

小規模 開放經濟의 景氣變動에 관한 研究⁽¹⁾

金 永 植

본 小考는 김영식·박우영(2003)의 다부문 소규모 개방경제 실물경기변동모형에 국제이자율 수준에서의 海外借入(foreign borrowing)을 명시적으로 도입한 뒤, 산업부문별 총요소생산성 충격, 교역조건 충격 및 수출수요 충격이 산업연관성의 波及過程(propagation mechanism)을 통해 우리나라 제조업부문의 變動性(volatility)과 산업부문 간 同調性(comovement)을 얼마나 설명할 수 있는가를 평가한다. 우선 모형에서 도출된 제조업 전체의 산출량과 고용의 변동성은 대체적으로 우리나라 제조업의 변동성과 일치하고, 투자의 경우는 실제보다 크게 나타났다. 한편 제조업 전체의 고용과 투자는 총 산출량과 양의 상관계수를 나타내며 산업부문 간 동조성은 그 크기가 실제보다 다소 작게 나타나지만 대체적으로 양의 상관관계를 나타내었다. 이러한 동조성은 개별산업 간 중간재 및 투자재의 투입산출관계에 기초한 産業聯關性(intersectoral linkages)에 기인한 것으로 볼 수 있다.

1. 序 論

최근 김영식·박우영(2003)은 多部門(multisector) 實物景氣變動模型의 시초인 Long and Plosser(1983)를 일반화한 Horvath(2000)에 국가 간 무역과 交易條件 衝擊(terms-of-trade shock)을 도입하여 소개방경제의 실물경기변동모형으로 확장하였다.⁽²⁾ 특히 산업연관성을 고려한 소개방경제의 실물경기변동모형이 우리나라 제조업부문의 경기변동을 설명할 수 있는지를 평가하기 위해서 모형의 파라미터 값들을 우리나라의 1995년 산업연관표[한국은행(1998)]와 기타 통계자료를 이용하여 설정(calibration)한 뒤, 제조업부문의 變動性(volatility)과 산업부문 간 同調性(comovement)을 수량적으로 분석하였다.⁽³⁾ 그러나 이 연

(1) 본 논문에 연구비 지원을 해주신 제원연구재단에 깊은 감사를 표한다.

(2) 본 논문의 모형은 소개방경제의 기본 RBC모형[예를 들어, Mendoza(1991, 1996)]을 산업부문 간 투입산출관계를 고려한 다부문 RBC모형으로 확장한 것으로 볼 수 있다. 소개방경제의 실물경기변동모형을 우리 경제에 적용한 최근의 연구로서 박형수(1999)가 있다. 그러나 앞선 연구들과 마찬가지로 총체적 생산부문을 고려하는 기본 RBC모형의 특성을 그대로 유지하고 있다는 점에서 본 논문의 다부문 RBC모형과 차이가 있다. 대규모 개방경제의 실물경기변동 모형으로는 Backus, Kehoe, and Kydland(1994)가 있다.

(3) 산업연관표의 통합대분류에 의한 산업부문은 농림수산물, 광산물, 14개의 제조업부문, 그리고 12개의 서비스부문 등 총 28개 산업부문으로 구성되어 있다. 그러나 산업별 총요소생산성

$$(3.6) \quad a_t = \sum_{i=1}^M \{(\alpha_i + \beta_i) p_{i,t} y_{i,t} - [k_{i,t+1} - (1 - \mu_i) k_{i,t}] \pi_{i,t}\} - (1 + r_t) b_t + b_{t+1}$$

마지막으로 소개방경제에서 재화시장의 균형조건은 무엇인가? 閉鎖經濟의 경우 산업부문별 생산은 중간재, 투자재, 그리고 최종소비재 수요의 합과 같아진다. 그러나 開放經濟에서 국내생산은 국내시장에 공급되거나 수출되고, 국내수요는 국내재와 수입재의 결합으로 구성된다. 따라서 재화 i 의 시장은 국내생산($y_{i,t}$)이 수출($x_{iH,t}^F$)과 국내재수요($x_{iH,t}^H$)의 합과 같아질 때 청산된다.

