

Sectoral Shocks and Their Impacts on Cyclical Co-movements and Aggregate Employment*

Young Sik Kim[†]·Kwan Ho Shin[‡]

Abstract This paper investigates if the sectoral shifts hypothesis initiated by Lilien (1982) can be also satisfactorily explained by a multi-sectoral RBC (real business cycle) model invented mainly to explain business cycle co-movements across sectors. While the sectoral shifts hypothesis emphasizes asymmetric shocks across sectors that lead to sectoral redistribution of workers and lowered total employment, the RBC model tries to explain sectoral co-movements of output through sectoral linkages of intermediate and investment goods. We confirm that the sectoral shifts hypothesis is strongly supported by the Jorgenson's 35 industry data. We have adopted Horvarth (2000)'s model to simulate the artificial data and applied the same regression equation to test if the model is also consistent the sectoral shifts hypothesis. We find that the model can successfully explain the empirical findings of the sectoral shifts hypothesis when the adjustment costs of labor across sectors is weak.

Keywords Sectoral Shocks, Business Cycle, Total Employment, Cyclical Co-movements

JEL Classification E24, E32

* This work was supported by the Korea Research Foundation Grant funded by the Korean Government (MOEHRD), Basic Research Promotion Fund 2006-B00027. The authors thank Won-Jun Na(SNU), Hee-A Jung(KU) for Research Assistant of the paper and two anonymous referees for helpful comments on the paper.

[†] School of Economics, Seoul National University, kimy@snu.ac.kr

[‡] Department of Economics, Korea University, khshin@korea.ac.kr

경기변동상의 산업간 충격과 생산의 공행성 및 총고용*

김 영 식[†] · 신 관 호[‡]

Abstract 본 논문은 Lilien(1982)에 의해 제기된 산업간 이동가설(sectoral shifts hypothesis)이 실물경기변동을 위해 개발된 모형에 의해 잘 설명되는지 살펴보는 것이 주목적이다. 산업간 이동가설은 산업간의 비대칭적인 충격이 노동의 산업간 이동을 초래하는 과정에서 총고용에 부정적인 영향을 준다고 설명한다. 반면 실물경기변동이론에 기반을 둔 모형은 산업간 기술충격의 상관관계가 높지 않음에도 산업간에 중간재 및 자본재 투입경로를 통한 연관관계에 의해 산업간 생산량의 공행성이 설명된다고 주장한다. 전자는 산업간 비대칭적인 충격을 강조하는 반면 후자는 산업간 생산량의 공행성을 강조한다는 점에서 서로 상치될 가능성이 있다. 본 논문에서는 먼저 실제 데이터를 이용하여 두 가지 관점에서 제기된 경험적 사실들을 확인하고, 실물경기이론 모형 중에서도 산업간 생산량의 공행성을 설명하기 위해 개발된 Horvath(2000)의 모형을 이용하여 산업간 이동가설도 설명할 수 있는지 살펴보았다. 그 결과 Horvath의 경제모형은 산업간 노동량의 조정비용이 없을 경우에 산업간 이동가설도 잘 설명할 수 있음을 알 수 있었다.

Keywords 산업간 충격, 경기변동, 총고용, 산업간 공행성

JEL Classification E24, E32

* 이 논문은 “경기변동상의 산업부문간 공행성 연구”라는 제목 하에 2006년도 학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었다(KRF-2006-B00027). 본고의 연구조교 일을 훌륭히 해낸 나원준(서울대 경제학부 박사과정)과 정희아(고려대학교 석사과정), 그리고 논문의 수정에 도움을 준 익명의 심사자들에게도 감사를 표한다.

[†] 서울대학교 사회과학대학 경제학부, kimy@snu.ac.kr

[‡] 고려대학교 경제학과, khshin@korea.ac.kr

1. 서론

산업에서의 생산성 충격이 경제에 미치는 영향에 대해서는 두 가지 견해가 있다. 첫 번째 견해는 산업간 이동가설(sectoral shifts hypothesis)이라 불리는데, 전통적으로 산업간 충격이 총실업률 또는 총고용에 미치는 영향에 대해 관심이 집중되어 있다. 이 이론에 따르면, 총실업률 또는 총고용의 변동은 산업간 충격이 얼마나 비대칭적으로 오는가에 의존한다. 즉 산업간 충격이 비대칭적으로 올 때 노동은 산업간에 이동하게 되고, 이러한 이동 과정에서 노동자들이 실업을 겪음에 따라 실업률이 상승하며 총고용은 하락하는 것이다.

이 이론은 실증적 분석에 의해 광범위하게 지지되고 있는데 이에 대한 연구로는 Lilien(1982), Loungani, Rush and Tave (1990), Brainard and Cutler(1993), Mills, Pelloni and Zervoyianni (1995), Shin (1997a) 등이 존재한다. 이러한 논의 전개에서 중요한 역할을 하는 것은 노동의 산업간 이동에 따른 탐색 또는 조정비용의 존재이다. 만약 나쁜 충격을 받은 산업의 노동자가 해고되어 좋은 충격을 받은 산업으로 이동할 때 보다 긴 탐색 기간을 거쳐야 한다면 실업률은 상승한다. 또한 산업간 이동과정에 비용이 많이 소요된다면 노동은 불충분하게 조정되고 그 과정에서 총고용이 감소할 수도 있다.²⁾ 하지만 대부분의 연구는 정칙한 모형에 기초하기 보다는 경험분석에 초점을 맞추고 있으며, 생산성 충격이 산업간에 비대칭적으로 옴으로써 산업간 노동량의 움직임이 같은 방향으로 움직이지 않음을 강조한다.

산업에서의 생산성 충격에 대한 두 번째 견해는 산업간의 서로 상이한 생산성 충격을 가정하지만 오히려 산업간 공행성(comovements)을 강조한다. 즉 서로 다른 산업은 본질적으로 서로 다른 충격에 직면하지만 산업간의 투입-산출관계(input-output relation)에 의해 오히려 다른 산업의 경제변수들이 함께 움직이는 경향이 있다는 것이다. 이러한 견해를 지지하는 논문으로는 Boldrin, et. al. (2001), Hornstein and Praschnik(1997), Horvath(2000), Huffman and Wynne(1999)와 Kim and Kim(2006) 등이 있다.

기존 모형은 단일부문(one-sector) 모형이거나 다부문(multi-sector) 모형일 경우에도 산업간 노동조정비용이 전혀 존재하지 않는 경우를 상정하였기 때문에 산업간 충격 이론을 명시적으로 고려할 수 없었다. 예외적으로 최근 Huffman and Wynne(1999)는 산업간 투자를 조정하는 과정에서 명시적으로 비용이 존재하는 경우를 집중 분석한 바 있다. 하지만 산업간 노동조정비용이 존재하는 경우는 최소한의 분석에 그치고 있으며, 또한 모형 자체가 단순화된 2 부문(two-sector) 모형으로서 산업간 충격이론에 따른 총고용의 변동을 살펴 보기에는 현실적인 제약이 따른다. 반면 Horvath(2000)는 2-digit SIC 코드에 따른 세분화된 산업을 대상으로 한 실물경기변동모형에서 산업부문별 중요소생산성 충격에 기인한 총산출, 총고용 및

2) 초기의 연구들은 탐색비용에 보다 중점을 둔 반면 불완전한 조정으로 인한 총고용의 감소에 초점을 맞춘 논문으로는 Shin(1997b)을 들 수 있다.

총투자의 변동성이 실제 데이터 상의 변동성과 거의 일치함을 보였다.³⁾ 본 연구에서는 산업간 이동가설에 따른 총고용 변동의 일반균형이론적 분석을 위하여 현실경제와 보다 유사한 Horvath(2000)의 다부문(multisector) 실물경기변동모형을 고려하였다. 모형경제에서 개별산업은 노동과 다른 산업부문에 생산된 자본 및 중간재를 산업별 생산함수로 결합하여 재화를 생산하며, 이렇게 생산된 각 산업부문의 생산물은 3가지 형태, 즉 최종소비재, 중간재 혹은 자본재로 사용된다.

본 논문에서는 먼저 Jorgenson에 의해 구축된 35개 산업별 데이터를 이용하여 산업간 공행성과 산업간 이동가설이 경험적으로 타당한지 여부를 분석하였다. 구체적으로 Lilien(1982)과 같이 산업별 고용증가율의 횡단면 표준편차를 산업간 충격의 대용변수(proxy variable)로 사용하여 산업간 충격이 실제 데이터 상에서 총고용을 설명하는 정도를 추정하였다. 나아가서 산업간 공행성을 설명하기 위해 개발된 다부문 실물경기변동모형의 경쟁균형으로부터 각 산업의 생산량과 고용량의 시뮬레이션 데이터를 구축하였다. 그리고 이러한 모형경제에서도 산업간 이동가설과 관련된 현실경제의 특성들이 얻어질 수 있는지 분석하였다. 모형경제의 모수(parameter) 값들은 Horvath(2000)의 방법론을 따라 미국의 산업연관표를 포함한 통계자료와 각종 미시·거시경제학적 분석결과 등을 사용하여 설정되었다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II 장에서는 산업간 이동가설 하에서 총고용의 변화와 관련된 경험적 사실을 분석한다. 제 III장에서는 본 논문의 기본모형이 되는 Horvath(2000)의 다부문 실물경기변동모형과 모수 값의 캘리브레이션을 소개한다. 제 IV장에서는 모형의 시뮬레이션분석을 통해 산업간 이동가설이 모형에 의해서도 설명될 수 있는지 검증한다. 마지막으로 제 IV 장에서는 이상의 연구결과를 요약한다.

