라의 경제는 연평균 7~8%의 고성장을 지속해 왔으나, 외환위기 이후인 2000년 하반기부터는 연평균 성장률이 4% 중반대로 크게 낮아졌다. 이같은 상황을 경제발전 단계상 선진국으로 진입하는 과정에서 나타나는 경제성장률의 수렴현상(convergency)으로 이해할 수도 있겠으나, 2006년 현재 한국의 일인당 국민총소득(GNI)는 1만 8,372달러로 선진국인 미국·일본·독일 등의 3~4만 달러에 비해 크게 밑도는 수준이다. 이와 더불어 경기변동 측면에서는 외환위기 이후 경기의 진폭이 크게 확대되고 있다. 실질GDP성장률의 표준편차가 90~97년중의 1.8에서 외환위기 이후에는 4.7로 약 2.5배 정도 증가하였다. 특히 민간소비 및 수출을 중심으로 변동성이 확대되며 전반적인 경기가 매년 회복과 침체를 반복하고 있는 양상이다.[3] 일반적으로 일국

후부터 지속되어온 미 연준(FRB)의 효율적인 통화정책 운영을, McConnell & Quiros(2000)은 민간기업의 재고관리 기법의 향상을, Hamilton(2004)은 유가충격의 감소 등이 주된 원인이라고 분석하였다.

3) 일반적으로 민간 경제주체는 항상소득에 근거하여 소비지출을 안정적으로 운영하려는 성향을 지

경제가 선진경제로 발전하는 단계에서는 거시경제 측면에서 내수 비중의 확대, 산업 측면에서는 서비스업 비중의 확대, 정부 정책면에서는 경기조절능력 향상 등으로 경기변동성이 축소되는 것이 일반적인 현상임에 비추어, 우리나라의 경우는 매우 특이한 상황을 경험하고 있는 것으로 판단된다.

〈그림 2〉 우리나라의 GDP성장률[1] 평균 및 표준편차[2]



주 : 1) 실질기준, 2) 평균 및 표준편차는 기간중 평균치

그간 우리나라 경제는 수출주도로 성장이 이루어지면서 세계경제의 흐름에 큰 영향을 받아왔다. 그러나 외환위기 이후 우리나라의 경제가 세계 주요국의 경제성장 및 경기변동과의 동행성이 크게 약화되고 있는 것은 소규모 개방경제의 특징을 고려할 때 매우 이례적인 모습이다. 이러한 현상이 일시적인 모습이 아니라 구조적인 변화라면 외환위기 이후 우리나라 경제에 근본적인 변화가 발생했음을 의미하는 것이다. 이같은 문제의식이 본 연구의 발단이 되었다.

이에 따라, 본고에서는 우리나라의 성장잠재력 약화와 경기변동성 심화현상을 분석하는 데 초점을 두었다. 그 동안 동 현상을 다룬 연구들이 발표되었으나, 계량

니며, 민간소비는 이같은 특성으로 인해 경기변동을 완화시키는 안전판 역할을 수행한다. 그러나 외환위기 이후 우리나라의 민간소비는 GDP보다도 큰 변동성을 보이며 전반적인 경기변동의 진폭을 확대시키고 있다.

적인 실증분석은 충분히 이루어지지 못한 것이 현실이다. 따라서, 본 연구에서는 외환위기 이후 우리나라의 잠재성장률 및 경기변동에 구조적인 변화가 발생했는지를 계량적으로 검증하며, 동 변화의 원인을 총공급 - 총수요의 측면에서 분석하고자 하였다. 또한, 장기적인 성장모멘텀을 강화시키고 단기적인 경기변동을 완화하기 위한 정책적 시사점도 도출하고자 한다.

이같은 맥락에서 본고는 총 4장으로 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 Markov 국면전환(Regime-Change) 모형을 통해 잠재성장률 및 경기변동성에 구조적인 변화가 발생했는지를 실증분석한다. 제Ⅲ장에서는 구조 벡터자기회귀(Structural VAR) 모형을 이용하여 총공급 - 총수요 충격에 대한 실물경제의 반응을 외환위기를 전후로 비교·분석함으로써 제Ⅱ장에서 검증된 구조변화의 원인을 분석하기로 한다. 제Ⅳ장에서는 상기 실증분석의 결론을 정리하고 정책적 시사점을 도출하였다.

Ⅱ. 경제성장 및 경기변동성의 구조변화 분석

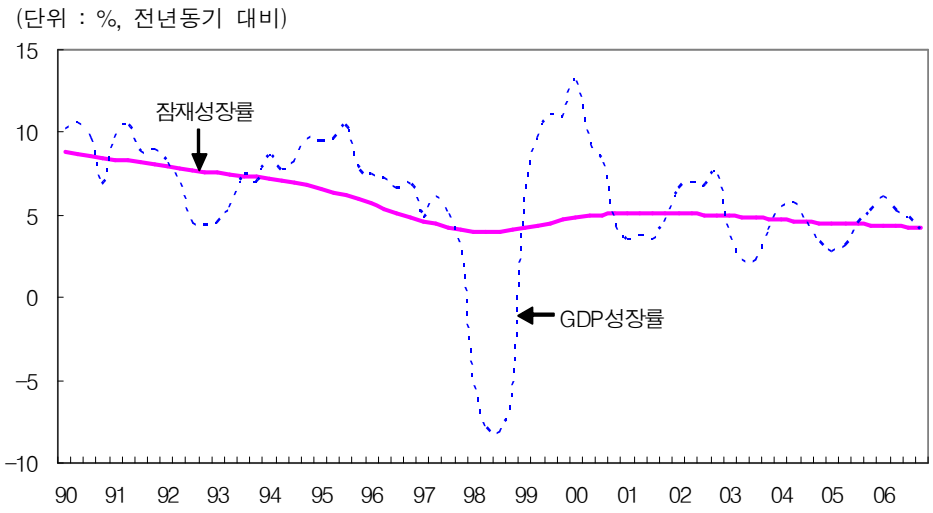
본 장에서는 우리나라의 잠재성장률 및 GDP갭에 대한 자료를 이용하여 경제성장 및 경기변동에 구조적인 변화가 발생했는지 여부에 대해 실증분석한다. 동 변수들은 다음 방식을 이용하여 산출하였다. 먼저 실질GDP 시계열(2000=100, 계절조정)에 HP-filtering을 적용하여 추세부분(trend component)을 추출하였으며,[4] 동 추세부분의 전년동기 대비 증감률(%)을 산출하여 <그림 3>과 같은 잠재성장률 자료로 활용하였다.[5]

---

4) HP-filtering은 표본 끝단(ending-point)의 영향을 많이 받기 때문에, 본고에서는 이같은 문제점을 최소화하기 위해 한국은행이 2006.12월 발표한 「2007년 경제전망」을 이용하여 실질GDP계열을 2007.4/4분기까지 연장시킨 후 HP-filtering을 적용하였다.

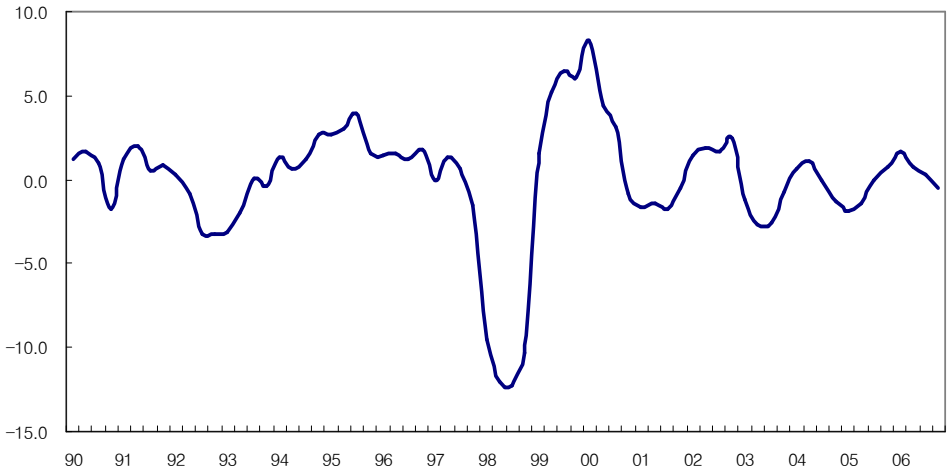
5) 잠재GDP를 산출하는 방식으로는 HP-filtering방식과 생산함수접근방식 등이 있다. HP-filtering방식과 생산함수접근방식으로 산출한 잠재성장률을 비교한 결과, 두 계열의 차이는 전 기간(90.1/4~06.4/4분기)에 걸쳐 절대값기준으로 0.35%p정도의 편차($\sum_{i=1}^{N}|[Y_i^{\eta}]_{hp}-[Y_i^{\eta}]_{pp}|$)를 보여 그 차이가 미미하였다(단, $[Y^{\eta}]_{hp}$는 HP-filtering으로 추출한 잠재성장률이며, $[Y^{\eta}]_{pp}$는 생산함수접근법으로 추출한 잠재성장률임).

〈그림 3〉 잠재성장률 및 GDP 성장률 추이



또한, GDP갭은 실질GDP(2000=100, 계절조정)에서 상기 절차를 통해 추출한 추세부분을 차감하여 산출하였으며, 동 결과는 <그림 4>에 나타나 있다. 분석기간은 1990년 1/4분기부터 2006년 4/4분기까지이며, 분기(quarterly)자료를 활용하였다.

〈그림 4〉 GDP갭 추이



1. 모형설정

우리나라 잠재성장률의 평균 및 GDP갭의 변동성에 구조적인 변화가 발생했는지를 계량적으로 분석하기 위하여 Markov Switching 모형을 도입하였다. 일반적으로 동 모형을 이용한 구조변화 분석은 국면(regime)을 2가지로 설정하여 표본기간 중 단 1회에 걸친 구조변화 시점을 추정하는 방식이다.[6] 선행연구로는 Kim & Nelson(1999)이 Markov Swithcing 모형에 Bayesian 방식을 접목시켜 1980년대 중반 이후 미국의 경기변동 완화 현상을 분석하였다. 국내의 경우 오형석(2004)이 2-State Markov Switching 모형을 이용하여 우리나라 거시경제변수들의 변동폭이 외환위기 이후 크게 증가하였음을 실증분석하였다.