$$(3.7) \quad y_{i,t} = x_{iH,t}^F + x_{iH,t}^H$$

위 식을 $x_{iH,t}^H$ 로 정리하여 식 (2.25)에 대입하면 다음과 같은 재화 i 시장의 청산조건식이 도출된다.

$$(3.8) \quad y_{i,t} = \frac{p_{i,t}}{q_{i,t}} X_i - \frac{q_{i,t}^F}{q_{i,t}^H} x_{iF,t}^H + x_{iH,t}^F$$

즉, 재화 i 의 국내생산량이 국내수요에 순수출을 더한 값과 같음을 의미한다. 여기서 $q_{i,t}^F/q_{i,t}^H$ 는 交易條件(terms of trade)을 의미하며 식 (2.27)의 확률과정으로 주어진 수입재가격의 충격을 모두 흡수하게 된다.

요약하면 모형경제의 完全競爭均衡(perfectly competitive equilibrium)은 다음의 조건들을 충족하는 외생 충격 $\{A_t, q_t^F, x_{H,t}^F\}_{t=0}^{\infty}$ 과 내생적으로 결정되는 가격 $\{q_t^H, p_t, P_t, P_t^M, \pi_t, p_t^n\}_{t=0}^{\infty}$ 및 수량 $\{k_t, n_t, M_t, c_t, b_t, i_t, x_t^H, y_t\}_{t=0}^{\infty}$ 들로 구성된다:

- 1) 생산성 $\{A_t\}_{t=0}^{\infty}$, 수입재가격 $\{q_t^F\}_{t=0}^{\infty}$, 수출 $\{x_{H,t}^F\}_{t=0}^{\infty}$ 은 각각 충격이 $\{\varepsilon_t^A\}_{t=0}^{\infty}$, $\{\varepsilon_t^q\}_{t=0}^{\infty}$, $\{\varepsilon_t^x\}_{t=0}^{\infty}$ 인 로그자기회귀과정을 가진다.
- 2) 대표기업은 배당금의 현재가치를, 대표소비자는 평생기대효용을 극대화한다.
- 3) 산업별 임금과 국내재 가격은 노동시장과 재화시장을 청산한다.

이러한 균형조건식들은 非線形 確率的 差分方程式體系(system of nonlinear stochastic difference equations)로서 극히 예외적인 경우를 제외하고는 分析的 解(analytical solution)를

직접 구할 수 없다. 본 논문은 實物景氣變動模型의 解法(solution method)을 따라서, 균형 조건식들을 각 변수들의 定常狀態(steady state) 값 근방에서 로그線形 近似化(log-linear approximation)시킨 선형방정식체계를 이용하여 정상상태로부터의 변화율로 표시된 변수들의 數值解(numerical solution)를 구한다. 모형의 정상상태 근방에서 로그선형화를 한 수식과 수치해를 계산하는 방법은 김영식·박우영(2003)의 <부록 C>, <부록 D>와 동일하다.

4. 母數 設定(calibration)

실물경기변동모형의 방법론에 따라 본 논문에서 고려하는 동태적 일반균형모형에서 정의된 각 母數(parameter) 값들을 우리나라의 통계자료와 각종 미시·거시경제학적 분석결과로부터 추출하여 결정한다. 우선 파라미터 값들을 부여해야 하는 모수들을 정리하면 다음과 같다.

消費者: $\psi, \delta, \chi, \phi, \{\xi_i\}_{i=1}^M$

生産者: $M, \{\mu_i, \alpha_i, \beta_i, \gamma_i\}_{i=1}^M, \Gamma_m, \Gamma_l$

貿易: $\{\omega_i^F, \omega_i^H\}_{i=1}^M, \sigma_x$

外生 衝擊 (수입재가격과 수출의 상관관계를 고려한 경우):

$\{\rho_i^A, C\}_{i=1}^M, \Omega_A, \Omega_{qx}$

外生 衝擊 (수입재가격과 수출의 상관관계를 고려하지 않은 경우):