2. 총고용의 변화와 산업간 충격

Lilien(1982)이 최초로 산업간 충격이 실업률에 미칠 수 있는 영향을 경험적으로 분석한 이래, 산업간 충격이 실업률 혹은 총고용에 미치는 영향에 대한 실증분석은 많은 연구자에 의해 행해져 왔다. 특히 산업간 충격은 산업간의 서로 다른 생산성충격으로 이해되었고, 이와 같은 산업간 생산성충격이 실업률 및 총고용량에 영향을 줌으로써

3) Horvath(2000)의 모형은 산업연계성(intersectoral linkages)에 의한 파급과정(propagation mechanism)을 통해 전체 경제의 경기변동과 산업간 공행성을 설명한다는 특징을 갖는다. 이와 같이 산업연계성으로 통해 경기변동 상 산업간 공행성을 설명하는 또 하나의 논문으로는 Hornstein and Praschnik(1997)가 있다. 하지만 Hornstein and Praschnik(1997)에서도 산업은 2부문으로 나뉘어 있다는 제약이 있다. 또한 Kim and Kim(2006)은 기본적으로 Horvath(2000)와 같이 36부문 실물경기변동모형을 이용하여 계산된 동학시뮬레이션 데이터에서 산업별 고용, 산출(부가가치), 및 투자의 공행성을 계산하고 이들이 실제 데이터 상의 공행성과 얼마나 상호 일치하는가를 검증하였다.

경기변동을 초래할 수 있다는 경험적 발견은 당시 새롭게 등장하였던 실물경기변동이론(Real Business Cycle Theory)과 결부되어 생산성충격의 중요성을 부각시켰다. 실물경기변동이론은 경기변동의 근본원인으로 생산성충격을 제시하였고 화폐공급량의 변화를 포함한 총수요의 변화는 경기변동의 원인이 될 수 없다는 주장을 제시하였기 때문에 Lilien의 경험적 분석은 실물경기변동이론을 강하게 지지하는 연구로 인식되었다.

그러나 실물경기변동이론과 Lilien의 산업간 이동가설은 매우 중요한 차이점을 가진다. 즉, Long and Plosser(1983)의 전통을 잇는 실물경기변동이론은 산업간 비대칭적이고 독립적인 생산성충격 하에서 산업간 공행성(comovements)을 설명하고자 하였다. 즉 기술적충격은 본질상 산업고유의 충격임에도 불구하고 산업생산량은 경기변동 상에서 같이 움직이는 경향이 있는데 이를 설명하는 것이 실물경기변동이론이 극복하여야 할 중요한 과제라고 생각하였다. 반면 Lilien의 산업간 이동가설은 산업간의 움직임이 오히려 동조화되어 있지 않음을 강조한다. 예를 들어 산업고유의 기술적충격은 어떤 산업에는 좋은 충격으로 올 수도 있지만 다른 산업에는 나쁜 충격으로 올 수 있다는 것이다. 따라서 노동자들은 나쁜 충격을 받은 산업에서 좋은 충격을 받은 산업으로 이동하게 되고 이러한 과정에서 탐색기간 등으로 실업을 겪게 되며, 이에 따라 전체경제의 실업률도 올라간다고 주장한다. 이러한 관점에서 본다면 산업간 노동량은 오히려 반대방향으로 움직이는 것이 타당하다. 즉 좋은 충격을 받은 산업에서는 노동고용량이 증가하지만 나쁜 충격을 받은 산업에서는 노동고용량이 감소하여야 한다.

위와 같은 관점에서 실제 데이터의 기본적인 특성을 먼저 살펴보기로 하자. 우선 산업분류는 Jorgenson을 따라 35개 산업으로 분류하였다.⁴⁾ 산업별 생산량과 고용량은 각각 해당 산업의 부가가치생산량과 고용량으로 계산하였다. 산업간 경기변동 상의 공행성 혹은 비대칭성을 가늠하기 위하여 각 산업의 생산량과 고용량의 로그 값에 각각 HP(Hodrick-Prescott) 필터를 적용하여 추세를 제거한 후 순수한 경기변동 부분만을 추출하였다. <표 1>에 정리된 기본 통계량에 의하면 총생산량과 총고용량의 표준편차가 각각 2.7%와 2.3%로 총생산의 변동성이 약간 큰 편이다. 또한 각 산업별 생산량과 고용량의 변동성은 총량 변수의 변동성에 비해 모두 큰 편이다. 그리고 산업 고용량의 평균적 변동성은 8.3%로 산업생산량의 평균적 변동성인 5.3%에 비해 상당히 높은 수준임을 알 수 있다. 1차 자기상관계수는 .43 ~ .54 수준으로 대체로 비슷한 수준이다.

이제 산업간 경기변동 상의 공행성이 어느 정도인지 살펴보기 위하여 총 35개 산업

4) Jorgenson의 데이터는

http://www.economics.harvard.edu/faculty/jorgenson/data_sets_jorgenson에서 구할 수 있다.

중 모든 가능한 짝(pair, ${}_{35}C_2 = 595$)에 대해 두 산업 간 단순 상관관계를 계산하였다. <표 2>에서 먼저 첫 번째 줄의 산업간 생산량의 상관계수는 평균값이 .35로 경기변동 상의 공행성이 대체로 있는 것으로 파악된다. 특히 595개의 관측치 중에서 0보다 큰 값을 갖는 경우가 532개이므로 대부분의 경우에 공행성이 있는 것으로 보인다. 하지만 상관관계의 표준편차가 .27로 상당히 큰 편이고 상관관계가 0보다 작은 경우가 63개로 전체관측치의 약 10.6%는 경기변동 상에서 서로 다른 방향으로 움직이는 경우이다. <그림 1>의 1.1은 실제로 산업간 생산량의 상관계수 분포를 그림으로 나타낸 것이다. 각 구간은 0.05의 폭을 가지며, 이 때 분포 상 가장 많은 빈도가 있는 구간은 (0.30, 0.35) 구간이었다.

<표 2>의 두 번째 줄은 고용량 변화의 산업간 상관관계를 나타낸 것이다. 고용량의 변동도 산업간에 대체적인 공행성을 보이지만 생산량변동에 비하면 공행성이 많이 떨어지는 것으로 보인다. 특히 상관계수의 평균이 .21로 낮으며, 595개의 짝 중에서 0보다 큰 경우가 466개로 역시 생산량의 경우보다 작은 편이다. 즉, 129개의 관측치는 음수를 가지며 이는 전체관측치의 21.7%에 해당된다. 따라서 고용량의 경우에는 산업간 서로 다른 방향으로 움직이는 경우도 상당히 존재하며 만약에 이러한 일이 집중된다면 산업간 이동가설이 의미하는 총고용량 변동도 초래할 수 있을 것으로 보인다. <그림 1>의 1.2는 실제로 고용량의 산업간 상관관계 값 분포를 그림으로 나타낸 것이다. 각 구간은 0.05의 폭을 가지며, 이 때 분포 상 가장 많은 빈도가 있는 구간은 (0.15, 0.20)로 역시 생산량의 경우에 비해 낮음을 알 수 있다.

이제부터는 산업간 이동가설이 Jorgenson의 데이터에도 성립하는지 검증하기로 하겠다. 추후에 살펴볼 모형경제와 최대한 일관성이 있도록 경험분석을 행하려고 노력하였다. 즉 모형경제에서는 실업률을 명시적으로 고려하기 보다는 노동시간으로 표현된 총고용량의 변화만이 나타나므로 경험분석에서도 실업률 대신에 총고용량의 변화에 초점을 맞출 예정이다.

총고용량은 35개 산업의 고용량을 합산하여 구하였다. 또한 서로 일관성이 있도록 총생산량도 35개 산업의 부가가치 생산량을 합산하여 구하였다. 산업간 충격에 대한 대응변수는 매년 각 산업의 경기변동 분이 산업간 어떻게 다른가를 통해 구하였다. 문헌에서는 대부분의 경우 각 산업의 고용량의 경기변동을 구하고 이에 대한 횡단면 표준편차를 계산함으로써 산업간 움직임이 얼마나 다른지를 추출하는 방법을 취한다. 본 논문에서도 같은 방법에 따라 매해마다 각 산업의 경기변동분의 횡단면 가중 표준편차로 구함으로써 이를 산업간 충격의 대응변수(proxy variable)로 간주하였다.

비교를 위하여 산업간 충격은 각 산업의 고용량을 이용한 경우뿐 아니라 각 산업의 생산량을 이용한 경우도 추가적으로 분석하였다. 산업별 생산의 경우 보다 공행성이 높아 산업간충격으로 대응하기 어려운데 실제로도 그러한지 검증하기 위함이다. 각각의 표준편차를 구하는데 있어서 가중치는 산업의 고용량과 생산량을 각각 이용하였다. 고용량과 생산량을 이용한 산업간충격 대응변수의 기본적인 통계량은 <표 1>의 아래 두 줄에 나타냈다. 이미 짐작할 수 있듯이 고용량을 이용하여 구한 산업간충격 대응변수는 대체로 크기(평균)가 클 뿐 아니라 변동성(표준편차)도 두 배 이상 크다. 하지만 1차자기 상관계수는 두 변수가 비슷한 수준임을 알 수 있다.