그런데, 우리나라의 경우 1998~2000년중 모든 거시경제변수들이 외환위기로 인해 일시적으로 변동폭이 매우 큰 모습을 보이고 있으므로, 국면을 2가지만으로 한정할 경우 동 기간중의 영향이 2001년 이후 최근까지의 추정결과에 영향을 미칠 우려가 있다.[7] 이에 따라 본고에서는 우리나라의 상황에 보다 적합한 모형을 설정하고, 추정의 정확성을 제고하기 위해 3가지 국면이 존재하는 3-State Markov Switching 모형을 도입하였다. 동 모형을 이용할 경우 외환위기 기간중 분석대상 변수에 큰 폭의 변동이 존재하더라도 동 기간을 독립적인 국면으로 추출해 낼 수 있으므로 보다 정교한 분석이 가능하게 된다. 이에 따라, 본 장에서는 아래의 모형을 이용하여 분석대상 기간중 잠재성장률의 평균 및 GDP갭의 변동성에 대해 3가지 국면을 추정하고, 이에 따라 2회에 걸친 국면전환 시점을 추정하였다.

---

6) Markov Switching 모형 이외에 시계열의 구조변화를 검정하는 모형으로는 Andrew(1993) 등이 제시한 모형이 사용되고 있으나, 동 모형은 표본기간 중 단 1회에 걸친 구조변화만을 검정하는 이론적 한계가 있다.

7) 분석대상 기간 중 2가지 국면을 전제한 2-State Markov Switching 모형을 이용할 경우, 단 1회에 걸친 국면전환 분석으로 인해 외환위기 대상기간(98~00년)중에 GDP, 소비, 투자 등의 변수에 발생한 큰 변동을 독립적으로 추출하지 못한다는 분석상의 한계가 존재한다.

모 형 설 정

$$(y_t - \mu_{s_t}) = \phi_1 (y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \phi_2 (y_{t-2} - \mu_{s_{t-2}}) + \phi_3 (y_{t-3} - \mu_{s_{t-3}}) + e_t \tag{1}$$

$$e_t \sim N(0, \sigma^2_{s_t}) \tag{2}$$

$$\begin{aligned} S_t &= 1 \ : \ 1 \leqq t < \tau_1 \\ S_t &= 2 \ : \ \tau_1 \leqq t < \tau_2 \\ S_t &= 3 \ : \ \tau_2 \leqq t \leqq T \end{aligned} \tag{3}$$

$$\mu_{s_t} = \mu_1 \cdot \Pr(S_t = 1) + \mu_2 \cdot \Pr(S_t = 2) + \mu_3 \cdot \Pr(S_t = 3) \tag{4}$$

$$\sigma^2_{s_t} = \sigma^2_1 \cdot \Pr(S_t = 1) + \sigma^2_2 \cdot \Pr(S_t = 2) + \sigma^2_3 \cdot \Pr(S_t = 3) \tag{5}$$

$$p_{ij} = \Pr[S_t = j | S_{t-1} = i] = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{pmatrix} \text{ , 단, } \sum_{j=1}^{3} p_{ij} = 1 \ , \ i = 1,2,3 \tag{6}$$

식(1)에서 y_t는 분석대상 시계열인 잠재성장률 및 GDP갭을 의미하고, μ는 동 시계열에 대한 상수항(drift term)이며 e_t는 잔차항을 나타낸다. 또한, 식(1)에서는 분석대상 시계열($y_t - \mu_t$)에 대해 AR(3)로 모형화하였다.[8] 식(3)의 S_t는 서로 상이한 3개의 국면(regime)에 대한 정보를 포함하고 있는 비관측변수(latent variable)이며 τ_1과 τ_2는 각각 독립적인 구조변화 시점을 나타낸다. 한편, 식(4)와 식(5)의 평균(μ_{s_t})과 분산($\sigma^2_{s_t}$)은 개별 국면이 발생할 확률 $\Pr(S_t = 1, 2, 3)$에 따른 가중평균으로 정의된다. 한편, y_t가 잠재성장률인 경우에는 국면별 잠재성장률의 평균을 비교·분석하기 위해서 상수항(μ_{s_t})만이 국면전환한다고 모형화하였으며, 분석대상이 GDP갭인 경우에는 국면별 변동성 수준을 비교하기 위해 조건부분산($\sigma^2_{s_t}$)만이 국면전환하게 된다고 가정하였다.

---

8) 식(1)을 AR(4) 이상으로 확장할 경우 계수가 유의하지 않게 추정되었으므로 AR(3) 모형을 이용하였다.

이에 따라 잠재성장률의 상수항 및 GDP갭의 조건부분산에 다음의 식(8) 및 식(9)와 같은 제약을 두었다.[9)]

▣ y_t가 잠재성장률인 경우

(3)식 : $$\mu_{s_t} = \mu_1 \cdot \Pr(S_t = 1) + \mu_2 \cdot \Pr(S_t = 2) + \mu_3 \cdot \Pr(S_t = 3) \quad (7)$$

(4)식 : $$\sigma^2_{st} = \sigma^2 \quad (8)$$

▣ y_t가 GDP갭인 경우

(3)식 : $$\mu_{st} = \mu \quad (9)$$

(4)식 : $$\sigma^2_{s_t} = \sigma^2_1 \cdot \Pr(S_t = 1) + \sigma^2_2 \cdot \Pr(S_t = 2) + \sigma^2_3 \cdot \Pr(S_t = 3) \quad (10)$$

상기 제약에 따라 잠재성장률의 평균 및 GDP갭의 변동성에 대한 정보를 담은 상수항(μ_{st}) 및 조건부분산(σ^2_{st})은 개별 국면(S_1, S_2, S_3)에 종속될 수 있도록 모형화 된다. 한편, 식(6)은 비관측변수인 S_t에 대한 전이확률(transition probability)을 나타낸다. t-1기의 국면과 t기의 국면이 각각 3개씩이므로 모두 9가지의 전이확률 조합이 존재하게 되며 p_{ij}는 t-1기의 j국면상태가 t기에는 i 국면상태로 전환될 확률을 의미한다. 본고에서는 표본기간중 외환위기를 전후한 국면을 비교·분석하기 위해 동 시계열들의 국면전환이 Logistic 형태를 갖도록 <표 1>과 같이 전이확률행렬을 설계하였다.

또한, 비관측변수 S_t와 이에 대한 전이확률을 추정하기 위해서는 <표 2>와 같이 Hamilton(1989)이 제시한 방식을 사용하였다. <표 2>의 Filtering 과정에서는 S_t의 우도함수가 매 시기의 정보(I_t)에 대해 조건부($S_t|I_t$)로 산출되며, 동 과정이 반복·완료되면 전(全)기간의 정보(I_T)를 담은 S_T(=$S_T|I_T$)를 얻을 수 있다. 한편, 모형의 계

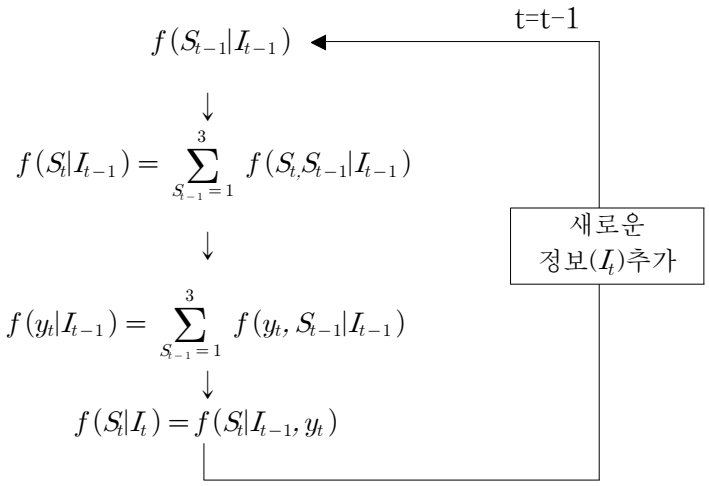
9) 이같은 가정은 일시적 변동을 제거하여 추출된 잠재성장률이 전구간에 걸쳐 동일 분산을 나타내고 있으며, GDP갭의 경우 추세부분의 제거를 통해 산출되었기 때문에 전구간 평균이 0에 가까운 특성을 반영한 제약이다. 이같은 특성으로 인해 동 제약을 가하지 않을 경우에는 모형이 수렴되지 않았다.

수와 국면전환 시점을 추정하기 위해서는 최우추정법(MLE)을 이용하였으며, 우도함수[10](likelihood function)가 최대로 수렴하는 과정에서 추정이 완료된다.[11]

〈표 1〉 전이확률행렬

		t기			$\sum_{j=1}^{3} p_{ij}$, $i=1,2,3$
		$S_t=1$	$S_t=2$	$S_t=3$	
t-1기	$S_{t-1}=1$	p_{11}	$p_{12}=1-p_{11}$	$p_{13}=0$	$\sum_{j=1}^{3} p_{1j}=1$
	$S_{t-1}=2$	$p_{21}=0$	p_{22}	$p_{23}=1-p_{22}$	$\sum_{j=1}^{3} p_{2j}=1$
	$S_{t-1}=3$	$p_{31}=0$	$p_{32}=0$	$p_{33}=1$	$\sum_{j=1}^{3} p_{3j}=1$

〈표 2〉 Hamilton-Filtering 과정



주 : 1) I_t는 t기에서 입수가능한 모든 정보, 2) t=1,2,3,…,T
자료 : Hamilton, J.(1999)

10) k시차를 갖는 자기회귀모형(AR(k))일 경우 비관측변수인 $S_t, S_{t-1}, \cdots, S_{t-k}$가 모형에 포함되기 때문에 우도함수는 $S_t, S_{t-1}, \cdots, S_{t-k}$ 및 y_t의 결합밀도함수(joint density function)의 형태를 갖게 된다.

11) 수치최적화에 있어서는 BFGS(Broyen, Fletcher, Goldfrb and Shanno) 알고리즘을 이용하였다.

동 Filtering과정이 완료된 후에는 대상기간에 대한 모든 정보(I_t)를 이용하여 S_t의 우도함수($f(S_t|I_T)$)를 재추정하면 더욱 효율적인 확률경로의 추정이 가능해지며 이같은 절차를 Smoothing 과정이라 한다. 본 연구에서는 Kim(1994)이 제시한 Algorithm을 사용하였으며, 동 과정을 통해 산출된 국면전환 확률은 제2절 "모형 추정결과"에 나타나 있다.

2. 모형 추정결과

1) 잠재성장률 추정결과

잠재성장률에 대한 추정결과는 <표 3>에 나타나 있다. 추정결과, 잠재성장률의 평균은 95.2/4분기 및 98.2/4분기에 각각 구조변화가 발생한 것으로 분석되었다.[12)]

〈표 3〉 잠재성장률 추정결과

계 수	추 정 치	t값
μ_1	0.005	5.48 *
μ_2	-0.107	-9.01 *
μ_3	-0.227	-9.74 **
ϕ_1	0.999	52.57 **
ϕ_2	0.999	61.74 **
ϕ_3	0.979	33.50 **
σ^2	0.003	5.88 **
p_{11}	0.952	23.90 **
p_{22}	0.916	11.34 **
τ_1	1995. 2/4분기	
τ_2	1998. 2/4분기	

주 : *, **는 10% 및 5% 수준에서 통계적으로 유의

12) 구조변화 시점은 상기 과정에서 추정된 계수 p_{11} 및 p_{22}를 이용하여 다음과 같이 산출된다. 첫번째 구조변화 시점은 $\tau_1 = \frac{1}{1-p_{11}}$ 이며, 두번째 구조변화시점은 $\tau_2 = [(\frac{1}{1-p_{11}}) + (\frac{1}{1-p_{22}})]$ 로 구해진다.