$\{\rho_i^A, \rho_i^q, \rho_i^x\}_{i=1}^M, \Omega_A, \Omega_q, \Omega_x$

시뮬레이션을 위해서 산업부문의 수(M)는 $M=3$ 을 사용하였다. 1995년 산업연관표에서 통합대분류에 의한 산업부문은 농림수산물, 광산물, 14개의 제조업부문, 그리고 12개의 서비스부문 등 총 28개 산업부문으로 구성되어 있다. 그러나 뒤에서 설명할 산업별 총요소생산성을 추정하는 데 있어서 농림수산물, 광산물 그리고 서비스부문의 경우 총요소생산성의 추정에 필요한 자료의 부족과 일관성 결여 등의 문제로 여기서는 製造業部門을 다음과 같은 3개 부문으로 통합하여 모형을 분석한다: 기초소재업(석유·석탄, 화학제품, 비금속광물, 제1차금속, 금속제품), 조립가공업(일반기계, 전기·전자, 정밀기기, 수송장비), 소비재업(음식료품, 섬유가죽, 목재·종이, 인쇄출판, 가구·기타).

4.1. 消費關聯 母數

모형의 기본 시간단위는 分期(quarter)로서 효용할인인자(δ)는 $(1.03)^{-0.25} = 0.9926$ 을 사

〈表 1〉消費關聯 母數의 캘리브레이션

(a) 效用函數

모 수	값
δ (효용할인인자)	0.993
ψ (상대적 위험기피도)	1.000
χ (소비와 여가의 상대적 비중)	1.762

(b) 消費加重值

제조업 부문	소비가중치(ξ_i)
기초소재업	0.1859
조립가공업	0.2212
소비재업	0.5929

용하였다. 소비와 여가의 기간 내 대체탄력성을 나타내는 χ 는 정상상태에서 평균노동비중이 0.326이 되도록 결정하였다. 경제주체의 相對的 危險忌避度(relative risk aversion)를 나타내는 ψ 는 로그효용함수를 가정하여 $\psi = 1$ 로 놓았다.⁽⁵⁾

산업별 명목소비지출 가중치(ξ_i)는 1995년 산업연관표[한국은행(1998)]의 생산자가격평가표에서 각 산업별 민간소비지출항목과 정부소비지출항목의 합을 산업전체 민간소비지출항목과 정부소비지출항목의 합으로 나눈 값으로 사용하였다. 이는 이 모형에서 정부가 없는(즉, 조세 및 보조금이 없는) 경제를 가정하였으며, 정부를 산업의 일부로 간주하였기 때문이다.⁽⁶⁾ 소비관련 모수값은 〈表 1〉에 정리하였다. 한편 해외차입 이자율의 리스크 프리미엄과 관련된 파라미터 ϕ 는 Schmitt-Grohe and Uribe(2003)에서와 같이 $\phi = 0.000742$ 로 놓았다.

4.2. 生産關聯 母數

생산함수의 모수(α, β, γ)는 1995년 산업연관표에서 생산자가격평가표의 산업별 중간투입계, 피용자보수, 영업잉여 및 고정자본소모 항목을 기초로 계산하였다. 모형에서 사용한 제조업 3개 부문의 α, β, γ 의 평균값은 각각 0.1348, 0.1412, 0.7240이다.

중간재투입계수표($\Gamma_{3,m}$)와 자본재투입계수표($\Gamma_{3,l}$)는 각각 1995년 산업연관표에서 생산

(5) 우리나라의 경우 남주하(1993)에서 $\psi = 0.297$ 로 추정되었다.

(6) 본 논문에서는 정부를 경제에 공공행정과 국방서비스를 제공하는 서비스부문으로 가정한다. 이는 산업연관표의 서비스부문 중 '공공행정 및 국방'을 정부라고 가정하는 것과 같다. 하지만 데이터의 제약으로 서비스부문을 시뮬레이션에서는 제외하였기 때문에 제조업생산에 대한 민간소비지출과 정부소비지출의 합은 민간소비지출과 같아짐으로 위의 가정은 본 논문의 시뮬레이션에 아무런 영향을 주지 않는다.