이제 Lilien과 그 이후의 문헌에 나타난 분석방법에 따라 산업간충격이 총고용량에 미치는 영향을 분석하기로 하자. 경험분석에 사용한 회귀식은 다음과 같다.

$$N_t = \beta_0 + \beta_1 N_{t-1} + \beta_2 \sigma_{n,t} + \beta_3 \sigma_{n,t-1} + \beta_4 \sigma_{n,t-2} + \beta_5 Y_t + \beta_6 Y_{t-1} \quad (1)$$

위 식 (1)에서 N_t 는 총고용량을 의미하며, $\sigma_{n,t}$ 는 각 산업의 고용량을 이용한 산업간 충격 대응변수(proxy variable)이다. 또한 Y_t 는 총생산량을 의미한다. 총고용량의 시차변수(N_{t-1})가 설명변수로 포함된 이유는 종속변수의 시차상관관계를 제거하기 위함이다. 또한 총생산량이 설명변수로 포함된 이유는 혹시 존재하는 총생산충격을 제거하기 위함이다. 문헌에는 총충격(Aggregate shocks)을 제거하기 위하여 통화량을 사용한 경우가 대부분이다. 하지만 추후 살펴볼 모형에는 통화가 명시적으로 포함되어 있지 않다. 따라서 모형에 등장하는 총생산의 움직임은 통해 경제전체에 중립적으로 미치는 영향을 제거하도록 하겠다. 이상과 같은 과정을 통해 $\sigma_{n,t}$ 및 Y_t 의 시차변수들이 총고용에 미치는 영향을 통해 산업간 이동가설을 검증하겠다.

<표 3>은 식 (1)을 회귀분석한 결과를 보여 준다. 먼저 첫 번째 열은 총고용량의 시차변수(N_{t-1})와 산업간 충격 $\sigma_{n,t}$ 만을 설명변수로 포함한 경우이고 두 번째 및 세 번째 열은 산업간 충격이 시차를 두고 총고용에 영향을 미치는 경우를 고려하여 산업간 충격변수의 시차변수를 순차적으로 포함하였다. 네 번째 열에서 여섯 번째 열은 이상과 같은 분석을 되풀이하되 총생산충격을 제거하기 위하여 Y_t 및 Y_{t-1} 을 추가적으로 설명변수로 포함한 경우이다.

<표 3>의 결과를 보면 대체로 산업간이동 가설은 데이터에 의해 잘 지지되는 것을 보인다. 특히 모든 경우에 있어서 산업간충격의 대응변수인 $\sigma_{n,t}$ 는 1년의 시차를 가진 경우에 매우 통계적으로 유의함을 알 수 있다. 반면 동시점에서의 산업간충격의 대응변수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 보고되었는데 이는 산업간충격이 오는 경우 충고용에는 시차를 두고 영향을 주기 때문인 것으로 보인다. 즉 산업간 충격이 오면 노동자들은 오랜 시간에 걸쳐 산업간 이동을 하게 되는데 이를 반영하여 산업간 충격은 충고용에 1년 후 보다 큰 영향을 주는 것으로 생각된다. 하지만 2년의 시차를 가진 산업간충격은 충고용에 역시 통계적으로 유의한 영향을 주지 않는 것으로 확인되어 1년여 정도면 산업간충격이 경제에 모두 반영되는 것으로 보인다.

총생산의 움직임을 추가적으로 고려한 4-6열의 결과도 그렇지 않은 경우인 1열-3열의 결과와 그리 다르지 않은 것으로 확인되었다. 특히 총생산의 움직임은 동기간이건 1년 시차변수이건 간에 상관없이 산업간충격변수와 달리 충고용에 통계적으로 영향을 주지 않은 것으로 보고되었다. 이러한 점은 혹시 있을 수 있는 총충격의 중요성이 그다지 크지 않음을 나타낸다.

<표 4>는 산업간충격을 각 산업의 노동량이 아닌 각 산업의 생산량을 이용하여 대응변수를 구한 경우에 <표 3>과 같은 방법으로, 즉 다음과 같은 식을 회귀분석한 결과이다.

$$N_t = \alpha_0 + \alpha_1 N_{t-1} + \alpha_2 \sigma_{q,t} + \alpha_3 \sigma_{q,t-1} + \alpha_4 \sigma_{q,t-2} + \alpha_5 Y_t + \alpha_6 Y_{t-1} \quad (2)$$

여기서 $\sigma_{q,t}$ 는 산업 생산량의 경기변동분을 이용하여 산업간충격의 대응변수를 구한 것이다. <표 4>의 결과를 보면 동기간의 산업간충격은 모두 음의 값을 갖지만 통계적으로 유의한 경우는 한 경우도 없었다. 또한 시차가 있는 경우에도 계수들의 표준편차가 더욱 커짐에 따라 통계적유의성은 더욱 작아짐을 알 수 있다. 따라서 생산량을 이용하여 산업간충격의 대응변수를 찾는 것은 부적절한 것으로 보인다. 그러한 이유는 생산량은 충격 뿐 아니라 노동량과 자본량의 내생적 변화를 반영하여 결정되기 때문에 순수한 충격을 나타낸다고 보기 어렵기 때문이다. 이러한 문제는 일정부분 노동을 이용한 대응변수에도 적용된다. 하지만 <표 4>의 결과에 따르면 산업 생산을 이용한 생산성충격은 동기간에도 통계적으로는 유의하지 않아 생산성충격의 대응변수로는 사

용하기 어려워 보인다. 따라서 앞으로의 논의는 노동량을 이용한 대응변수에 집중하기로 하겠다.

3. 모형의 설정⁵⁾

지난 장에서 산업간 생산성 충격이 총고용에 영향을 주는 것은 경험적으로 잘 성립됨을 확인하였다. 즉 산업간 고용량이 비대칭적으로 움직이는 경우 총고용은 감소하는 것이다. 하지만 산업의 고용량에 비하면 산업간 생산량은 산업간 충격의 대응변수로 적합하지 않음도 동시에 확인하였다. 또한 산업의 생산량은 고용량에 비해 공행성의 정도도 큼을 알 수 있었다. 따라서 산업간 충격에 의한 총고용량의 변화가 초래됨에도 불구하고 산업간 생산량은 공행성이 높은 이유를 설명하는 것은 중요한 과제라고 하겠다.

3.1. 모형의 소개

본 절에서는 본 연구에서 기본이 되는 Horvath(2000)의 다부문 경기변동모형을 요약, 소개한다. 같은 모형은 본 논문의 저자 중 하나가 참여한 김영식·이우현·박우영(2006)에서도 제조업부문 산업별 주가지수의 동조성에 대한 산업연관성의 역할을 분석하기 위하여 사용된 바 있으며, 동 논문에서 모형에 대한 자세한 설명을 이미 한 바 있다.

기본적으로 모형이 설정한 경제에는 서로 다른 재화를 생산하는 M 개의 산업부문에 구성되고, 각 산업은 완전경쟁 상태에 있으며, 생산활동은 대표기업의 이윤극대화 과정의 결과로 나타낼 수 있다. 개별산업은 생산요소로 노동, 자본, 및 중간재를 이용하면 생산기술은 규모보수 불변(constant returns to scale)을 따른다. 각 산업부문의 생산물은 경쟁시장에서 세 가지 형태, 즉 최종소비재, 중간재 혹은 자본재로 수요 된다. 여기서 주의해야 할 사실은 개별산업의 자본 및 중간재 투입요소가 일반적으로 다른 산업부문으로부터의 구입을 통해 이루어진다는 사실이다. Horvath(2000)에 의해 강조되었듯이 이와 같은 산업간의 연관(linkage)은 산업간 공행성을 설명하기 위해 필수적이다. 일반적으로 산업간의 연관성이 없는 경우 산업간 생산충격의 상관관계만으로는 산업간의 공행성을 충분히 설명하기 곤란하다.

이 모형의 소비 행위는 전 경제의 대표소비자를 통해 간단히 묘사될 수 있다. 대표소비자를 가정하는 것은 산업간 이동가설이 가정하는 산업간 노동자 이동을 표현하기 어려운 난

5) 본 절에서 사용된 Horvath(2000)의 모형은 김영식, 이우현, 박우영 (2006)의 3절과 4절에서 자세히 설명하였으며, 본절은 이를 다시 요약한 것이다.

점이 있다. 하지만 우리는 이러한 문제를 산업간 노동의 조정비용을 통해 해결할 예정이다. 즉 대표소비자는 영구적으로 생존하며, 각 산업부문 모두에 노동을 공급하는데, 대표노동자가 노동을 산업간에 조정을 하는 경우 비용을 지불한다고 가정함으로써 산업간 이동이 자유롭지 않다고 가정한다. 이 경우 산업간에 서로 다른 충격이 오게 되면 조정비용 때문에 노동은 산업간 완전하게 조정되지 못한다. 이러한 산업간 불완전한 조정이 총고용에 영향을 주는 경로를 통해 산업간 충격이 총고용에 미치는 영향을 분석할 것이다.

대표노동자는 노동의 공급대가로 임금소득을 받고 추가적으로 각 산업에 종사하는 기업에 대한 주식 포트폴리오 보유에 따른 이익을 배당받는다. 이 때 대표소비자의 경제행위는 이러한 노동 및 자본 소득을 기초로 하여 구입하는 소비와 여가로부터의 생애총기대효용 (lifetime expected utility)을 극대화하는 것으로 표현 된다:

$$\max U(C_t, L_t) = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \frac{[C_t L_t^\chi]^{1-\psi}}{1-\psi}, \quad 0 < \delta < 1, \chi > 0, \psi > 0 \quad (2)$$

$$st. \sum_{i=1}^M p_{it} c_{it} \leq \sum_{i=1}^M p_{it}^n n_{it} + \sum_{i=1}^M (d_{it} + q_{it}) s_{it} - \sum_{i=1}^M q_{it} s_{it+1} = a_t$$

여기서 i 는 산업을 나타내며, $i=1, \dots, M$ 이고 그 밖의 변수들은 다음과 같이 정의된다.

