

산업구조조정이 고용 및 성장에 미치는 영향

서병선* · 김태경**

본 논문에서는 산업구조조정과 관련하여 나타나는 산업구조의 변화가 한국경제의 고용 및 성장에 미치는 영향을 탐구하였다. Lilien (1982)의 부문 이동가설에 의하면 산업구조의 변화는 노동시장에서 마찰적 실업을 발생하고 실업을 증가시키는 주요 요인이다. 그런데 마찰적 실업은 동시에 경기상황에 의해 영향을 받을 수 있다. 본 연구에서는 산업구조조정이 고용에 미치는 효과를 경기변동과의 의존성을 고려하여 살펴보았다. 그리고 산업구조조정이 GDP 증가에 긍정적이라고 보는 Kuznets 가설과 이에 대립되는 Baumol 효과를 분석함으로써 산업구조조정이 경제 성장에 미치는 영향에 대해서도 살펴보았다. 우리나라의 경제활동조사, 사업체노동력조사 그리고 거시경제자료를 사용하여 실시한 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 산업구조의 변화가 실업을 증가시키는 단기적 효과가 있으며 경기 수축 국면에서 구조조정의 효과가 더욱 크게 나타나서 우리나라의 경우에는 Lilien의 부문 이동가설이 실증적으로 유효한 것으로 판단되었다. 둘째, 산업구조조정은 구직과 구인(또는 실업과 빈 일자리의) 관계를 나타내는 베버리지 곡선을 이동시킴으로써 일자리 매칭의 효율성을 감소시키는 결과를 보였다. 특히, 경기변동에 따라 수축 국면에서 매칭 비효율성이 더욱 크게 나타났다. 셋째, 산업구조의 변화가 GDP 성장에 미치는 중장기적 효과가 유의하게 나타났다. 산업구조조정과 함께 생산성이 높은 부문으로 자원의 재배치가 이루어지면서 성장을 제고시킴으로써 Kuznets 가설에 부합하는 결과를 얻었다.

JEL Classification: J63, O11

핵심 주제어: 경기변동, 고용, 매칭 효율성, 베버리지 곡선, 산업구조조정, 성장

* 교신저자, 고려대학교 식품자원경제학과 교수 (E-mail: seomatteo@korea.ac.kr, Tel: 02-3290-3032)
** 한국은행 경제연구원 선임연구위원 (E-mail: ktk@bok.or.kr, Tel: 02-759-5349)

I. 서론

통상 구조조정은 주로 미시적 관점에서 기업이 경영환경 변화 등에 대응하여 사업, 재무, 인력, 조직 구조 등을 변경하는 행위를 의미한다.¹⁾ 산업구조조정은 이러한 개념이 거시적 관점으로 확대된 것으로서, 특정 산업이 직면한 사회환경이나 경제여건의 변화에 따라 해당 산업에 속한 기업들의 전반적인 구조조정을 통해 노동, 자본 등의 자원이 산업 부문별로 재배치되는 과정을 의미한다. 이와 같은 산업구조조정의 결과로서 산업구조가 변화하게 되는데 이는 경제발전 과정에서 나타나는 중요한 현상의 하나이다. 본 연구는 산업구조조정과 관련하여 나타나는 산업구조의 변화가 한국경제의 고용 및 성장에 미치는 영향을 탐구하고자 한다.