〈表 2〉 生産關聯 母數의 캘리브레이션

	α_i	β_i	γ_i	μ_i
기초소재업	0.1539	0.1180	0.7281	0.0317
조립가공업	0.1437	0.1466	0.7097	0.0338
소비재업	0.1068	0.1590	0.7341	0.0286

$$\Gamma_{3,m} = \begin{bmatrix} 0.9311 & 0.3076 & 0.2609 \\ 0.0382 & 0.6708 & 0.0248 \\ 0.0306 & 0.0216 & 0.7142 \end{bmatrix}$$

$$\Gamma_{3,l} = \begin{bmatrix} 0.1252 & 0.0206 & 0.0116 \\ 0.8628 & 0.9651 & 0.9709 \\ 0.0120 & 0.0143 & 0.0174 \end{bmatrix}$$

자가격평가표의 산업 간 투입산출관계와 고정자본형성표를 기초로 하여 작성하였다. 산업별 감가상각률(μ_i)은 기업경영분석(한국은행, 각호)에 실린 산업별 감가상각률을 사용하였다. 모형에서 사용한 제조업 3개 부문의 생산관련 모수값은 〈表 2〉에 정리하였다.

4.3. 貿易關聯 母數

국내수요에 있어 국산품과 외제품의 구성비(ω_i^H, ω_i^F)는 산업연관표의 생산자가격평가표를 기초로 총생산량에서 수출량을 제외한 값을 내수로 계산하고 이를 수입량과 비교하여 $\omega_i^H + \omega_i^F = 1$ 이 되도록 계산하였다(〈表 3〉).

그리고 국산품과 외산품의 代替彈力性은 1로 가정하여 複合財 X_i 는 다음과 같은 Cobb-Douglas형태로 단순화하였다.

$$X_{i,t} = (x_{iF,t}^H)^{\omega_i^F} (x_{iH,t}^H)^{\omega_i^H}, \omega_i^F + \omega_i^H = 1$$

4.4. 外生的 衝擊變數

모형경제의 외생적 충격변수는 산업별 총요소생산성 충격, 산업별 수입재가격 충격 그리고 산업별 수출 충격이다. 産業別 總要素生産性(A_i)은 홍성덕·김정호(1996)에서 Solow

〈表 3〉 國內財-輸入財 加重值

	$\omega_{3,i}^H$	$\omega_{3,i}^F$
기초소재업	0.8004	0.1996
조립가공업	0.6732	0.3268
소비재업	0.8349	0.1651

(1957)의 방식에 따라 다음과 같이 추정된 제조업부문의 총요소생산성을 이용하였다.

$$\ln A_{i,t} = \ln y_{i,t} - \alpha_i \ln k_{i,t} - \beta_i \ln n_{i,t} - \gamma_i \ln M_{i,t}$$

Hodrick-Prescott(1997) 필터(혹은 HP 필터)로 총요소생산성의 장기추세치를 제거한 후 식 (2.9)의 확률과정을 추정한 결과는 <表 4>에 정리되어 있다. 홍성덕·김정호(1996)가 추정한 제조업 부문별 총요소생산성은 연간 시계열자료이므로 HP필터의 平滑化 係數(smoothing factor)를 100으로 놓고 추세를 제거하였다. 그러나 수입품에 내제된 긍정적 또는 부정적 기술 충격이 총요소생산성의 변동을 가져올 수 있듯이, 일반적으로 산업별 총요소생산성과 산업별 수입재가격, 수출 간 상관관계가 허용된 확률과정을 추정하는 것이 바람직하다. 본 논문에서는 데이터의 제약으로 총요소생산성이 산업별 수입재가격 및 수출과 상관관계가 없다는 가정하에서 總要素生産性的 確率過程을 추정하였다.

또한 본 논문에서는 외생변수인 산업별 수입재 가격과 수출이 서로 상관관계가 없다는 가정하에 이 두 변수의 확률과정을 추정하였다. 제조업 부문별 수입재 가격과 수출 데이터는 각각 수입물가지수(1971년 1/4분기~2002년 1/4분기)와 수출물량지수(1988년 1/4분기~2002년 3/4분기)의 시계열자료를 사용하였다. 이 두 시계열자료에서 HP 필터로 추세

<表 4> 總要素生産性的 確率過程

$\rho_{3,A}^i$		$100 \times \sqrt{\Omega_{3,A}} = \begin{bmatrix} 1.0810 & 0.6715 & 0.7613 \\ 0.6715 & 1.0263 & 0.4371 \\ 0.7613 & 0.4371 & 0.6646 \end{bmatrix}$
기초소재업	0.7821	
조립가공업	0.6082	
소비재업	0.7297	

註: 홍성덕·김정호(1996).