C_t : t 기의 대표소비자의 소비	p_{it}^n : t 기 산업 i 에서의 임금
L_t : t 기의 대표소비자의 여가	n_{it} : t 기 산업 i 에서의 노동공급
δ : 시간 할인 요소	d_{it} : t 기 산업 i 에서의 주식 배당
ψ : 위험회피도	q_{it} : t 기 산업 i 에서의 주가
χ : 소비와 여가의 기간내 대체율	s_{it+1} : t 기초 산업 i 에 대한 주식구
p_{it} : t 기 재화 i 의 가격	매량
c_{it} : t 기 재화 i 의 소비	

소비지수 $\alpha_{C_{it}}$ 는 각 산업에서 생산된 재화의 소비(c_{it})의 복합재(composite good)로 정의된다. Horvath(2000)는 보다 일반적으로 복합재가 CES 형태라고 가정하였으나 본 논문에서는 김영식, 이우현, 박우영 (2006)을 따라 간단하게 각 재화간 대체탄력성(elasticity of substitution)을 1이라 가정한 Cobb-Douglas 형태를 선택하였다.

$$C_t = \prod_{i=1}^M (c_{it})^{\xi_i} \quad (3)$$

여기서 ξ_i 는 복합재에서 차지하는 각 재화의 가중치를 나타낸다. 이 때 Horvath(2000)와 같

은 방식으로 약간의 수식을 조작하면 $a_{it} = P_{it} C_{it}$ 가 됨을 보일 수 있다. 이 식은 명목소비지출(a_{it})이 소비자가격지수(P_{it})와 총소비(C_{it})의 곱으로 표현됨을 의미한다.

이미 강조한 바와 같이 산업간의 조정 비용은 필수적으로 포함되어야 한다. 산업간 조정비용은 다음과 같이 여가 L_{it} 를 정의함으로써 모형에 포함된다:

$$L_{it} = 1 - \left[\sum_{j=1}^M (n_{ijt})^{\frac{\tau+1}{\tau}} \right]^{\frac{\tau}{\tau+1}} \quad (4)$$

대표소비자는 매기 1만큼의 시간을 부여받으며, 간 산업에 노동을 공급한 나머지를 여가로 이용한다. 이 때 여가의 양이 단순히 1에서 간 산업에 공급한 노동의 양을 함산한 시간을 뺀 것으로 정의되지 않고 식 (4)와 같이 정의된 이유는 산업별 노동공급 n_{ijt} 간 대체성이 불완전한 경우를 상정하였기 때문이다. 즉 $\tau > 0$ 은 소비자 입장에서 산업부문간 노동공급의 대체성을 나타내는데, 예를 들어 $\tau \rightarrow \infty$ 은 산업부문간 노동공급이 완전대체관계에 있어 선형인 경우가 되지만, 일반적으로 $\tau < \infty$ 인 경우에는 산업부문간 노동공급의 대체성이 불완전하여, 산업간 노동을 대체하는 경우 조정비용이 소요됨을 의미한다. 한편 Kim and Kim (2006)은 위 식 (4)의 형태로 가정된 산업간 노동조정비용은 Huffman and Wynne (1999)에서 산업간 일정한 변환탄력성(constant elasticity of transformation) 형태로 가정된 노동조정비용과 실질적으로 동일한 방식임을 보인 바 있다. 예를 들어 산업부문 간 낮은 변환탄력성은 식 (4)에서 상대적으로 낮은 $\tau > 0$ 값에 대응되는 것으로 볼 수 있다.

지금부터는 기업부문의 의사결정을 살펴보기로 하자. 산업 i 의 대표기업은 자본(k_{it}), 노동(n_{it}) 그리고 중간재(M_{it})를 투입하여 다음과 같은 생산함수에 따라 재화(y_{it})를 생산한다.

$$y_{it} = A_{it} k_{it}^{\alpha} n_{it}^{\beta} M_{it}^{\gamma} \quad (5)$$

Horvath(2000)는 생산함수가 규모보수불변을 따른다고 가정하여 $\alpha_i + \beta_i + \gamma_i = 1$ 이 성립한다. 그리고 A_{it} 는 산업 i 의 총요소생산성(TFP, total factor productivity) 혹은 기술수준(technology level)으로서 각 산업에 대한 충격을 나타내며, 다음과 같은 외생적 확률과정을 갖는다고 가정한다.

$$\ln(A_{i,t+1}) = \rho_i \ln(A_{i,t}) + \varepsilon_{i,t+1} \quad (6)$$

여기서 $\varepsilon_{i,t+1}$ 는 산업 i 의 기술충격을 나타내며, 산업간에는 상관관계가 있음을 허용한다. 즉

각 산업의 기술충격으로 이루어진 기술충격벡터 ε_{t+1} 는 $E[\varepsilon_{t+1}\varepsilon_{t+1}'] = \Omega$ 이고 평균이 0인 정규분포를 따른다.

이미 강조한 대로 Horvath (2000) 모형의 특징은 산업간의 연계를 중간재를 통해 명확하게 모형에 도입하였다는 점이다. 즉 산업 i 의 생산은 다른 산업에서 생산된 중간재로 이루어진 중간재 투입지수(M_{it})를 사용하여 이루어진다. 이 때 중간재 투입지수는 개별중간재 간 대체탄력성이 1인 Cobb-Douglas형태로 가정한다. 따라서 중간재투입지수(M_{it})와 이에 대한 가격지수(P_{it}^M)를 다음과 같이 간단히 나타낼 수 있다.

$$M_{it} = \prod_{j=1}^M m_{jit}^{\chi_j} \quad (7)$$

$$P_{it}^M = \prod_{j=1}^M \left(\frac{P_{jt}}{\chi_j} \right)^{\chi_j} \quad (8)$$

여기서 m_{jit} 는 i 산업의 재화 생산에 투입되는 중간재 j (산업 j 에서 생산됨)의 수량이고 χ_j 는 i 재 생산에 중간재로 투입되는 재화 j 의 가중치로서 $\chi_j = \gamma_j / \gamma_i$ 이 된다. 즉 γ_j 는 산업부문 간 중간재 투입행렬 Γ_m 의 (j,i) 번째 항으로, γ_j 는 i 재 생산을 위한 총중간재지출 중 중간투입재 j 의 비용비중(cost share)를 의미하고 γ_j 는 중간재 투입행렬 i 번째 열의 합으로써 총비용을 나타낸다.

Horvath(2000)는 각 산업에서의 자본축적이 다음과 같은 투자과정(investment process)을 통해 이루어진다고 가정하였다.

$$k_{i,t+1} - (1 - \mu_i)k_{i,t} = i_{i,t} \quad (9)$$

여기서 μ_i 는 산업 i 의 자본에 대한 감가상각률이며, $i_{i,t}$ 는 산업 i 의 복합투자재(composite investment good)로서 개별자본재 간 대체탄력성이 1인 Cobb-Douglas형태로 가정한다.⁶⁾

$$i_{i,t} = \prod_{j=1}^M (i_{jit})^{\widetilde{\chi}_j} \quad (10)$$

식 (10)에서 i_{jit} 는 t 시점에서 산업 i 의 자본재 축적으로 위해 투자되는 재화 j 의 수량을 나타내고, $\widetilde{\chi}_j$ 는 i 재 산업의 자본재 형성에 투입되는 재화 j 의 가중치로서 $\widetilde{\chi}_j = \widetilde{\gamma}_j$ 라고 가정한다.

6) Horvath(2000)은 보다 일반적으로 CES 함수 형태를 가정하였지만 본 논문에서는 김영식 · 이우현 · 박우영(2006)와 같이 보다 간단한 Cobb-Douglas 형태를 가정하였다.

이 때 $\tilde{\gamma}_j$ 는 산업부문간 자본투입행렬 $\tilde{\Gamma}_j$ 의 (j,i) 번째 항으로 i 재 생산을 위한 총자본재지출 중 자본재 j 의 비용분담(cost share)를 의미하고 $\sum_{j=1}^M \tilde{\gamma}_j = 1$ 이 성립한다.

기업의 이윤은 전부 배당으로 지급된다고 가정하면, 산업 i 의 대표기업은 결국 다음과 같이 매기 실질배당(d_{it}/P_t)의 현재가치 합을 극대화한다.

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \left(\frac{d_{it}}{P_t} \right) \left(\frac{a_t}{P_t} \right)^{-\psi} L_t^{\chi(1-\psi)} \quad (11)$$

$$st. \quad d_{it} = p_{it} y_{it} - p_{it}^n n_{it} - [k_{it+1} - (1 - \mu_i) k_{it}] \pi_{it} - P_{it}^M M_{it}$$

여기서 기업의 이윤 혹은 배당은 총산출액($p_{it} y_{it}$)에서 임금($p_{it}^n n_{it}$), 중간재 구입비용($P_{it}^M M_{it}$) 및 투자재 구입비용을 뺀 값으로 정의된다. 또한 π_{it} 는 투자재 전체에 대한 가격지수(investment price index)이다.

Horvath(2000)가 제시한 모형경제의 균형은 다음의 조건들을 충족하는 외생적 총요소 생산성 충격 $\{A_t\}_{t=0}^{\infty}$ 과 내생변수인 가격 $\{p_t, \pi_t, p_t^n\}_{t=0}^{\infty}$ 및 수량 $\{k_t, n_t, M_t, c_t, i_t, y_t\}_{t=0}^{\infty}$ 들로 구성된다:

1. 총요소생산성 $\{A_t\}_{t=0}^{\infty}$ 은 충격이 $\{\varepsilon_t\}_{t=0}^{\infty}$ 인 로그자기회귀과정을 가진다.
2. 대표기업은 배당금의 현재가치 합을, 대표소비자는 평생기대효용을 극대화한다.
3. 산업별임금과 재화가격은 노동시장과 재화시장을 청산한다.