동 결과에 따르면, 국면 1은 90.1/4～95.1/4분기, 국면 2는 95.2/4～98.1/4분기, 국면 3은 98.2/4～06.4/4분기까지의 기간으로 구분되며, 각 국면별 상수항(μ)의 추정치인 μ_1, μ_2 및 μ_3는 각각 0.005, -0.107 및 -0.227로 추정되었다.[13] 또한, 동 추정결과에 기초한 실제 잠재성장률의 국면별 평균은 <표 4>에 나타나 있다.

〈표 4〉 국면에 따른 잠재성장률 추이

국면 1 (90.1/4～95.1/4)	국면 2 (95.2/4～98.1/4)	국면 3 (98.2/4～06.4/4)	국면 3 국면 1
7.7%	5.0%	4.7%	0.61

<표 4>의 국면별 잠재성장률을 살펴보면, 국면 1의 경우 7.7%, 국면 2의 경우 5.0%, 국면 3의 경우 4.7%로 나타났으며, 국면 3의 경우 국면 1에 해당하는 평균 잠재성장률의 65%에 해당하여 현재는 저성장(低成長) 국면이 지속되고 있는 것으로 판단된다. 한편, <그림 5>에는 잠재성장률 및 동 모형에서 추정된 국면별 전환확률이 나타나 있다.

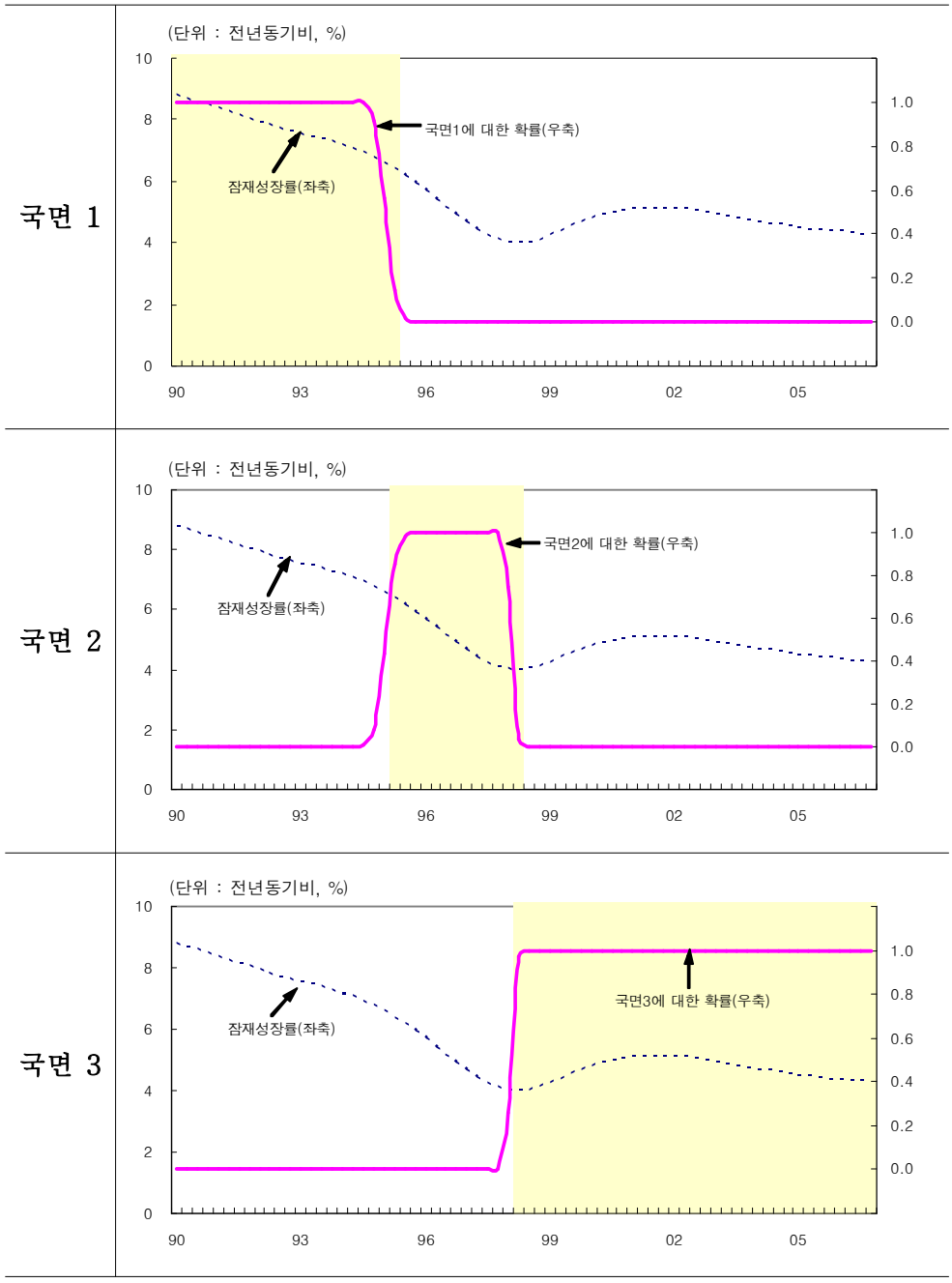
<그림 5>에 의하면, 잠재성장률의 평균수준에 따라 세 가지 국면이 구분[14]되고 있으며, 현재에도 잠재성장률이 추세적으로 낮아지고 있음을 관찰할 수 있다. 이같은 잠재성장률 하락 현상은 지속성장의 근간이 되는 투자부문의 부진 및 노동공급의 축소에 따른 것으로 보인다. 문소상 · 박양수(2005)의 <표 5>에 따르면, 최근의 잠재성장률 하락에는 자본기여도 하락이 가장 큰 영향을 미친 것으로 분석되었으며, 노동투입 감소도 소폭이나마 영향을 미친 것으로 나타났다. 이는 국내의 신규투자 위축 및 해외투자 선호 현상에 따른 총고정자본형성 증가폭의 축소, 저출산 및 고령화 진전에 따른 노동투입 감소 등에 기인한 것으로 판단된다.

---

13) 잠재성장률은 실제 자료에서 전구간 평균치를 차감(deviation from mean)한 자료를 이용하였다.

14) 전환확률이 1인 경우 동 기간중에는 하나의 국면이 지속되고 있음을 의미하며, 전환확률이 0인 경우 기존의 국면이 소멸되고 새로운 국면이 출현하였음을 나타낸다. 또한, 전환확률이 1에서 0으로 (혹은 0에서 1로) 수렴하는 구간에서는 국면간 전환이 진행되는 상태로 해석할 수 있다.

〈그림 5〉 잠재성장률의 국면전환 확률 추이



이와 더불어 우리 경제를 견인하고 있는 IT산업의 낮은 생산유발효과도 동 현상의 주요 요인으로 대두되고 있다. IT산업에 대한 우리나라의 핵심부품 및 소재 산업의 발달이 미흡하여 수입의존도가 높고, 결과적으로 관련 산업의 투자증진에 미치는 파급효과는 크지 못하기 때문이다. <표 6>을 참조하면, 우리나라 IT자본의 경제성장 기여율이 G7국가의 경우보다 크게 낮은 것을 확인할 수 있다.

〈표 5〉 우리나라의 잠재성장률 및 요인별 기여도 추이

(단위 : %, %p)

	1991～1997(A)	2001～2004(B)	B－A
잠 재 성 장 률	6.9	4.8	-2.1
노 동	1.2	0.9	-0.3
자 본	3.9	2.3	-1.6
생 산 성	1.8	1.6	-0.2

자료 : 문소상 · 박양수, 『우리경제의 성장잠재력 약화 원인과 향후 전망』, 한국은행, 2005.

〈표 6〉 1995～2003년중 부문별 경제성장 기여율

(단위 : %)

	자 본		노 동		총요소 생산성
	IT	비IT	노동시간	노동의 질	
한 국	11.2	40.8	21.0	6.4	20.8
G 7	27.0	28.9	10.9	7.0	26.2

자료 : Jorgenson and Khoung Vu(2006), 김진용 · 왕형근 · 박장호 · 황문우(2007)

2) GDP갭 추정결과

다음으로는 GDP갭에 대한 추정결과를 살펴보도록 하자. <표 7>에 따르면, GDP갭의 조건부분산에는 각각 98.1/4분기 및 00.3/4분기에 각각 구조변화가 발생한 것으로 분석되었다. 동 결과에 따르면, 국면 1은 90.1/4～97.4/4분기, 국면 2는 98.1/4～00.2/4분기, 국면 3은 00.3/4～06.4/4분기까지의 기간으로 구분되며, 각 국면별 σ^2의 추정치인 σ_1^2, σ_2^2 및 σ_3^2은 각각 1.4, 22.1 및 2.7로 추정되었다.

〈표 7〉 GDP갭 추정결과

계 수	추 정 치	t값
μ	0.012	5.045 **
ϕ_1	0.564	4.868 **
ϕ_2	0.848	4.483 **
ϕ_3	0.547	5.111 **
σ_1^2	1.381	3.491 *
σ_2^2	22.058	5.174 **
σ_3^2	2.695	4.954 **
p_{11}	0.964	50.737 **
p_{22}	0.903	9.636 **
τ_1	1998년 1/4분기	
τ_2	2000년 3/4분기	

주 : *, **는 10% 및 5% 수준에서 통계적의 유의

위의 추정결과를 기준으로 <표 8>에는 실제 GDP갭의 국면별 분산이 산출되어 있으며 국면 1의 경우 3.2, 국면 2의 경우 79.9, 국면 3의 경우 5.4로 나타나 있다. 국면 1의 경우 GDP갭의 변동성은 매우 작았으나, 외환위기 기간중인 국면 2에서 변동성이 급격하게 증가하였다. 외환위기 이후인 국면 3에서는 국면 2의 기간에 비해 변동성이 크게 감소되었으나, 국면 1에 비해서는 1.7배 정도 확대된 것으로 나타나 경기진폭은 외환위기 이전보다도 여전히 높은 수준에 머물러 있음을 알 수 있다.