<表 5> 輸入財價格의 確率過程

ρ^q		$100 \times \sqrt{\Omega_q} = \begin{bmatrix} 5.8219 & 4.4223 & 4.5782 \\ 4.4223 & 4.7058 & 4.5936 \\ 4.5782 & 4.5936 & 5.0207 \end{bmatrix}$
기초소재업	0.6219	
조립가공업	0.7127	
소비재업	0.6820	

註: 한국은행: 『월간물가』, 각호: 수입물가지수(기본), 1971:1~2002:1

〈表 6〉 輸出需要의 確率過程

ρ_i^x		$100 \times \sqrt{\Omega_x} = \begin{bmatrix} 6.0436 & 3.8940 & 4.7157 \\ 3.8940 & 8.4983 & 4.7971 \\ 4.7157 & 4.7971 & 7.1492 \end{bmatrix}$
기초소재업	0.4903	
조립가공업	0.0276	
소비재업	-0.1175	

註: 한국은행: 『국제수지』, 각호: 수출물량지수, 1988:1~2002:3

를 제거한 후, 식 (2.26)과 (2.27)의 확률과정을 추정한 결과는 〈表 5〉와 〈表 6〉에 정리되어 있다. 이 때 수입물가지수와 수출물량지수는 분기별 자료이므로 HP필터의 평활화계수를 1600으로 하여 추세를 제거하였다. 여기서 각 확률과정에 대한 교란항($\varepsilon_t^x, \varepsilon_t^y$)은 서로 독립적인 확률변수로 가정한다.

5. 定常狀態 및 시뮬레이션分析

5.1. 定常狀態分析

〈表 7〉에 정상상태에서 모형의 산업별 산출량 비율과 1995년 산업연관표[한국은행(1998)]의 실제 데이터가 비교·정리되어 있다.

産業聯關表의 실제 데이터에 의하면 국내제조업생산 중 조립가공업이 차지하는 비중이 가장 크고 그 다음이 기초소재업과 소비재업이다. 그러나 개방경제모형의 정상상태 값은 제조업부문 총산출량 중 각 산업이 차지하는 비중의 순서가 산업연관표의 그것과 다르게 나타났다. 이는 몇 가지 모형 및 데이터의 한계에서 기인하는 것으로 여겨진다. 첫째, 특정 연도(1995년)의 실제 데이터만을 고려하여 모형의 정상상태 값을 현실경제의 정상상태를 나타내는 수치로 해석하는 데 어려움이 많다. 둘째, 모형경제에서 모든 산업부문을 고려하지 않고 있다. 기초소재업은 조립가공업의 중간재로 투입되는 부분이 많고, 조립가

〈表 7〉 定常狀態分析

	산출액	
	data	개방
기초소재업	36.53	49.93
조립가공업	37.20	18.93
소비재업	26.26	31.14

註: 산출액 = $p_i y_i / \sum p_i y_i$.

공업은 상대적으로 농업 및 광업 그리고 서비스부문 등에 자본재로 투입되는 부분이 많다. 그 결과 개방경제의 경우 모형의 정상상태 값이 실제 데이터에 비해 기초소재업과 소비재업은 과대계상, 조립가공업은 과소계상된 것으로 보인다.

5.2. 시뮬레이션分析

소개방경제에서 제조업부문 간 산업연관성을 고려한 實物景氣變動模型의 우리나라 제조업부문에 대한 설명력을 평가해 보기 위해 로그선형 균형조건식들을 이용하여 동학 시뮬레이션을 실행하였다. 한 번의 시뮬레이션은 148개의 표본으로 구성되며 이러한 시뮬레이션을 100회 반복 시행하였다.