3.2. 산업간 노동조정비용과 총고용의 변동

Lilien(1982)에 의해 시작된 산업간 충격이론의 실증분석은 산업별 비대칭적 생산성충격에 대응하여 산업간 노동이 조정되는 과정에서 총고용 또는 총실업률이 변할 수 있음을 강조한다. 본 연구는 기본적으로 산업간 공행성을 설명하기 위해 개발된 본 모형이 산업간 충격이론의 이론적 기초도 함께 제공할 수 있는지 살펴보는 것이다. 이를 위해서 산업간 노동조정비용 하에서 생성된 모형경제의 데이터가 산업간 이동가설에 부합되는지 살펴 볼 것이다. 한편 중간재 투입 및 자본재 사용을 통한 산업간 연계성은 산업간 공행성을 도출하기 위하여 필수적인데, 산업간 충격이 총고용에 미치는 효과(즉, 산업간 이동가설)에 대해서도

산업간 연계성이 영향을 미치는지 알아볼 것이다.

구체적으로 Horvath(2000)를 따라 식 (4)와 같이 산업간 노동공급의 대체성이 불완전하여 일종의 산업간 노동조정비용이 존재하는 경우 일시적으로 산업간 비대칭적 중요소생산성 충격이 가해지면 산업연계성을 통한 부분적인 완화효과도 존재하겠지만, 필연적으로 산업간 노동의 재배치 역시 부분적으로 발생하게 된다. 이 과정에서 노동공급의 대체성이 완전하여 조정비용이 소요되지 않는다면, 노동의 산업간 재배치가 원활하게 이루어지게 된다. 이때 산업별 고용의 변동성이 증가하고, 산업간 충격의 비대칭성에 따라 상대적으로 비우호적 충격을 받은 산업에서의 고용 감소가 상대적으로 우호적 충격을 받은 부문에서의 고용 증가를 능가한다면 총고용은 감소하게 된다.

반면에 노동공급의 불완전 대체성으로 조정비용이 존재하는 경우에는 상대적으로 비우호적 충격을 받은 산업부문의 노동자들이 낮은 임금을 받고 기존 산업에 체류하는 성향을 보이게 된다. 그 결과 산업별 고용의 변동성은 감소하고 총고용과의 관계도 약화될 것으로 보인다.

한편 노동탐색(labor search) 모형과 같이 어떤 외생적 충격에 의해 실직(exogenous job separation)이 발생하고 탐색기간이라는 노동조정비용이 불가피한 경우에는, 조정비용이 높아질수록 산업간 노동의 재배치 과정에서 총고용이 감소하면서 산업간 이동가설에 가까운 결과가 나올 것으로 추측된다.

따라서 기존의 산업간 이동가설에서 조정비용의 존재가 산업별 고용변동성과 총고용 간 음(-)의 관계를 설명하는데 필수적이라는 견해와 달리, 일반적으로는 조정비용의 형태에 따라 조정비용 없이도 산업간 이동가설과 일관된 산업별 고용 변동성과 총고용 간의 관계가 도출될 수 있음을 알 수 있다.

3.3. 수량분석(quantitative analysis)을 위한 모수의 설정

위에서 도출한 균형조건식들은 비선형 확률적 차분방정식체계(system of nonlinear stochastic difference equations)로서 분석적 해(analytical solution)를 직접 구할 수 없고 근사적인 방법을 통해 근사해(approximation solution)를 도출해야 한다. 본 논문은 김영식, 이우현, 박우영 (2006)에서와 마찬가지로 King, Plosser, and Rebelo (1988a, 1988b)에 소개된 실물경기변동모형의 해법(solution method)을 따랐다.

Horvath (2000)는 실물경기변동모형의 방법론에 따라 모형경제의 모수(parameter) 값들을 미국의 통계자료와 산업연관표 등에 기초하여 결정하였다. 여기서는 그 내용을 간략히 정리, 소개한다. 우선 결정되어야 할 모수들을 관련된

경제주체와 연관하러 정리하면 다음과 같다.

소비자 : $\psi, \delta, \chi, \{\xi_i\}_{i=1}^M, \tau$

기업 : $M\{\mu_j, \alpha_j, \beta_j, \gamma_j\}_{j=1}^M, \Gamma_m, \Gamma_I$

외생충격 : $\{\rho_j\}_{j=1}^M, \Omega$

산업부문의 수(M)는 김영식, 이우현, 박우영 (2006)의 경우 한국의 경우를 토대로 9개 산업부문으로 나누어 분석하였으나, 본 논문에서는 산업간 생산성 충격을 보다 다양한 각도에서 접근할 수 있도록 Horvath(2000)와 같이 Jorgenson의 보다 세분화된 35개 산업 부문 ($M=35$)을 상정하였다.

모형의 기본 시간단위는 분기(quarter)와 1년(year) 두 가지를 고려하여 각각의 경우 모형경제의 모수(parameter) 값들을 일관되게 설정하였다. 우선 기본 시간단위가 분기인 경우는 Horvath(2000)를 따라 $\psi=1, \delta=(1.03)^{-0.25}, \tau=1, \chi=7.69$ 를 사용하였다.⁷⁾ 또한 Horvath(2000)는 산업별 명목소비지출 가중치(ξ_j)의 값을 1959~1995년 간 국민소득계정(National Income and Product Account)의 산업별 소비 데이터의 평균으로 사용하였다. Horvath(2000)는 생산함수의 모수 ($\alpha_j, \beta_j, \gamma_j$)를 Jorgenson의 자료를 이용하여 계산하였다. 즉 산업부문별로 자본, 노동, 그리고 중간재 투입비용 비중의 시계열 자료를 구하고 이를 평균하여 계산하였다. 이 때 ($\alpha_j, \beta_j, \gamma_j$) 평균값은 각각 (0.16, 0.32, 0.52)로 구하여졌다.

중간재투입 계수표(Γ_m)와 자본재투입 계수표(Γ_I)는 각각 1977년 미국의 중간재투입 연관표(intermediate input-use table)와 자본재투입 연관표(capital use table)를 사용하여 작성하였으며 산업별 감가상각률(μ_j)은 Jorgenson and Fraumeni (1987)의 값을 이용하였다. 마지막으로 산업별 총요소생산성 (A_{it})은 Jorgenson의 산업별 자료를 이용하여 Solow (1957)의 잔차로 정의된 분기별 총요소생산성을 이용하였다.

한편 기본 시간단위가 1년인 경우는 Kim and Kim (2006)을 따라 Jorgenson의 연별 자료를 이용하여 Horvath(2000)와 유사하게 모형경제의 모수 값들을 설정하였다. 특히 생산함수의 모수 ($\alpha_j, \beta_j, \gamma_j$)와 산업별 총요소생산성 (A_{it})은 Jorgenson의 연별 산업별 자료를 이용하여 계산하였다. 또한 소비자 관련 모수 중 시간 할인 요소는 $\delta=(1.03)^{-1}$ 를 사용하였으며, 산업별 감가상각률(μ_j)은 분기별 값을 단순히 4배수하였다. 이 밖에 중간재투입 계수표(Γ_m)와 자본재투입 계수표(Γ_I)는 Horvath(2000)와 동일한 값을 사용하였다.

7) 모수의 확정과 관련한 보다 자세한 설명은 Horvath(2000)와 Kim and Kim (2006), 그리고 김영식·이우현·박우영(2006)을 참조하라.

4. 산업간 충격가설의 시뮬레이션 분석

모형경제에서 산업연관성을 고려하여 결정되는 산업 간 고용변동성과 총고용의 현실경제에 대한 설명력을 평가해 보기 위해 제 III장에서 도출한 균형조건식들의 로그선형 근사식들을 이용하여 동학 시뮬레이션을 실행하였다. 한번의 시뮬레이션은 120개의 표본으로 구성되며 이러한 시뮬레이션을 100회 반복 시행하였다.

우선 <표 5>는 모형경제의 시뮬레이션 결과 생성된 총생산, 소비, 투자, 고용 등 총량데이터(aggregates)와 실제 총량데이터의 기본 특성을 요약한 것이다. 분기별 및 연별 모형경제의 총량변수는 실제 데이터의 기본특성과 비교적 유사한 결과를 보이고 있다. 단, 변동성 측면에서 산업부문간 노동공급의 대체성이 낮은 경우 투자의 변동성이 다소 크게 나타나는 반면, 고용의 변동성은 실제보다 다소 작게 나타나고 있다. 총생산 대비 상관계수 측면에서는 산업부문간 노동공급의 대체성이 낮을수록 소비, 투자, 고용 등이 총생산과 높은 상관관계를 보이고 있다.

<표 6>은 분기별 시뮬레이션 결과로 얻어진 총고용(N)과 산업간 고용변동성(σ_n) 및 총생산(Y)을 이용하여 회귀식 (1)의 추정 결과를 나타내고 있다. <표 6>의 추정결과는 이러한 시뮬레이션을 100번 반복해서 얻어진 위 식의 계수 추정값의 평균값이며 괄호안의 숫자는 각각의 표준오차(standard error)의 평균을 구한 것이다. 먼저 <표 6.1>은 산업간 충격만을 설명변수로 포함한 경우이다. 단 상수와 종속변수의 자기상관관계를 고려하여 종속변수의 시차변수만을 추가로 포함하였다. 이미 지적한 대로 노동의 산업간 조정 비용은 τ 값에 의존하며, $\tau=500$ 인 경우는 식 (4)가 선형에 가까워지므로 조정비용이 0에 가까워진다. 반면 $\tau=1$ 인 경우는 상당한 조정비용이 있는 경우에 해당한다. 또한 산업간 연계성도 있는 경우와 없는 경우로 나누어 살펴보았다. 산업간 연계성은 두가지 경로로 나타난다. 즉 다른 산업의 생산물을 중간재로 사용하는 중간재투입경로(Γ_m)와 다른 산업의 생산물을 투자로 사용하는 자본재투입경로(Γ_I)이다. <표 6.1>에서는 두 개의 경로가 실제의 데이터에서 추정된 행렬에 의해 결정되는 경우와 이러한 경로가 전혀 존재하지 않는 경우로 나누어 살펴보았다. 각각의 경로가 존재하지 않는 경우는 Γ_m 과 Γ_I 를 각각 0 행렬로 만들어서 분석할 수 있다.