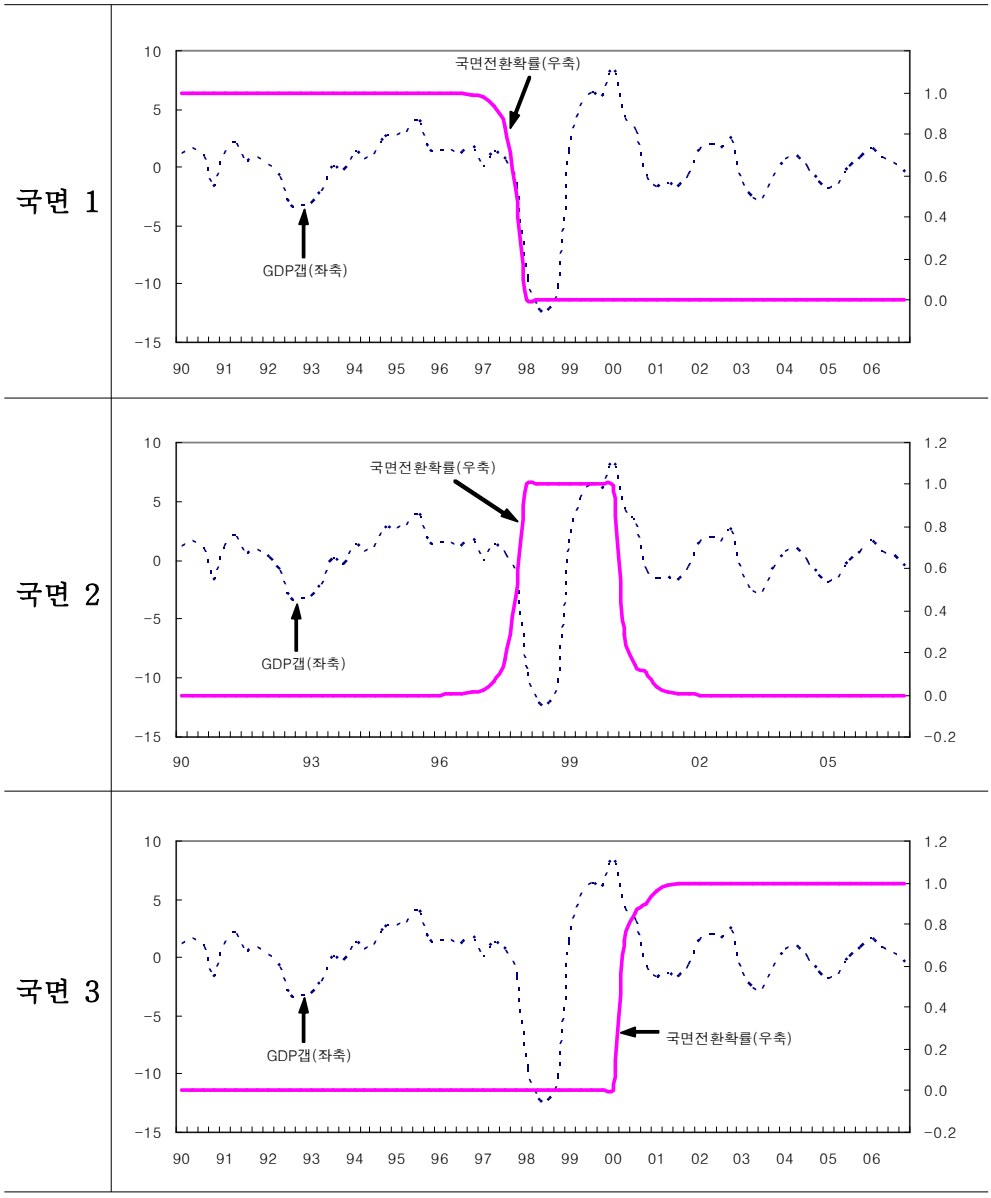
〈표 8〉 국면별 GDP갭의 분산 추이

국면 1 (90.1/4～97.4/4)	국면 2 (98.1/4～00.2/4)	국면 3 (00.3/4～06.4/4)	국면 3 국면 1
3.19	79.89	5.38	1.69

<그림 6>에는 GDP갭과 모형에서 추정된 국면전환확률이 나타나 있다. 외환위기 이전 기간인 국면 1에서는 GDP갭이 0을 중심으로 변동하되 어느 정도의 지속성이 나타나고 있음을 관찰할 수 있다. 특히 GDP갭이 음(陰)인 경우보다 양(陽)인 경우

의 지속성이 더 높아 일반적인 경기변동이론에 잘 부합하는 모습을 보이고 있다. 외환위기로 인해 변동성이 극심한 기간은 국면 2에 독립적으로 추출되어 있으며, 외환위기 이후 국면 3에 해당하는 기간을 보면, GDP갭이 0을 중심으로 순환하되

〈그림 6〉 GDP갭에 대한 국면전환확률 추이



국면 1에 비해서는 경기상승기의 지속성이 떨어져 있으며 전반적으로 변동성이 심한 모습을 보이고 있다.

앞의 추정결과에 더하여 경기변동성의 확대 원인을 GDP 수요부문에서 살펴보기로 하자. <표 9>에는 각 국면에 따른 GDP 수요부문별 분산 추이가 나타나 있다. 국면 3에 해당하는 분산을 국면 1의 경우와 비교해 볼 때, 소비부문의 변동성이 가장 크게 확대되었으며 수출부문의 변동성도 커졌다. 결국, 외환위기 이후 소비부문의 안정성 약화가 경기변동성을 크게 확대시킨 것이다. 이는 외환위기 이후 정부의 소비회복을 위한 신용카드사용 장려정책 및 개인에 대한 시중은행의 대출확대 등으로 민간이 차입을 통한 소비를 크게 증가시켰다가, 이후 가계부채가 급증하고 원리금 부담이 높아지면서 민간소비가 급속히 침체된 데 따른 것으로 보인다. 수출의 경우도 외환위기를 거치면서 최근까지 변동성이 확대된 것으로 나타났는데, 이는 2000년대 들어 IT산업의 비중이 높아지면서 동 제품 수출의 변동폭이 커진 데 기인하는 것이다.[15)]

〈표 9〉 국면별 GDP 수요부문의 분산[1)] 추이

	국면 1 (90.1/4～97.4/4)	국면 2 (98.1/4～00.2/4)	국면 3 (00.3/4～06.4/4)	국면 3 / 국면 1
최 종 소 비	4.44	111.60	8.54	1.92
총 자 본 형 성	110.86	813.60	18.33	0.17
수 출	56.18	44.86	79.91	1.42
수 입	71.26	669.18	60.80	0.85

주 : 개별 수요부문의 전년동기 대비 증감률(%)에 대한 분산이며, 기간중 평균임.

이와는 반대로 투자부문(총자본형성)의 변동성은 외환위기 이전보다 크게 작아졌으며, 수출부문의 변동성도 소폭 축소되었다. 투자부문의 변동성은 국면 3을 국면 1과 비교했을 때 크게 축소(110.86→18.33)된 것으로 나타난 것이 특징적이다.

15) IT산업은 주요 기업들의 경쟁이 매우 심하고, 제품의 교체주기가 매우 짧으며, 제품가격이 빠르게 하락하는 특징을 보유하고 있다. 이에 따라 세계 IT경기의 변동성은 여타 제조업에 비해 매우 심한 모습을 보이고 있다(Greg et al.(2000)). 최근 우리나라 수출에서 IT제품이 차지하는 비중이 지속적으로 높아짐에 따라 상기한 요인들에 의해 수출변동성도 크게 높아지게 된 것으로 판단된다.

하지만 동 결과를 긍정적으로만 해석할 수는 없을 것이다. 이는 국내경기의 불확실성이 증대되고, 투자 여건이 호전되지 않아 기업들이 해외투자를 선호하게 되고, 이에 따라 국내투자의 부진이 지속되고 있음을 반영하고 있기 때문이다.[16]

Ⅲ. 경제성장 및 경기변동성의 변화 원인 분석

앞 장에서는 외환위기 이후 잠재성장률이 하락하고 경기변동의 진폭이 크게 확대된 것을 확인하였다. 본 장에서는 이같은 성장잠재력 약화 및 경기변동성 심화 현상에 대해 공급충격 및 수요충격의 측면에서 원인을 분석해 보고자 한다. 일반적으로 경제활동에서 발생하는 거시경제충격은 크게 공급충격과 수요충격으로 구분할 수 있다. 공급충격은 기술, 노동 및 자본 등과 관련된 충격을 의미한다.[17] 예를 들어 기술진보, 노동의 질적 향상 및 자본축적 증가 등과 같은 긍정적인 공급충격(positive supply shock)은 일국 경제의 총공급능력을 확대시켜 성장잠재력을 확충시키는 한편, 동 충격의 실물경제에 미치는 영향력은 장기적인 효과를 갖게 된다. 한편, 수요충격은 민간소비 및 정부의 재정지출, 해외수요에 따른 수출 등에서 발생되는 충격을 의미하며, 동 충격은 수요곡선을 변화시켜 경기변동을 야기한다. 또한, 수요측 충격이 실물경제에 미치는 파급효과는 단기에 국한된다.

거시경제변수에 대한 단순한 관찰만으로는 공급 및 수요충격에 대한 식별이 불가능하다. 그러나 Blanchard & Quah(1989, 이하 B-Q)가 제안한 방식(장기제약의 부여)을 통해서는 위와 같은 거시경제충격을 식별할 수 있게 된다. B-Q는 국내총생산 및 실업의 변동을 유발하는 두 가지 충격을 상정하였으며, “충격 1은 생산에 장기적인 영향을 미친다”라는 제약을 통해 충격 1을 공급충격으로, “충격 2는 생산에

16) 외환위기 이전(국면 1 : 90.1/4～97.4/4)에 10.0%이었던 평균 설비투자 증가율이 외환위기 이후(국면 2 : 00.3/4～06.4/4)에 3.8%로 급격히 하락하면서 동 기간 중 설비투자 증가율에 대한 변동성도 크게 축소된 것으로 나타났다.

17) Koichiro and Naohisa(2002)는 소규모 개방경제국가에 나타날 수 있는 공급충격을 국내공급충격과 세계공급충격으로 구분하였다. 국내공급충격은 국내 기술진보, 노동 투입량 증가, 자본축적 등으로써 동 충격의 영향력이 일국 경제에 한정되는 경우를 의미하며, 세계공급충격은 주로 IT기술발전 등과 같이 기술이전 등을 통해 전 세계적으로 생산성 향상을 유발하게 되는 충격을 의미한다.

단기적인 영향만을 미친다"라는 제약을 통해 충격 2를 수요충격으로 식별하였다. 이는 기술진보, 노동 및 자본의 생산성 향상 등과 같은 공급충격은 산출량 증가에 항구적인 영향을 미치는 반면, 소비변동, 정부재정지출 및 수출입 변화 등과 같은 수요측 충격은 산출량에 단기적인 영향만을 미치고 장기에는 효과가 사라지는 것을 반영한 것이다.