5.2.1. 變動性

경기변동의 주요 특성인 變動性(volatility)을 측정하기 위하여 제조업 부문별 산출량의 표준편차를 계산하였다. 우선 <表 8>에서 제조업전체의 산출량과 고용의 변동성은 그 크기가 대체적으로 우리나라 제조업의 변동성과 일치하고 투자의 경우는 실제보다 크게 나타났다. 이러한 데이터와 모형에서 유도된 投資 變動性의 차이는 변동성이 상대적으로 낮은 연별 투자를 사용하여 실제 변동성을 추정하였기 때문이다. 그러나 產業別 變動性은 실제 시계열의 변동 정도와 다소 차이를 보이고 있다. 특히 산업별 투자의 변동성은 실제보다 훨씬 큰 값을 보이고 있다. 이에 대한 설명은 모형의 보완과 함께 해결해야 할 과제이다.

<表 8> 變動性(volatility)

	산출량		고용		투자	
	data	개방	data	개방	data	개방
제조업전체	5.05	4.71	0.54	0.55	0.72	3.57
기초소재업	4.20	5.44	0.65	0.48	0.87	3.18
조립가공업	8.10	7.78	0.38	0.52	0.96	22.07
소비재업	4.38	6.38	0.60	0.54	0.70	26.29

註: 1) 각 시뮬레이션에서 계산된 표준편차의 평균값; 고용과 투자의 변동성은 산출량 변동성에 대한 상대적 크기로 나타냄; 산출량은 실질부가가치(real value added), $(p_i y_i - P_i^M M_i) / p_i$ 로 측정.

2) 실제 변동성의 계산에 사용된 산업별 데이터는 산출량은 분기별 산업생산지수[1980:1 ~ 2002:3, 한국은행], 고용은 분기별 노동시간[1993:1~1998:4, 통계청], 투자는 연간 자본스톡[1969-1993, 홍성덕·김정호(1996)]이다. 추세제거를 위한 HP필터의 평활화계수는 분기별 자료의 경우 1600, 연별 자료의 경우는 100을 각각 사용하였다.

〈表 9〉 製造業 部門 間 同調性 (comovement)

	산출량		고용		투자	
	data	개방	data	개방	data	개방
제조업전체	1.00	1.00	0.67	0.98	-	0.45
기초소재업	0.82	0.97	0.98	0.91	0.86	0.85
조립가공업	0.93	0.61	0.97	0.60	0.95	-0.03
소비재업	0.91	0.79	0.98	0.85	0.93	0.11

註: 1) 각 시물레이션에서 계산된 제조업전체 수치와 산업별 수치 간 상관계수(correlation coefficient)의 평균값: 제조업전체의 동조성은 고용과 산출량, 투자와 산출량 간 상관계수의 평균값.

2) 실제 변동성의 계산에 사용된 산업별 데이터는 산출량의 경우 분기별 산업생산지수 [1980:1~2002:3, 한국은행], 고용은 분기별 노동시간[1993:1~1998:4, 통계청], 투자는 연간 자본스톡[1969~1993, 홍성덕·김정호(1996)]이다. 추세제거를 위한 HP필터의 평활화 계수는 분기별 자료의 경우 1600, 연별 자료의 경우는 100을 각각 사용하였다.

5.2.2. 同調性

경기변동과정의 주요 특성으로서 변동성뿐만 아니라 산업부문 간 경제변수들의 同調性 (comovement)을 들 수 있다. 〈表 9〉는 제조업 부문 간의 동조성을 생산, 고용, 및 투자의 상관계수로 나타내고 있다.

우선 제조업부문 총산출량과 총고용 및 총투자 간의 상관계수를 살펴보면 비록 절대적 크기에서는 다소 차이가 있지만 모두 景氣順應的(procyclical)이었다. 산업부문 간 산출량, 고용, 투자의 상관계수도 실제 데이터에 비해 상대적으로 작게 나타나지만, 조립가공업 부문의 투자를 제외하고는 각각 총산출량, 총고용, 총투자와 같은 방향으로 움직임을 나타내고 있다. 실제보다 낮게 나타나는 산업부문 간 동조성에 대한 설명은 앞으로 모형의 보완과 함께 해결해야 할 과제이다.