먼저 <표 6.1>의 첫 번째 열은 산업간 조정비용이 없지만($\tau=500$) 산업간 연계는 두 가지 경로 모두 존재하는 경우(Γ_m, Γ_I)인 반면, 두 번째 열은 산업간 조정비용도 없고 산업간 연계도 모두 없는 경우이다($\Gamma_m = \Gamma_I = I$). 하지만 두 경우 모두 비슷한 결과를 보이고 있다. 특히 <표 3>의 경험적 분석의 결과와 마찬가지로 동기간 충격($\sigma_{n,t}$)의 계수는 양의 값

을 갖지만 1기 시차($\sigma_{n,t-1}$)를 갖는 산업간 충격의 계수는 음의 값을 가지며 통계적으로도 유의함을 알 수 있다. 단, 동기간의 충격($\sigma_{n,t}$)의 계수가 <표 3>의 실증분석에서 통계적으로 유의하지 않은 반면, 모형경제에서는 통계적 유의성을 보이고 있다. 반면 세 번째 열부터 여섯 번째 열에는 산업간 조정비용이 있는 경우이다 ($\tau=1$). 산업간 경로도 네 가지로 나누어 각각이 모두 있는 경우, 모두 없는 경우($\Gamma_m = \Gamma_f = I$), 그리고 산업간 생산성충격이 완전 독립적인 경우($\Omega = \Omega_d$)를 고려하여 살펴보았다. 그 결과 산업간 충격의 계수는 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 밝혀졌다.

<표 6.2>는 분기별 총변수의 움직임을 추가적으로 제어하기 위하여 총생산의 동기간과 시차변수를 설명변수로 포함한 경우이다. 이 경우에도 역시 경험적 분석결과인 <표 3>과 유사한 결과가 도출되어 오히려 조정비용이 없는 첫째 및 둘째 열의 경우가 경험적 사실과 보다 부합하였다. <표 6.3>은 산업간 노동공급의 대체성으로 정의된 조정비용이 $\tau \in (1, 500)$ 에서 몇 가지 다른 값을 갖는 경우 분석결과를 나타내고 있다. 대체적으로 <표 6.1>과 <표 6.2>와 정성적으로(qualitatively) 일치하는 결과를 보이고 있다. 한 가지 주목할 점은 조정비용이 상대적으로 큰 경우($\tau=50$) 산업간 충격의 1기 시차($\sigma_{n,t-1}$) 계수는 통계적으로 유의하지 않는 음의 값을 갖는 반면, 양의 값을 갖는 동기간 충격($\sigma_{n,t}$)의 계수는 통계적 유의성을 보이고 있다. 그러나 <표 7>에 나타난 바와 같이 연별 시뮬레이션 결과로 얻어진 총고용(N)과 산업간 고용변동성(σ_n) 및 총생산(Y)을 이용한 추정에서는 모든 경우 산업간 충격의 동기간 및 1기 시차의 계수가 모두 통계적으로 유의하지 않은 값을 보이고 있다.

적어도 분기별 모형경제에서 조정비용이 없는 경우에 산업간 이동가설과 부합되는 결과가 나온 이유는 본 연구에서 사용된 조정비용의 형태 때문인 것으로 파악된다. 직관적으로 산업간 노동공급의 대체성이 불완전하여 산업간 노동조정비용이 소요되는 경우에는 상대적으로 비우호적인 생산성 충격을 받은 산업부문의 노동자들은 우호적 충격을 받은 산업부문에 이동하지 않고, 상대적으로 낮은 임금을 받으면서 기존 산업에 머무르는 성향을 보일 것이다. 이 때 남게 되는 노동자들이 얼마나 낮은 임금 하에서 추가적으로 고용되는가에 따라 산업간 공행성을 높여줄 가능성이 생길 뿐 아니라 산업별 고용량의 변동성을 낮추어 산업간 충격이 총고용량에 미치는 영향도 약하게 만드는 것으로 볼 수 있다.⁸⁾

한편 산업간 노동공급의 대체성이 완전하여 산업간 노동조정비용이 없는 경우, 비대칭적 산업간 생산성 충격 하에서 상대적으로 비우호적인 생산성 충격을 받은 산업의 노동자들은 우호적 생산성 충격을 받은 산업으로 이동하게 된다. 그 결과 산업간 고용량이 서로 다른 방향으로 움직이는 경우가 많아지므로 산업별 고용량의 변동성(cross-sectional volatility)이

8) 이 점은 Boldrin, et. al. (2001)이나 Kim and Kim(2006)에서 조정비용과 산업간 고용의 동조성이 정(+)의 관계가 있음을 보인 것과도 일치한다.

증가한다. 이때 산업별 고용량 조정의 결과로 나타나는 총고용량의 변화는 일반적으로 충격의 비대칭성에 의해 결정될 것이다. <표 6.1>과 <표 6.2>의 분기별 모형경제 결과에 의하면 산업별 총요소생산성 충격의 비대칭성이 산업별 고용량 변동성의 증가와 함께 1기 시차를 두고 총고용량을 감소시킨 것으로 볼 수 있다. 그러나 연별 모형경제의 산업별 총요소생산성 충격 하에서는 산업별 고용량 조정의 결과로 나타나는 총고용의 변화가 산업별 고용량의 변동성과 체계적인 관계를 보이지 않고 있다.

요약하면 산업연계성이 고려된 분기별 다부문실물경기변동모형에서 산업간 노동공급의 불완전 대체성 형태로 노동조정비용을 고려하는 경우, 산업간 이동가설의 기존 설명과 대조적으로 조정비용의 부재 하에서 산업별 고용변동성과 총고용 간 음(-)의 관계가 나타날 수 있는 것으로 보인다. 한편 본 모형의 소개에서 밝혔듯이 Huffman and Wynne(1999)에서 산업간 일정한 변환탄력성(constant elasticity of transformation) 형태로 가정된 노동조정비용이 본 모형의 노동조정비용을 나타내는 식 (4)와 실질적으로 동일한 형태이므로, 이들의 노동조정비용을 사용하는 경우에도 유사한 결과를 얻을 것으로 보인다. 그러나 노동탐색모형과 같이 탐색기간의 형태로 노동조정비용이 발생하는 경우에는, 조정비용이 높아질수록 산업간 노동의 재배치 과정에서 총고용이 감소하면서 산업별 고용변동성과 총고용 간 음(-)의 관계가 나타날 것으로 추측된다.

5. 요약 및 결론

본 논문은 Lilien(1982)에 의해 본격 제기된 산업간 이동가설이 실물경기변동을 위해 개발된 모형에 의해 잘 설명되는지 살펴보는 것이 주목적이다. 산업간 이동가설은 산업간의 비대칭적인 충격이 노동의 산업간 이동을 초래하는 과정에서 총고용에 부정적인 영향을 준다고 설명한다. 반면 실물경기변동이론에 기반을 둔 모형은 산업간 기술충격의 산관관계가 높지 않음에도 산업간에 중간재 및 자본재 투입경로를 통한 연관관계에 의해 산업간 생산량의 공행성이 설명된다고 주장한다. 전자는 산업간 비대칭적인 충격을 강조하는 반면 후자는 산업간의 생산량의 공행성을 강조한다는 점에서 서로 상치될 가능성이 있다. 본 논문에서는 먼저 실제 데이터를 이용하여 두 가지 관점에서 제기된 경험적 사실들을 확인하고, 실물경기이론 모형 중에서도 산업간 생산량의 공행성을 설명하기 위해 개발된 Horvath(2000)의 모형을 이용하여 산업간 이동가설도 설명할 수 있는지 살펴보았다. 그 결과 Horvath의 경제모형은 산업간의 노동량의 조정비용이 없을 경우에 산업간 이동가설도 잘 설명할 수 있음을 알 수 있었다. 하지

만 이러한 결과는 본 논문에서 사용한 노동량의 조정비용의 형태에 의존한다. 만약 탐색비용과 같은 형태의 노동량 조정비용을 도입한다면 노동량의 조정비용이 있는 경우에 Horvath의 경제모형이 산업간 이동가설을 보다 더 잘 설명할 가능성도 존재한다. 이와 같이 탐색비용의 형태로 조정비용을 포함한 모형은 차후 과제로 남겨둔다.

■참 고 문 헌

김영식, 이우현, 박우영, 2006, “한국경제의 산업연관성과 주식가격 동조성 : 제조업부분을 중심으로”, 금융학회지

Boldrin, M., Christiano, L.J., and Fisher, J. 2001, Habit Persistence, Asset Returns, and the Business Cycle, *American Economic Review*, 91(1), 149–166.

Brainard, S.,L. and D.M. Cutler, 1993, Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment Reconsidered, *Quarterly Journal of Economics* 108:1, 219–43.

Hornstein, A. and Praschnik, J. 1997, Intermediate Inputs and Sectoral Comovement in the Business Cycle, *Journal of Monetary Economics*, 40, 573–595.