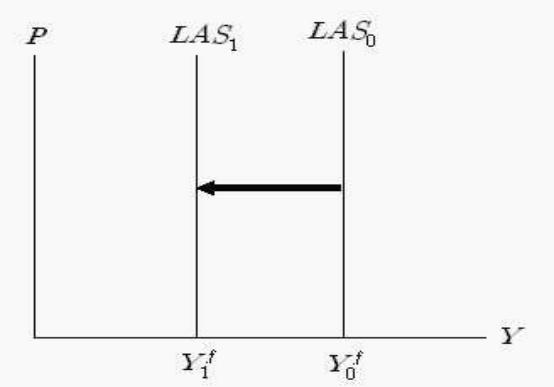
국내에서는 그 동안 유병삼(1992), 강기춘(1998), 김민수 · 강규호(2004) 등이 구조VAR모형을 이용하여 우리나라의 경기변동에 관한 분석을 시도하였다. 위 연구들의 성과는 우리나라의 경우에도 공급측 충격은 경제성장에 장기적인 효과를 미치는 반면, 수요측 요인의 영향력은 단기에 국한됨을 보이는 등 우리나라 경기변동 현상이 경제이론에 부합한다는 결과를 제시하였다는 데 있다. 그러나 아직까지 외환위기를 거치면서 잠재성장률 및 경기변동에 영향을 미치는 거시경제충격들의 구조적인 변화 및 기간별 특징에 관해 분석을 시도한 연구는 부족한 실정이다. 이에 따라, 본고에서는 B - Q가 제시한 모형을 이용하여 경제 내의 공급 및 수요측 충격을 식별하고, 동 충격이 실물경제에 미치는 동태적 영향을 외환위기를 전후하여 비교 · 분석함으로써 최근의 성장잠재력 약화 및 경기변동성 심화 현상에 대한 원인을 찾아보고자 한다.

1. 모형설정

1) 최근 우리나라의 경제상황과 AS-AD이론

먼저, 최근의 우리나라 경제상황을 설명하기 위해 AS - AD이론을 설정하고 거시경제충격에 대한 실물경제의 반응을 예측해 보기로 하자. 우선 공급충격을 야기할 수 있는 변수로는 크게 기술(A), 노동(L), 자본(K) 등의 요소를 들 수 있다. 각 요소별로 우리나라의 경제에 미치는 파급효과를 예상해 보면, 우선 기술 측면에서는 전세계적인 기술진보와 확산으로 인해 실물경제에 긍정적인 효과를 미치고 있을 것으로 예상된다. 노동투입 측면에서는 저출산 현상, 일자리 창출폭 제한 등으로, 자본축적 면에서는 기업들의 국내투자 기피, 해외투자 선호 등으로 실물경제에 부정적인 효과를 미치고 있을 것으로 예상된다.

〈그림 7〉 총공급곡선의 이동



위의 세 가지 효과를 종합해 본다면, 총공급곡선의 이동방향은 개별 요소가 실물경제에 미치는 긍정적 효과와 부정적 효과의 상대적인 크기에 따라 결정될 것이다. 최근의 연구들에 따르면, 개별 요소를 합한 총효과의 성장기여도는 지속적으로 하락하고 있는 것으로 분석되고 있다.[18] 이에 따른다면, 경제의 총공급능력이 저하됨에 따라 장기총공급곡선(LAS)이 <그림 7>과 같이 좌측으로 이동($LAS_0 \rightarrow LAS_1$)하면서 잠재성장률 또한 하락($Y_0^f \rightarrow Y_1^f$)하고 있을 것으로 예상된다.

한편, 수요충격을 야기할 수 있는 요소로는 민간소비, 재정지출, 수출 등 다양한 변수가 있다. 동 변수들의 변화는 단기적인 경기변동을 유발하며, 산출량에는 항구적인(permanent) 영향을 미치지 못하는 것이 특징이다. 최근의 연구들은 동 충격이 경기의 진폭을 확대시키고 있다는 결론을 내리고 있다.[19] 이에 대한 근거로 외환위기 이후 가계의 재무건전성이 크게 약화[20]되면서 민간소비의 변동성이 크게 확대된 점을 들고 있다. 이와 더불어, 최근 IT산업의 비중 확대로 세계IT경기와 국내 수출 간의 상관성이 크게 높아지면서 수출의 변동성도 크게 증가하고 있는 현상도 주된 요인으로 등장하고 있다.[21]

---

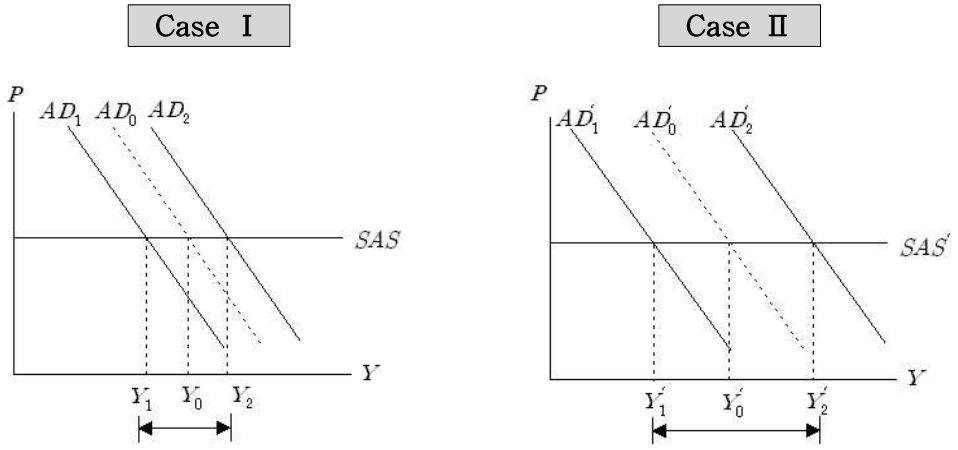
18) 문소상 · 박양수, 『우리경제의 잠재성장률 약화 원인 및 향후 전망』, 한국은행, 2005.

19) 김범식 · 장재철 · 최호상 『최근의 경기변동의 요인분석과 시사점』, 삼성경제연구소, 2004.
주 원, 『외환위기 이후 국내 경기순환의 특징』, 현대경제연구소, 2005.

20) 정부가 경기부양을 위해 사용한 신용카드 장려정책 및 장기적인 저금리 현상 등으로 인해 민간의 가계부채(가계대출 + 판매신용)는 1997년 211조원에서 2006년 582조원으로 크게 증가하였다.

21) 수출 변동성(실질기준, 분산) : 90~97년중 : 56.0 → 00~06년중 : 82.0

〈그림 8〉 총수요곡선의 이동[22)]



상기 요인들로 인해 수요충격에 의한 총수요곡선의 변동폭은 외환위기 이후 크게 확대되었을 것으로 추측된다. 예를 들어, 거시경제충격에 의한 총수요곡선의 변동을 <그림 8>과 같은 두 가지의 경우로 구분해 보자. Case Ⅰ의 경우는 수요부문에 발생하는 충격이 크지 않아 총수요곡선이 이동폭이 작은 경우이며, Case Ⅱ는 수요부문에 발생한 충격이 매우 커, 이에 따른 총수요곡선의 변동도 매우 큰 폭으로 이루어지는 경우이다. 최근 우리나라의 경우를 예상해 보면, Case Ⅱ에 해당될 것으로 예상되며, 경기변동폭은 Case Ⅰ의 경우보다 커지게 된다($|Y_2 - Y_1| < |Y_2' - Y_1'|$). 현 경제상황에 대한 이같은 가정을 다음 절의 모형추정을 통해 검증해 보기로 한다.

2) 이용자료 및 모형의 설정

본고에서는 세계수입물량, 국내총생산, 소비자물가로 구성된 구조VAR모형을 설정하고 B-Q방식을 적용하였다.[23)] 1990.1/4～2006.4/4분기까지의 계절조정된 자

22) 단기의 총공급곡선(SAS)은 국내의 잉여 생산능력, 중국 등으로부터의 저가품 수입 증대 등을 감안하여 수평의 형태를 가정하였다.

23) 본고의 분석방법은 소규모 개방경제를 반영하기 위해 Koichiro and Naohisa(2002)가 제안하고, 김민수 · 강규호(2004)가 분석한 방법론을 사용한다. 동 방식은 공급충격을 글로벌 및 로컬충격으로 세분화하는 방법론을 사용하며 글로벌 공급충격은 장기적으로 전세계에 동일한 효과를 미치

료를 이용하였으며, 시계열의 불안정성(non-stationarity)을 제거하기 위해 로그차분을 실시하였다. 로그차분된 세 변수에 대해 ADF 검정을 실시한 결과, 단위근(unit-root)이 존재한다는 귀무가설을 통계적으로 유의한 수준하에서 기각할 수 있었다.

〈표 10〉 ADF 검정 결과

자 료[1]	추 정 식($H_o : \phi = 0$)	
	$y_t = \phi y_{t-1} + e_t$	$y_t = \mu + \phi y_{t-1} + e_t$
세 계 수 입 물 량	-3.51*	-3.52**
실 질 G D P	-4.60*	-4.57*
소 비 자 물 가	-3.00*	-3.12**

주 : 1) 실질GDP계열의 로그차분 기준
2) *, **는 각각 유의수준 1% 및 5%하에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 있음을 의미

분석대상 경제변수들의 안정성(stationarity)이 모두 검증되고, 경제변수 수준간에는 공적분관계[24]가 존재하지 않는 것으로 밝혀짐에 따라 제약이 가해지지 않은 VAR모형을 벡터를 이용하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$X_t = \sum_{i=0}^{k} A_i X_{t-i} + Cu_t \tag{11}$$

$X_t=(E_t, G_t, P_t)'$은 세계수입물량, 국내총생산, 소비자물가로 이루어진 경제변수들의 열벡터를 의미하고, A_i와 C는 3×3의 계수행렬(특히, A_0는 변수들의 동시적

며 로컬공급충격은 국내에만 장기적인 효과를 미치는 충격으로 식별된다. 한편, 김민수 · 강규호(2004)는 글로벌충격을 식별하기 위해 수출점유율(=수출/국내총생산) 자료를 이용하였으나 동 모형에서는 IFS(International Financial Statistics, IMF)의 세계수입물량을 사용하였다. 이는 수출점유율보다는 세계경기의 흐름을 나타내는 세계수입물량이 우리나라 경제에 더욱 외생적인 변수라고 판단했기 때문이다.

24) Engle & Granger 검정결과, 수준변수에 대한 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 모든 변수에 대해 유의수준 5% 하에서 기각할 수 있었다.