〈表 10〉 產業聯關性

	폐쇄	개방
기초소재업	0.91	0.90
조립가공업	0.89	0.85
소비재업	0.69	0.57

註: 산업연관성지표 $I_i = \left(\sum_{j=1}^M i_{ij} + \sum_{j=1}^M m_{ij} \right) / y_i$.

〈表 10〉은 모형에서 유도된 산업 간 투입산출관계를 산업 i 의 산출량(y_i) 중에서 다른 산업의 중간재($\sum_{j=1}^M m_{ij,t}$)와 투자재($\sum_{j=1}^M i_{ij,t}$)로 수요되는 비율로 나타내고 있다. 앞서 살펴본 모형경제의 산업부문 간 동조성은 이러한 産業聯關性에 기인한 것으로 짐작된다.

6. 要約 및 結論

본 小考는 김영식·박우영(2003)의 다부문 소개방경제 실물경기변동모형에 海外借入(foreign borrowing)을 명시적으로 도입한 뒤, 우리나라 제조업부문의 변동성과 제조업 산업부문 간 동조성을 수량적으로 분석하였다.

우선 소개방경제의 다부문 경기변동 이론모형에 의해 유도된 제조업 전체의 산출량과 고용의 變動性은 대체적으로 실제 변동성과 일치하고, 투자의 경우는 실제보다 크게 나타났다. 한편 제조업 전체의 고용, 투자는 총산출량과 양의 상관계수를 갖는다는 점에서 모두 景氣順應的(procyclical)이었다. 산업부문 간 同調性(comovement)은 실제보다 다소 작게 나타나지만, 산업별 산출량·고용·투자는 각각 총산출량, 총고용, 총투자와 대체적으로 같은 방향으로 움직임을 나타내었다. 이러한 동조성은 개별산업 간 중간재 및 투자재의 투입산출관계에 기초한 産業聯關性(intersectoral linkages)에 기인한 것으로 해석할 수 있다.

서울大學校 經濟學部 副教授

151-742 서울특별시 관악구 신림동 산 56-1

전화: (02)880-6387

팩스: (02)886-4231

E-mail: kimy@snu.ac.kr

參 考 文 獻

- 김영식·박우영(2003): “한국경제의 산업연관성과 실물경기변동: 제조업부문을 중심으로,” 『한국경제의 분석』, 9, 1, 95-145.
- 남주하(1993): “소비준거 자산가격 모형(Time-nonseparable Consumption-based asset pricing model)을 이용한 소비행태의 분석: 소비의 내구성(durability)과 습관성(habit persistence),” 『경제학연구』, 41, 2, 한국경제학회.

- 박형수(1999): “실물적 국제경기변동 모형과 파급경로: No More Puzzle,” 『경제분석』, 5. 2, 한국은행 조사국.
- 통계청: 『경제활동인구연보』, 각호.
- 한국은행(1998): 『산업연관표』.
- _____ : 『경제통계연보』, 각호.
- _____ : 『국제수지』, 각호.
- _____ : 『기업경영분석』, 각호.
- _____ : 『월간물가』, 각호.
- 홍성덕·김정호(1996): 『제조업 총요소생산성의 장기적변화: 1963-93』, KDI.
- Backus, D., P. Kehoe, and F. Kydland(1994): “Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve?,” *American Economic Review*, **84**, 1, 84-103.
- Hodrick, R. J., and E. C. Prescott(1997): “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, **29**, 1, 1-16.
- Horvath, M.(2000): “Sectoral Shocks and Aggregate Fluctuation,” *Journal of Monetary Economics*, **45**, 69-106.
- Long, J., and C. I. Plosser(1983): “Real Business Cycles,” *Journal of Political Economy*, **91**, 1, 39-69.
- Mendoza, E.(1991): “Real Business Cycles in a Small Open Economy,” *American Economic Review* **81**, 4, 797-818.
- _____ (1996): “Terms of Trade, Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations,” *International Economic Review*, **36**, 1, 101-137.
- Schmitt-Grohe, S., and M. Uribe(2003): “Closing Small Open Economy Models,” *Journal of International Economics*. **61**. 163-185.