Horvath, M. 1998, Cyclicity and sectoral linkages: Aggregate fluctuations from independent sectoral shocks, *Review of Economic dynamics* 1, 781–808.

Horvath, M. 2000, Sectoral shocks and aggregate fluctuation, *Journal of Monetary Economics* 45, 69–106.

Huffman, G. and Wynne, M., 1999, The Role of Intra-temporal Adjustment Costs in a Multisector Economy, *Journal of Monetary Economics*, 43, 317–350.

Jorgenson, D.G., Gollop, F.M., and Fraumeni, B. 1987, *Productivity and US Economic Growth*, Harvard University Press, Cambridge.

Kim, Y.S. and Kim, K., 2006. How Important is the Intermediate Input Channel in Explaining Sectoral Employment Comovement over the Business Cycle? *Review of Economic Dynamics*, 9(4), 659–682

Lilien, D., 1982, Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment, *Journal of Political Economy*, 90(4), 779–93.

Long, J., and Plosser, C. 1983, Real business cycles. *Journal of Political Economy*, 91,

39–69.

Loungani, P., M. Rush and W. Tave, 1990, Stock Market Dispersion and Unemployment, *Journal of Monetary Economics*, 25, 367–88.

Mills, T.C., G. Pelloni and A. Zervoyianni, 1995, Unemployment Fluctuations in the United States: Further Tests of the Sectoral–Shifts Hypothesis, *Review of Economics and Statistics LXXVII:2*, 294–304.

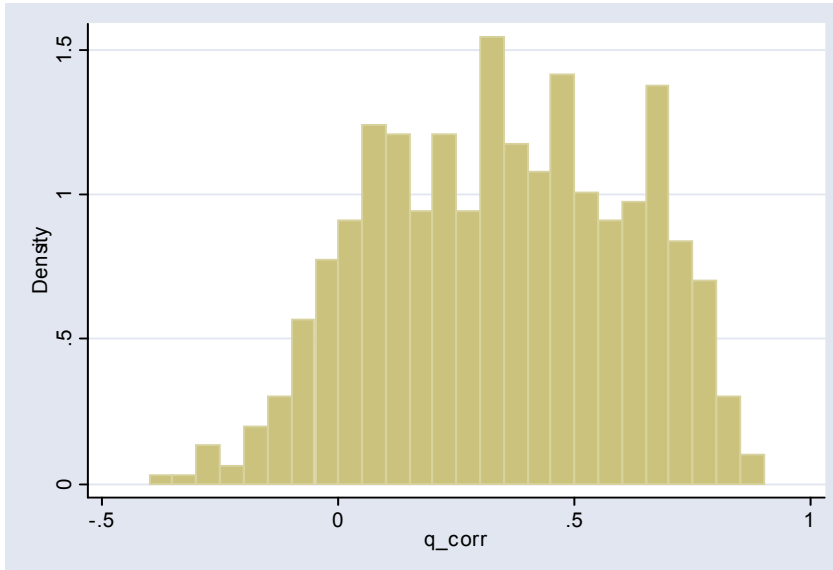
Shin, K., 1997a, Inter– and Intra–Sectoral Shocks: Effects on the Unemployment rate, *Journal of Labor Economics*, v.15, 376–401.

_____ 1997b, Sectoral Shocks and Movement Costs: Effects on Employment and Welfare, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21, 449–471.

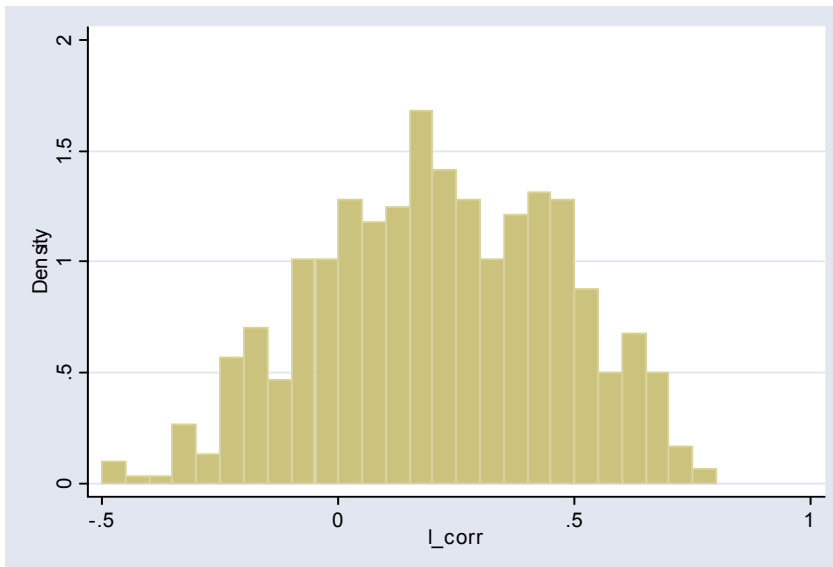
Solow, R. 1957, Technical change and the aggregate production function, *Review of Economics and Statistics* 39, 312–320.

<그림 1> 산업간 생산량 및 노동량의 산업간 상관관계 분포

1.1 부가가치 생산량의 산업간 상관관계 분포



1.2 노동량의 산업간 상관관계 분포



주: 산업은 Jorgenson을 따라 35개로 정의하였다. 각 산업의 부가가치 생산량에 로그를 취한 후 H-P filter ($\lambda = 100$)를 이용하여 추세를 제거하였다. 상관관계는 경기변동분(cyclical components) 사이의 상관관계이다.

<표 1> 주요변수들의 경기변동 상의 기본통계량

	관측치 수	평균	표준편차	최소값	최대값	1차 자기상관계수
총생산량	46	0	.027	-.059	.054	.54
산업 생산량	1610	0	.053	-.312	.290	.43
총노동량	46	0	.023	-.054	.060	.50
산업 노동량	1610	0	.083	-.518	.741	.45
산업간충격(고용량)	46	.046	.024	.016	.164	.56
산업간충격(생산량)	46	.036	.011	.013	.067	.47

주: 산업은 Jorgenson을 따라 35개로 분류하였다. 총생산은 산업의 부가가치생산량을 합산하여 구하였으며, 총고용도 각 산업의 고용을 합산하여 구하였다. 변수들은 로그를 취한 후 H-P 필터를 통해 추세를 제거한 후 경기변동분을 계산한 것이다.

<표 2> 산업간 생산량 및 노동량의 상관관계

	관측치 수	평균	표준편차	최소값	최대값	0보다 큰 관측치 수
생산량 상관관계	595	.35	.27	-.38	.88	532
노동량 상관관계	595	.21	.26	-.49	.82	466

주: 산업은 Jorgenson을 따라 35개로 분류하였다. 상관관계는 35개의 산업에서 임의의 두 개의 산업간의 상관관계를 구한 것이다. 따라서 총 595개의 관측치가 도출되었다. 생산량은 부가가치를 의미하며 노동량은 노동시간으로 계산되었다.

<표 3> 노동량변동에 기초한 산업간 충격이 총노동시간에 미치는 효과: 실제 데이터

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
상수	-.001 (.007)	.008 (.007)	.009 (.007)	.001 (.007)	.008 (.007)	.008 (.007)
N_{t-1}	.496** (.135)	.496** (.123)	.538** (.140)	.542** (.137)	.514** (.129)	.608** (.144)
$\sigma_{n,t}$.012 (.133)	.261 (.145)	.199 (.166)	-.157 (.132)	.204 (.152)	.037 (.185)
$\sigma_{n,t-1}$		-.442** (.144)	-.487** (.158)		-.388* (.154)	-.494** (.166)
$\sigma_{n,t-2}$.106 (.177)			.286 (.204)
Y_t				.009 (.132)	.052 (.125)	.052 (.125)
Y_{t-1}				-.257 (.129)	-.145 (.129)	-.145 (.129)
관측 치 수	45	45	44	45	45	44
$\overline{R^2}$.21	.34	.34	.25	.34	.37

주: 종속변수는 총 노동시간 고용량임. 총노동시간 고용량은 Jorgenson의 산업별 노동시간 고용량을 합산하여 구하였다. 산업간 충격을 나타내는 $\sigma_{n,t}$ 산업별 노동시간 고용량을 H-P 필터를 이용하여 추세를 제거한 후 경기변동분을 구하여 산업간 표준편차를 구하여 사용하였다. 표준편차를 계산할 때는 산업별 노동고용량을 가중치로 사용하였다. 총생산량 Y_t 도 Jorgenson의 산업별 부가가치 생산량을 합산하여 구하였다. 괄호 안은 표준편차를 나타내며 **는 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 4> 생산량변동에 기초한 산업간 충격이 총노동시간에 미치는 효과: 실제 데이터

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
상수	.015 (.011)	.013 (.012)	.016 (.014)	.015 (.011)	.010 (.012)	.014 (.013)
N_{t-1}	.541** (.134)	.552** (.139)	.544** (.142)	.573** (.134)	.607** (.138)	.599** (.141)
$\sigma_{q,t}$	-.411 (.286)	-.473 (.336)	-.442 (.344)	-.421 (.288)	-.594 (.335)	-.560 (.344)
$\sigma_{q,t-1}$.115 (.319)	.080 (.364)		.355 (.320)	.334 (.371)
$\sigma_{q,t-2}$			-.084 (.319)			-.145 (.316)
Y_t				.053 (.130)	.052 (.125)	.053 (.136)
Y_{t-1}				-.238 (.127)	-.145 (.129)	-.273 (.136)
관측 치 수	45	45	44	45	45	44
$\overline{R^2}$.25	.23	.22	.35	.29	.27