관계를 의미)을 나타낸다. u_t는 3×1의 서로 독립인 구조적 교란항(세계공급충격, 국내공급충격, 국내수요충격)을 각각 나타내며 분산·공분산행렬은 $E(u_t u_t') = D$라고 하자. 한편, 충격반응을 도출하기 위하여 식(11)을 다음의 식(12)와 같은 축약형으로 변환하면 다음과 같다.

$$X_t = \sum_{i=1}^{k} (I - A_0)^{-1} A_i X_{t-i} + e_t \tag{12}$$

식(12)에서 e_t는 자기상관은 없으나 동시적 상관관계가 있는 교란항 벡터이고, $(I - A_0)^{-1} A_i$와 e_t는 보통최소자승법(OLS)으로 쉽게 추정할 수 있다. 한편, 식(11)과 식(12)의 오차항 벡터는 다음의 관계가 성립한다.

$$e_t = (I - A_0)^{-1} C\, u_t \tag{13}$$

일반적으로 오차항 벡터 e_t의 원소들은 A_0행렬과 관계가 있으므로 이들은 연립적으로 결정된다. 구조VAR모형은 구조모형과 마찬가지로 식별문제에 부딪히게 된다. 모든 구조모형은 축약형모형과 대응관계에 있기 때문에 구조VAR모형 역시 축약형모형인 제약이 가해지지 않은 VAR모형과 식별조건하에서 대응관계를 갖게 된다.[25] 따라서 구조VAR모형을 추정하기 위해서는 먼저 축약형모형을 추정한 후 추정된 계수와 축약형모형에서 잔차항의 분산·공분산행렬의 원소 및 제약식을 이용하여 구조VAR모형의 계수 또는 분산[26]을 복원하는 방법을 사용한다. 구조VAR모형이 식별을 위한 제약식 하에서 A_0행렬이 추정되면 제약이 가해지지 않은 VAR모형에서와 동일한 방법으로 충격반응과 예측오차의 분산분해를 이용할 수 있는데 이 때는 구조적인 의미가 함께 부여되므로 변수들간의 동태관계를 이해하는 데 도움이 된다. 1단계에서는 잔차항 벡터인 e_t를 추정하고, 2단계는 1단계에

25) 구조VAR모형을 식별하기 위한 방법은 동시적(단기) 제약을 가해 식별하는 방법, 장기제약을 가해 식별하는 방법, 동시적 제약과 장기제약을 가해 식별하는 방법 등 3가지가 있다. 적정식별(just identification)이 되면 구조VAR모형과 축약형모형은 1:1 대응관계를 갖는다.

26) 구조VAR모형에서 교란항의 공분산은 0임.

서 추정된 정보를 이용하여 A_0를 추정한다.

구조VAR모형은 연립방정식모형과 마찬가지로 위수(order) 및 계수(rank)조건 등 식별조건이 먼저 성립하여야 한다. 본 논문에서는 구조분해가 가능하도록 적정식별이 되는 모형을 가정하였다. 식(13)으로부터 다음의 식(14)가 성립하고, 식(14)의 양변에 기대치를 취하면 식(15)가 도출된다.

$$u_t u_t' = (I - A_0) e_t e_t' (I - A_0)' \tag{14}$$

$$D = (I - A_0) \Omega (I - A_0)' \tag{15}$$

이후 촐레스키 분해를 이용하여 D행렬의 직교화(orthogonalization) 과정을 거치면 식(16)과 같은 구조계수행렬 C를 추출할 수 있다. 한편, 장기제약 부여를 위해 추정된 C행렬에 식(17)과 같은 3가지의 제약을 부여한다. 위 식(15)에서 알 수 있는 바와 같이 3×3 행렬인 A_0행렬을 알면 VAR모형의 회귀방정식 오차들로부터 거시경제충격을 식별할 수 있다. 그러나 D는 9개의 원소로 구성된 분산·공분산행렬로 대칭행렬이므로 A_0의 원소들에 6개의 제약을 부과하게 된다. 또한, A_0를 식별하기 위해서는 3개의 추가적으로 장기적인 제약이 필요하게 된다.[27]

$$C = Chol((I - A_0)\Omega(I - A_0)) \tag{16}$$

$$\begin{bmatrix} E \\ G \\ P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(1) & 0 & 0 \\ c_{21}(1) & c_{22}(1) & 0 \\ c_{31}(1) & c_{32}(1) & c_{33}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^E \\ u^G \\ u^P \end{bmatrix} \tag{17}$$

---

27) 개방경제하의 공급 및 수요충격을 식별하기 위해 Koichiro & Naohisa(2002)와 김민수·강규호(2004)와 같이 다음과 같은 제약을 부여하였다.

① 공급 및 수요충격 식별 : 「공급충격은 국내총생산에 장기적인 영향만을 미치고, 수요충격은 일시적인 영향을 미친다」

② 세계 및 국내공급충격 식별 : 「세계공급충격은 세계총생산을 확대시켜 세계수입수요에 장기적인 영향을 미치고, 국내공급충격은 세계수입수요에 일시적인 영향을 미친다.」

VAR모형의 차수는 AIC나 SBC 통계량이 가장 낮은 시차인 3으로 결정하였으며, 회귀방정식에서 도출된 잔차항들에 대한 검정을 실시한 결과, 자기상관 및 이분산이 없음을 확인할 수 있었고 식별된 거시경제 충격들은 자기상관 및 상호간의 상관관계도 존재하지 않아 모형은 적합성을 갖춘 것으로 판단된다(<표 11> 참조).

〈표 11〉 잔차항에 대한 Ljung-Box의 Q 통계량

		시 차			
		1	5	10	20
u_E	Q$\{e_t\}$	0.581 (0.446)	2.592 (0.763)	7.297 (0.697)	13.533 (0.853)
	Q$\{e_t^2\}$	0.044 (0.834)	1.015 (0.961)	4.129 (0.941)	5.295 (0.999)
u_y	Q$\{e_t\}$	0.048 (0.826)	0.325 (0.997)	4.005 (0.947)	11.372 (0.936)
	u_p	0.017 (0.997)	0.189 (0.999)	0.562 (0.999)	1.197 (0.999)
u_p	Q$\{e_t\}$	0.001 (0.980)	0.995 (0.963)	11.609 (0.312)	18.438 (0.559)
	Q$\{e_t^2\}$	0.359 (0.549)	0.447 (0.994)	3.646 (0.962)	4.894 (0.999)

주 : 1) u_E, u_y, u_p는 VAR모형 추정에 따른 회귀방정식 오차들로 각각 세계수입물량, 국내총생산, 소비자물가에 대한 회귀방정식의 오차를 의미
2) ( ) 안은 Q통계량의 P값

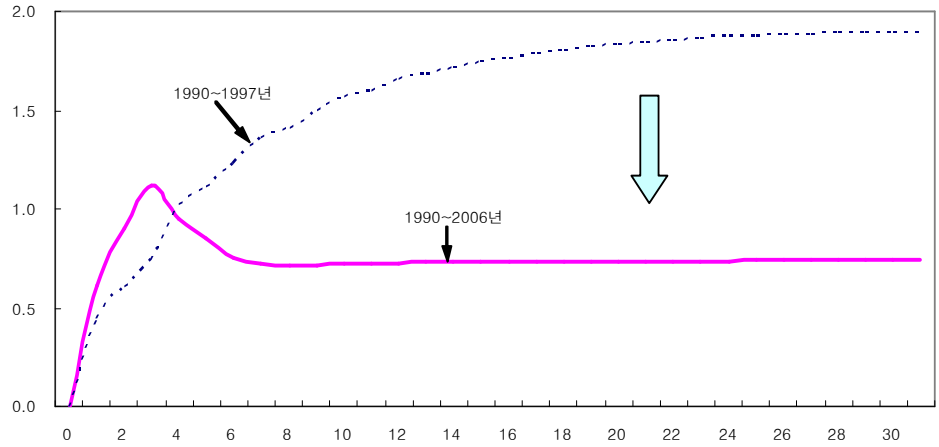
2. 모형 추정결과

동 절에서는 표본을 두 기간으로 구분[28]하여 국내 및 세계 공급충격과 국내수요충격이 산출량에 미치는 파급효과를 충격반응분석을 통해 추정해 보았다. 추정결과, 우리나라 경제의 총공급 및 총수요 충격에 대한 산출량의 반응수준은 추정기간에 따라 크게 변화한 것으로 나타났으며, 충격반응분석 결과는 <그림 9~11>에

28) 기간 1 : 1990~1997년(외환위기 이전), 기간 2 : 1990~2006년(외환위기 이후 포함)
기간 2를 이와 같이 설정한 것은 외환위기 이후로만 한정할 경우 구조모형 추정에 충분한 수의 표본을 확보하기가 어려웠기 때문이다.

나타나 있다. 먼저 국내공급충격은 전제에서 가정한 바와 같이 국내총생산을 영구히 상승시키는 것으로 나타났는데, 기간별로는 <그림 9>에 나타나 있듯이 표본기간을 외환위기 이후까지 연장한 경우 국내공급충격의 생산증대 효과는 크게 감소한 것으로 분석되었다. 이같은 현상은 크게 국내 설비투자 위축 및 노동공급 축소 등에 기인한 것으로 판단된다. 기업들은 고지가·고임금, 각종 규제 등을 피해 국내투자를 기피하고 생산기지를 해외로 이전시키면서 국내자본축적이 충분히 이루어지고 있지 못하고 있는 실정이다. 이와 더불어 IT산업의 낮은 생산유발효과도 하나의 원인으로 대두되고 있다. IT산업이 우리나라 경제에서 차지하는 비중은 꾸준히 증가하고 있으나, 동 산업의 국산화율이 매우 낮은 편이다.[29] 이에 따라 IT제품의 생산 및 수출이 호조를 보이더라도 관련 설비 및 부품의 신규투자 유발이 제약되고 있는 것이다.

〈그림 9〉 실질GDP의 국내공급충격에 대한 반응 추이



이와 더불어 저출산 및 고령화 등 인구구조 변화로 인한 생산가능인구의 증가율 둔화도 국내총공급 여력을 약화시키고 있다. 1970년대 시작된 베이비붐 세대의 노동시장 진입이 1980년대말 거의 완료되면서 1990년대 이후 생산가능인구 증가율

29) 한국은행(2007)에 따르면, 주요 IT관련 업체의 제조장비 국산화율은 삼성전자 반도체 부문이 17%, 삼성전자 LCD 부문이 48%에 이르는 등 크게 낮은 것으로 조사되었다.

이 크게 낮아지고 있는 상태이다.[30] 또한, 최근 들어 양육비용 증가, 고용불안에 따른 미래소득의 불안정성, 여성의 사회진출 증가와 육아시설 부족 등으로 출산율이 꾸준히 감소하고 있다. 이에 따라 우리나라의 출산율은 OECD국가의 평균치인 1.60보다도 크게 낮은 1.16(2004년 기준)을 기록하고 있다.[31] 문형표・김동석(2004)에 따르면, 저출산 추세가 이대로 지속될 경우, 향후 잠재성장률은 2020년 3.6%, 2030년 2.3%수준으로 현재보다도 크게 낮아질 것으로 전망되었다.