주: 종속변수는 총 노동시간 고용량임. 산업간 충격을 나타내는 $\sigma_{q,t}$ 산업별 부가가치 생산량을 H-P 필터를 이용하여 추세를 제거한 후 경기변동분을 구하여 산업간 표준편차를 구하여 사용하였다. 표준편차를 계산할 때는 산업별 부가가치 생산량을 가중치로 사용하였다. 총생산량 Y_t 도 Jorgenson의 산업별 부가가치 생산량을 합산하여 구하였다. 괄호 안은 표준편차를 나타내며 **는 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

<표 5> 모형경제 시뮬레이션 데이터의 기본 특성

	분기별 calibration			연별 calibration		
	US data ^a	$\tau=200$	$\tau=1$	US data ^b	$\tau=200$	$\tau=1$
총생산 대비 변동성 (volatilities)						
총생산	2.25	2.39	2.44	2.07	1.46	1.53
소비	0.39	0.42	0.51	0.65	0.45	0.45
투자	1.95	6.41	3.18	2.60	2.46	1.98
고용	0.84	0.50	0.54	0.83	0.49	0.58
노동생산성	0.48	0.55	0.52	0.58	0.59	0.49
총생산 대비 상관계수 (key correlations)						
소비	0.76	0.79	0.94	0.82	0.86	0.89
투자	0.81	0.61	0.85	0.78	0.70	0.81
고용	0.88	0.93	0.95	0.81	0.89	0.93
노동생산성	0.55	0.94	0.94	0.56	0.92	0.91

주: a) Horvath(2000); b) Kim and Kim (2006)

<표 6> 산업간 충격이 총노동시간에 미치는 효과: quarterly calibration

6.1 산업간 충격만 사용한 경우

	$\tau = 500$		$\tau = 1$			
	$(\Gamma_m, \Gamma_I); \Omega$	$(I, I); \Omega$	$(\Gamma_m, \Gamma_I); \Omega$	$(\Gamma_m, \Gamma_I); \Omega_d$	$(I, I); \Omega$	$(I, I); \Omega_d$
상수	-0.0020 (0.0019)	-0.0062 (0.0038)	-0.0004 (0.0018)	-0.0002 (0.0015)	-0.0054 (0.0072)	-0.0047 (0.0062)
$\sigma_{n,t}$	8.2169 (1.6059)	8.8901 (1.7699)	10.1423 (17.5547)	6.0789 (17.6882)	20.6822 (14.8305)	17.2588 (12.9878)
$\sigma_{n,t-1}$	-5.7555 (1.6778)	-5.0813 (1.8793)	-5.7368 (17.5625)	-3.0898 (17.6867)	-7.5657 (14.9867)	-5.9008 (13.0267)
N_{t-1}	0.7576 (0.0538)	0.6057 (0.0657)	0.7315 (0.0560)	0.7429 (0.0550)	0.5703 (0.0676)	0.5496 (0.0687)

6.2

총생산의 효과를 고려한 경우

	$\tau = 500$		$\tau = 1$			
	$(\Gamma_m, \Gamma_I); \Omega$	$(I, I); \Omega$	$(\Gamma_m, \Gamma_I); \Omega$	$(\Gamma_m, \Gamma_I); \Omega_d$	$(I, I); \Omega$	$(I, I); \Omega_d$
상수	0.0019 (0.0008)	0.0007 (0.0009)	-0.0001 (0.0005)	-0.0000 (0.0007)	0.0016 (0.0011)	0.0019 (0.0011)
$\sigma_{n,t}$	3.3857 (0.6353)	1.8103 (0.4387)	1.1666 (5.2343)	0.7409 (9.0893)	-9.5560 (2.3276)	-10.7408 (2.3307)
$\sigma_{n,t-1}$	-5.6783 (0.6590)	-2.2478 (0.4494)	-0.4975 (5.2212)	-0.3437 (9.0755)	5.7638 (2.3654)	6.2145 (2.3725)
Y_t	0.4178 (0.0142)	0.5131 (0.0104)	0.5071 (0.0132)	0.4868 (0.0241)	0.7361 (0.0098)	0.7231 (0.0110)
Y_{t-1}	-0.3212 (0.0258)	-0.4459 (0.0225)	-0.3705 (0.0318)	-0.3372 (0.0377)	-0.6262 (0.0336)	-0.5734 (0.0359)
N_{t-1}	0.7836 (0.0512)	0.7847 (0.0430)	0.7380 (0.0564)	0.7066 (0.0589)	0.7945 (0.0456)	0.7381 (0.0498)

주: 제 III장에서 도출한 균형조건식들의 로그선형 근사식들을 이용하여 동학 시뮬레이션을 실행한 후 이를 통해 얻는 인공데이터(artificial data)를 사용하여 회귀분석하였다. 한번의 시뮬레이션은 120개의

표본으로 구성되며 이러한 시뮬레이션을 100회 반복 시행해서 얻어진 계수 추정값의 평균값이며 괄호 안의 숫자는 각각의 표준오차(standard error)의 평균을 구한 것이다.

6.3 $\tau = \{200, 100, 50\}$, $(\Gamma_m, \Gamma_1), \Omega$

	$\tau = 200$		$\tau = 100$		$\tau = 50$	
	산업간충격	총생산효과	산업간충격	총생산효과	산업간충격	총생산효과
상수	-0.0017 (0.0020)	0.0007 (0.0007)	-0.0016 (0.0020)	0.0002 (0.0007)	-0.0015 (0.0021)	-0.0001 (0.0007)
$\sigma_{n,t}$	7.3403 (2.0933)	3.1584 (0.7214)	6.8948 (2.7126)	2.9382 (0.8807)	6.9505 (3.7111)	2.6568 (1.1740)
$\sigma_{n,t-1}$	-4.7228 (2.1418)	-4.2251 (0.7425)	-3.9962 (2.7479)	-3.2091 (0.8950)	-3.5808 (3.7382)	-2.3869 (1.1819)
Y_t		0.4308 (0.0129)		0.4381 (0.0124)		0.4458 (0.0123)
Y_{t-1}		-0.3224 (0.0268)		-0.3248 (0.0273)		-0.3285 (0.0279)
N_{t-1}	0.7579 (0.0537)	0.7690 (0.0530)	0.7563 (0.0538)	0.7630 (0.0537)	0.7537 (0.0539)	0.7578 (0.0542)

<표 7> 산업간 충격이 총노동시간에 미치는 효과: annual calibration

7.1 산업간 충격만 사용한 경우

	$\tau = 200$		$\tau = 1$			
	$(\Gamma_m, \Gamma_I); \Omega$	$(I, I); \Omega$	$(\Gamma_m, \Gamma_I); \Omega$	$(\Gamma_m, \Gamma_I); \Omega_d$	$(I, I); \Omega$	$(I, I); \Omega_d$
상수	-0.0002 (0.0022)	-0.0011 (0.0039)	-0.0001 (0.0025)	-0.0002 (0.0020)	-0.0003 (0.0056)	-0.0000 (0.0051)
$\sigma_{n,t}$	0.0176 (0.1307)	0.0383 (0.0542)	0.0450 (0.4650)	0.0565 (0.4242)	0.0343 (0.2102)	0.0073 (0.1842)
$\sigma_{n,t-1}$	-0.0028 (0.1306)	-0.0149 (0.0544)	-0.0148 (0.4654)	-0.0135 (0.4245)	-0.0184 (0.2105)	-0.0043 (0.1841)
N_{t-1}	0.1514 (0.0186)	-0.0185 (0.0824)	0.1110 (0.0820)	0.1178 (0.0819)	-0.0112 (0.0824)	-0.0001 (0.0825)

7.2 총생산의 효과를 고려한 경우

	$\tau = 200$		$\tau = 1$			
	$(\Gamma_m, \Gamma_I); \Omega$	$(I, I); \Omega$	$(\Gamma_m, \Gamma_I); \Omega$	$(\Gamma_m, \Gamma_I); \Omega_d$	$(I, I); \Omega$	$(I, I); \Omega_d$
상수	-0.0001 (0.0009)	0.0002 (0.0013)	-0.0000 (0.0008)	-0.0000 (0.0008)	0.0008 (0.0015)	0.0006 (0.0017)
$\sigma_{n,t}$	0.0067 (0.0567)	0.0121 (0.0176)	-0.0228 (0.1578)	-0.0067 (0.1717)	-0.0274 (0.0562)	-0.0153 (0.0631)
$\sigma_{n,t-1}$	-0.0009 (0.0567)	-0.0169 (0.0177)	0.0329 (0.1579)	0.0148 (0.1717)	-0.0131 (0.0562)	-0.0140 (0.0631)
Y_t	0.4436 (0.0178)	0.6377 (0.0189)	0.5441 (0.0163)	0.5481 (0.0201)	0.7895 (0.0190)	0.7710 (0.0238)
Y_{t-1}	0.0446 (0.0396)	-0.0959 (0.0544)	-0.0083 (0.0469)	-0.0034 (0.0489)	-0.1269 (0.0662)	-0.0649 (0.0674)
N_{t-1}	0.0380 (0.0795)	0.0328 (0.0800)	0.0893 (0.0807)	0.0835 (0.0811)	0.0571 (0.0801)	0.0054 (0.0820)

주: 제 III장에서 도출한 균형조건식들의 로그선형 근사식들을 이용하여 동학 시뮬레이션을 실행한 후 이를 통해 얻는 인공데이터(artificial data)를 사용하여 회귀분석하였다. 한번의 시뮬레이션은 120개의 표본으로 구성되며 이러한 시뮬레이션을 100회 반복 시행해서 얻어진 계수 추정값의 평균값이며 괄호안의 숫자는 각각의 표준오차(standard error)의 평균을 구한 것이다.