이제 세계공급충격이 국내 산출량에 미치는 영향력에 대해 살펴보도록 하자. 세계공급충격은 공급측 충격이 일국 경제에만 한정되지 않고 전세계적인 확산 효과를 갖는 충격을 의미한다.[32] 예를 들면 핸드폰, 컴퓨터 등에 사용되는 IT기술은 초기에는 일부 선진국에서 이용되다가 시간이 흐를수록 기술이전 등을 통해 전세계적으로 확산되면서 생산성 향상을 유발하게 된다. 주요국의 경제성장 패턴이 과거 물적자본 위주에서 오늘날 첨단기술을 필요로 하는 산업 중심으로 탈바꿈하면서 세계공급충격이 우리나라에 미치는 영향력도 최근에 올수록 증대되었을 것으로 예상된다.

<그림 10>에는 세계공급충격이 우리나라 실질GDP에 미치는 반응이 나타나 있으며, 외환위기 이전(90～97년)에 비해서 표본기간을 최근까지 연장시켰을 경우(90～06년) 실질GDP에 미치는 파급효과는 예상대로 더욱 커진 것으로 분석되었다. 그러나 세계공급충격의 산출량 효과가 증대되었다는 사실만으로 여타국에 비해 우리나라의 경쟁력이 향상되었다고는 해석할 수는 없다. 이는 세계공급충격이 우리나라뿐만 아니라 장기적으로는 주변 국가들에게까지도 파급되기 때문이다. 이러한 측면을 감안하면, 우리나라만의 비교우위를 제고시키기 위해서는 국내공급충격이 더욱 중요한 의미를 지니고 있다고 할 수 있겠다.

---

30) 인구증가율 및 생산가능인구 증가율 추이(%)

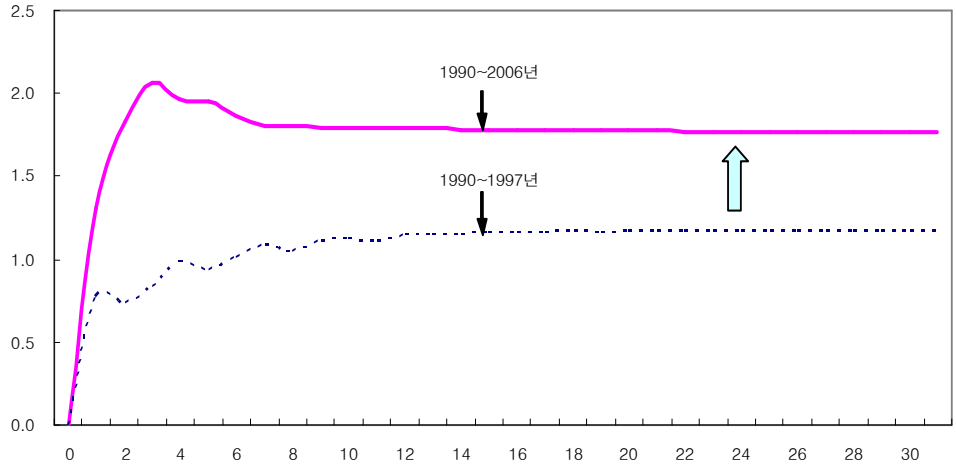
	1980～1989	1990～1999	2000～2005
인구증가율	1.24	0.94	0.54
생산가능인구 증가율[1)]	2.31	1.38	0.54

주 : 1) 15～64세

31) 자료 : Society at a Glance : *OECD Social Indicators*, 2005.

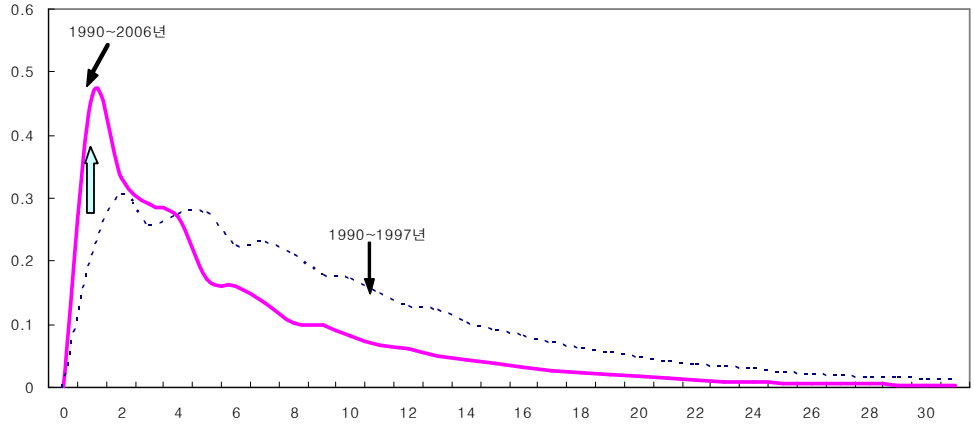
32) Koichiro and Naohisa(2002), 강규호・김민수(2004).

〈그림 10〉 실질GDP의 세계공급충격에 대한 반응 추이

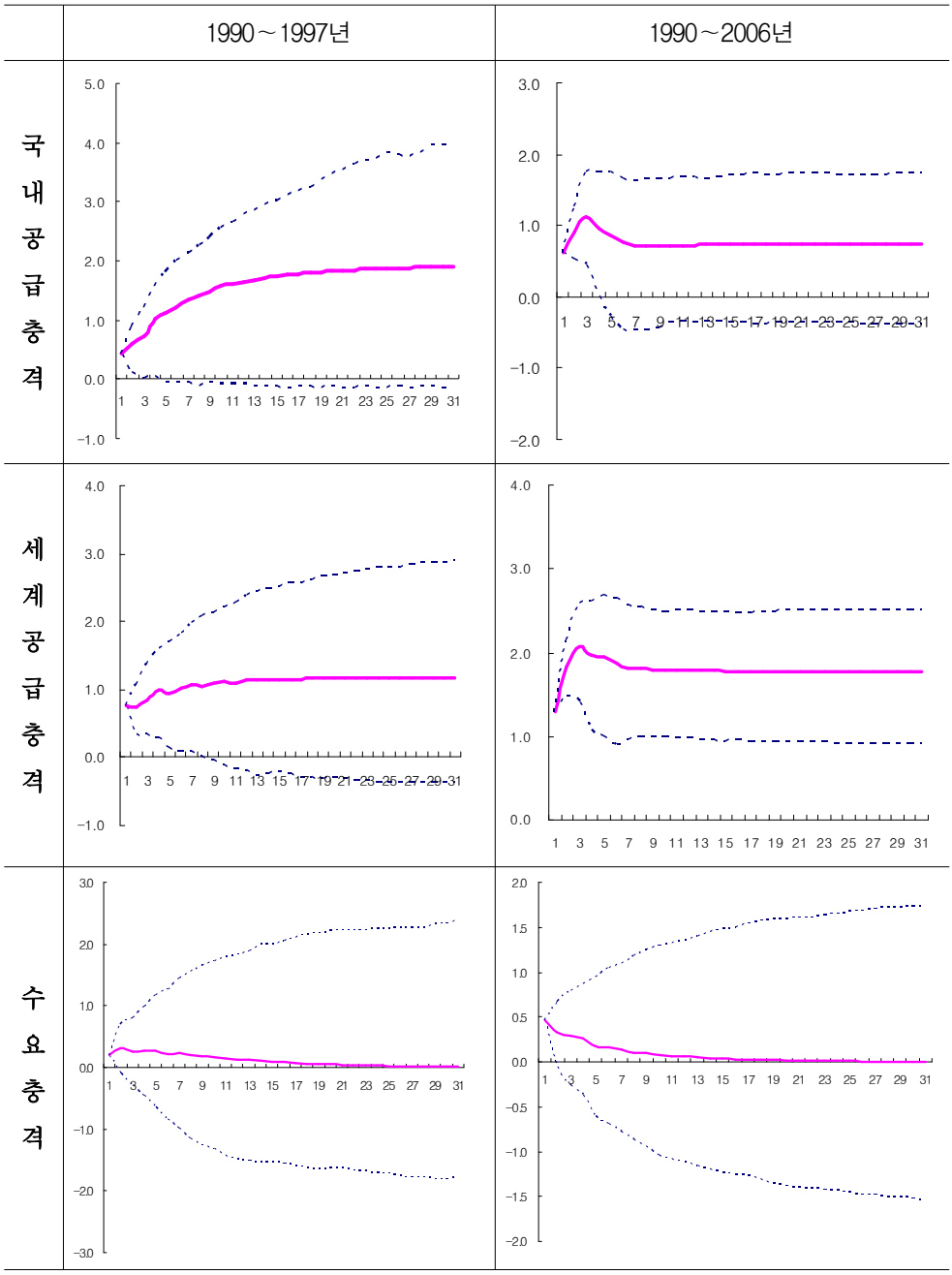


마지막으로 국내수요충격의 파급효과를 살펴보기로 하자. 앞 절 “최근 우리나라의 경제상황과 AS - AD이론”에서는 외환위기 이후 민간소비 및 IT수출의 변동성이 크게 확대되면서 수요부문에 발생하는 충격이 증대되었을 것으로 예상했다. 아래 <그림 11>에 나타난 충격반응분석 결과를 보면, 앞서 예상한 바와 같이 국내수요충격이 실질GDP에 미치는 영향력은 외환위기 이후 증대된 것으로 나타났다. 이는 다음과 같은 두 가지 원인에 기인하는 것으로 판단된다.

〈그림 11〉 실질GDP의 수요충격에 대한 반응 추이



〈그림 12〉 국내총생산의 (누적)충격반응함수



주 : 위 그림에서 실선은 일시적 충격에 대한 국내총생산의 충격반응을 누적한 그래프를 나타내며, 점선은 95% 신뢰구간을 표시(신뢰구간은 부트스트래핑(Bootstraping)을 이용하여 1,000번의 모의실험(Simulation)을 통해 도출)

첫째, 정부가 2000년대 초반 민간소비 회복을 위해 실시한 단기성 경기부양책을 원인으로 들 수 있겠다. 대표적인 사례가 신용카드 장려정책 및 부동산경기 활성화 정책이다. 민간 경제주체는 이같은 부양정책에 힘입어 차입을 확대시키고 소비를 증가시켰다. 이에 따라 민간소비는 정부의 목적대로 회복되는 듯 보였으나 가계부채가 누증되면서 가계의 재무건전성은 크게 악화되었고, 이는 다시 민간소비를 크게 위축시키는 결과를 낳았다. 이같은 단기성 경기부양정책은 민간소비의 안정적인 흐름을 크게 훼손시켜 결과적으로 민간소비의 변동성을 심화시켰다.

둘째로는 IT산업의 비중 증가를 들 수 있다. 국내경제에서 IT산업이 차지하는 비중이 꾸준히 높아짐에 따라 IT제품 수출과 세계 IT경기흐름과의 상관성이 크게 증대되고 있다. 그러나 IT제품은 전세계적으로 기업간 경쟁이 심하고, 제품주기가 매우 짧으며 가격 하락폭도 매우 크기 때문에, IT산업 자체의 변동성이 매우 클 수 밖에 없다. 이에 따라 수출에서 차지하는 IT제품의 비중이 지속적으로 높아질수록 총수요부문에 빈번한 충격을 발생시키게 되고, 결과적으로는 국내경기의 변동성을 증대시키게 되었다.

Ⅳ. 결론 및 시사점

본 연구의 발단은 세계 주요국의 경제가 안정적인 성장을 구가하며 경기변동성이 크게 완화되고 있는 데 반해, 우리나라 경제는 외환위기 이후 성장잠재력이 추세적으로 낮아지고, 경기의 진폭은 매우 확대되고 있는 상황을 분석하기 위함이었다.

이에 따라 본고에서는 외환위기 이후 잠재성장률 및 경기변동성에 구조적인 변화가 발생했는지를 실증분석하였다. 3-State Markov Switching 모형을 이용하여 잠재성장률의 평균 및 GDP갭의 조건부 분산을 분석한 결과, 외환위기를 거치면서 잠재성장률은 크게 하락하고 있으며 GDP갭의 진폭은 매우 커졌음을 확인할 수 있었다.

또한, 상기 분석과정을 통해 도출된 “성장잠재력 약화” 및 “경기변동성 심화”라는 실증분석 결과에 대해 총공급 - 총수요 측면에서 원인을 분석하고자 하였다. Blanchard & Quah(1989)가 제시하고, Koichiro & Naohisa(2002)가 발전시킨 구조 VAR모형을

이용하여, 우리나라의 거시경제에 발생하는 충격을 크게 국내공급충격, 세계공급충격, 국내수요충격으로 구분하여 분석을 진행하였다. 분석결과, 외환위기를 거치면서 국내공급충격이 실물경제에 미치는 파급효과는 크게 축소된 반면, 세계공급충격의 영향력은 확대된 것으로 나타났다. 또한, 국내수요충격의 파급효과는 단기에 크게 증대된 것으로 분석되었다.

추정결과를 분석하면, 먼저 세계공급충격이 외환위기 이후 실물경제로의 파급효과가 증대되었다는 결과를 긍정적으로만 해석할 수는 없을 것이다. 이는 세계공급충격이 기술확산을 통해 우리나라뿐만 아니라 장기적으로 전세계로 확대되기 때문이다. 우리나라 경제의 비교우위를 제고시키기 위해서는 실물경제 파급효과를 증대시키는 양(positive)의 국내공급충격이 필요하다. 그러나 외환위기 이후 국내투자부진, 노동공급축소 및 IT산업의 낮은 생산파급 효과 등으로 국내공급충격이 산출량에 미치는 효과는 이전기간에 비해 크게 하락한 것으로 나타났으며, 잠재성장률을 지속적으로 하락시키는 결과를 낳았다. 한편, 외환위기 이후 수요충격은 단기적으로 산출량에 미치는 효과가 커진 것으로 나타났는데, 이는 정부의 단기성 경기부양정책 및 IT산업의 비중 확대 등으로 인한 민간소비 및 수출의 변동성 확대에 기인하는 것으로 보인다. 이같은 요인으로 인해 외환위기 이후 수요부문에 발생하는 충격이 매우 커지면서 경기진폭을 확대시키는 역할을 하였다.

위의 실증분석 결과를 종합하면, 우리나라 경제가 장기적인 관점에서 투자활동 위축과 함께 성장잠재력이 추세적으로 낮아지고 있으며, 단기적인 측면에서는 경기변동성의 심화로 경제 불확실성이 증폭되고 있는 구조적인 문제에 직면하고 있는 것으로 보인다. 이에 따라 단기적인 경기변동을 완화시키는 동시에 약화된 성장잠재력을 회복시키기 위해서 다음과 같은 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

첫째, 정부는 경기변동을 심화시키는 단기성 경기부양정책을 지양하면서 민간소비의 안정성이 제고될 수 있도록 가계의 재무건전성을 개선시킬 수 있는 정책을 시행해야 하겠다. 또한, 지속성장을 뒷받침하기 위해 규제완화 및 세제혜택 등을 통해 국내 투자환경을 개선시키고 공급부문의 기초여건(fundamental)을 강건하게 마련해야 하겠다. 이는 국내기업뿐만 아니라 해외기업들의 국내투자 선호도를 높여 물적자본 증대와 함께 고용창출을 통해 경제체질을 향상시키기 위함이다.

둘째, 국내 IT산업과 관련한 소재부품 산업에 대한 적극적인 육성정책이 필요하

다. 최근 IT산업이 국내 경제에서 차지하는 비중은 점차 높아지고 있으나, 관련 소재부품 산업의 저변확대 지체로 산업연관관계는 낮은 수준에 머무르고 있다. 이에 따라 IT산업에서의 호조가 국내 관련 산업의 투자확대로 이어지지 못하고, 결국 수입유발효과만 상승시킴으로써 성장잠재력 제고에 한계를 드러내고 있기 때문이다. 이와 더불어 NT, BT와 같은 차세대 성장동력산업을 발굴·육성시키는 일도 서둘러야 할 것이다.

셋째, 중앙은행은 전반적인 경제 안정을 위해 통화정책을 더욱 적극적으로 수행해야 할 것이다. 과거 저금리기조의 지속으로 인한 과잉 유동성을 단계적으로 해소하고, 물가가 안정된 상황에서도 여타 부문의 불균형이 발생할 경우 선제적인 정책대응을 통해 안정적인 경제성장을 유도해 나가야 할 것이다.

비록 외환위기 이후 전반적인 경제의 구조변화로 인해 잠재성장률이 지속적으로 하락하는 추세에서는 단기간에 성장잠재력을 크게 회복시키기는 어려울 것으로 보인다. 장기적인 성장기반 확충을 위한 경제정책이 지속적으로 운영될 때에만 서서히 성과가 나타날 것으로 예상된다. 또한, 단기적 경기부양 목적을 위한 정책을 지양하면서 총수요의 건전한 관리를 위한 정책을 꾸준히 시행해 나간다면 경기변동성도 점차 줄여나갈 수 있을 것이다.

참고문헌

강기춘,「거시경제충격이 경제변동에 미치는 영향」,『사회발전연구』제14권, 제주대학교 사회과학연구소, 1998.

김민수・강규호,「소규모 개방경제하의 거시경제충격과 경기변동」,『금융연구』제18권, 한국금융연구원, 2004, pp.1-34.

김진용・왕형근・박장호・황문우,「주력성장산업으로서 IT산업에 대한 평가와 시사점」,『보도자료』, 한국은행, 2007.

김치호,「소규모 개방경제로서의 한국경제의 경기변동」,『경제분석』제1권 1호, 한국은행, 1995, pp.31-65.

문소상・이종건,「성장잠재력 변동요인의 동태적 분석」,『금융경제연구』제175호, 한국은행, 2004, pp.1-41.

_____・박양수,「우리경제의 성장잠재력 약화 원인과 향후 전망」,『보도자료』, 한국은행, 2005.

문형표・김동석,「인구 고령화와 거시경제」, 한국개발연구원(KDI), 2004.

유병삼,「수요 및 공급교란이 한국경제에 미치는 영향」,『금융경제연구』제39호, 한국은행, 1999, pp.1-34.

장재철,「최근 경기변동의 요인분석과 시사점」, 삼성경제연구소, 2004.

정운찬・김영식,『거시경제론』, 율곡출판사, 2005.

하준경,「성장전략의 전환 필요성과 정책과제 : 동태적 거시경제모형을 이용한 분석」,『금융경제연구』제169호, 한국은행, 2003, pp.1-49.

한상섭・황광명,「가계의 유동성과 소비간 관계 분석」,『조사통계월보』, 한국은행, 2003, pp.32-55.

Blanchard and Quah, “The Dynamic effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review*, Vol.79, 1989, pp.655-673.

_____ and Simon, “The Long and Large Decline in U.S Output Volatility,” *Brookings Papers on Economics Activity*, 2001, pp.135-164.

Greg Ip, Nicholas Kulish and Jacob M. Schlesinger, ‘Capital Market and Technology May Bring and Even Deeper Decline,“ *The Wall Street Journal,* 2001.

Hamilton. J. D, 'A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle." *Econometrica*, 57(2), 1989, pp.357-384.

_____, "Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy," *Journal of Money, Credit, and Banking* 36, 2004, pp.265-286.

Kim, C.-J., and C. R. Nelson, "Has the U.S Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business Cycle," *The Review of Economics and Statistics* 81, 1999, pp.608-616.

_____, "State-Space Model with Regime-Switching," MIT-Press, 1999.

Koichiro Kamada and Naohisa Hirakata, "Import Penetration and Consumer Prices," *Japan Working Paper Series*, No.02-1, 2002, pp.1-48.

McConnell, M. M and Perez Quiros, "Output fluctuation in the United States: What has changed since the early 1980's?," *American Economic Review* 90, 2000, pp.1464-1476.

Stock, J. H and M. W. Watson, "Has the Business Cycle Changed and Why?," *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, 2002.

Structural Break in Potential Growth and Business Cycle after Korean Currency Crisis

Hyoung-Seok Oh

Abstract

Since the currency crisis in 1997, South Korea has been losing its economic vitality with dramatically shrunken consumption and investment and continued slowdowns. South Korea's economic volatility has expanded, experiencing repetitive recoveries and recessions after the strong recoveries in late 1999-early 2000. There are also growing concerns about weakening growth momentum.

This paper analyzed the structural break in potential growth rate and volatility of GDP-gap using 3-State Markov Switching model and also empirically studied if there existed structural break in the response of the output to the supply-demand shock using the structural VAR model proposed by Blanchard and Quah.

The analyses shows that the level of potential growth rate is declining and economic fluctuations are getting more volatile after the crisis in South Korea. In the mean time, the analysis on the supply-demand reveals that response of output to the world supply shocks increase while that to the domestic supply shocks decrease. The response of output to the domestic demand shocks go up in the short run but go down in the long run. These findings suggests that South Korea concentrates its effort on dissolving overall economic uncertainties and recovering growth momentum.

Keywords: Potential Growth, Business Cycle, Markov Regime - Switching Model, Structural VAR Model

JEL Classification: C32, E32