이를 위하여, 우선 Lilien (1982)의 부문 이동가설과 Beveridge 매칭 함수를 통해 산업구조조정에 따른 산업구조 변화가 고용에 미치는 영향을 살펴보았다. 한국경제는 발전과정에서 수차례 산업구조조정을 경험하였다.²⁾ 대표적으로 1980년대 해운업 합리화 조치와 해외건설업 합리화 조치, 1990년대 노동집약적 산업의 구조조정, 그리고 2010년대 조선업 구조조정을 찾을 수 있다. 특히 비교적 최근에는 조선업 부문의 경우 2013~15년 중 해외수주 급감에 따른 10조 원 이상의 실적악화 영향 등으로 구조조정이 진행되며 2015~18년 중 취업자 수가 약 8만 명 정도 감소한 것으로 추산된 바 있다.³⁾ 그런데, Lilien (1982)의 부문 이동가설에 따르면 산업구조조정에 따른 산업구조의 변화는 노동시장에서의 탐색 기간 증대로 인한 마찰적 실업뿐만 아니라 구직자가 보유한 기술과 일자리 간의 부조화로 인한 구조적 실업도 동시에 유발시킬 가능성이 있다. 이에 더하여 Abraham and Katz (1986), Davis (1987) 등에 의하면 경기순환에 따른 총수요의 변동이 산업구조의 변화에 영향을 미칠 수 있다는 점이 밝혀졌는데, 이러한 점을 감안하여 본 연구에서는 경기순환 국면에 따라 산업구조 변화가 고용에 미치는 효과가

1) Restructuring is an action taken by a company to significantly modify the financial and operational aspects of the company, usually when the business is facing financial pressures. Restructuring is a type of corporate action taken that involves significantly modifying the debt, operations or structure of a company as a way of limiting financial harm and improving the business. (Investopia.com)

2) 한편 산업구조조정은 “1980년대 후반부터 진행된 새로운 국제분업 구조 속에서 한국경제의 지위 상승을 도모한 정책”(한국민족문화대백과 사전)으로 정의되는 등 경제발전 정책을 나타내기도 한다.

3) 조선업 고용보험 가입자수는 2015년말 18.7만명 → 2018년말 10.7만명으로 감소한 것으로 나타났다. (고용노동부, 2019.1.15)

비대칭적일 수 있다는 점을 반영한 Lilien의 부문 이동가설 모형을 검증하였다.

또한, 2008년 글로벌 금융위기를 기점으로 고용 관련 자료에서 나타나는 특징적 사실은 실업이 크게 증가했다는 점이다. 실업률은 2007년 3.2%에서 2018년 3.8%로 증가하였으며 특히 15세~29세 청년 실업률은 7.2%에서 9.5%로 상승하였다. 실업자 수는 2007년 79만 명에서 2018년 107만 3천 명으로 동 기간 중 35.8% 증가하였다. 반면 빈 일자리는 2011년~2016년 꾸준히 증가하다가 2016년 이후에는 정체를 나타내고 있다. 그리고 구인배수는 2010년 0.64에서 2018년 0.58로 감소함으로써 구인과 비교하여 구직의 증가가 더욱 커졌다. 이러한 점은 일자리 증가에 비해 실업의 증가가 상대적으로 더 빠르게 나타났음을 의미하고, 이는 실업과 빈 일자리의 관계를 나타내는 Beveridge 곡선이 이동하였음을 의미한다. 이에 본 연구에서는 산업구조조정에 따른 산업구조 변화로 일자리 매칭 효율성이 감소한 것이 이러한 현상을 유발하였는지를 분석하였다.

다음으로는 Kuznets 가설과 Baumol 효과에 대한 실증분석을 통해 산업구조조정에 따른 산업구조 변화가 경제성장에 미치는 효과를 분석해 보았다. Kuznets (1966)에 의하면 산업구조의 변화는 생산성이 낮은 부문에서 높은 부문으로 노동과 자본의 효율적 배분을 유도함에 따라 경제성장과 발전을 촉진한다고 주장하였다. 반면, Baumol (1967)은 신기술을 사용하는 미래(progressive) 산업과 비교하여 정체(stagnant) 상태에 있는 전통 산업의 생산비용과 가격이 상대적으로 높은 경향을 나타냄에 따라 자원이 오히려 비효율적인 부문으로 재배치될 수 있고, 그 결과로 경제성장이 구축될 우려가 있다는 점을 지적하였다. 이에 본 연구에서는 한국경제의 거시자료를 이용하여 두 가지 가설을 검증해 봄으로써 산업구조조정에 따른 산업구조 변화가 성장에 미치는 함의를 얻고자 하였다.

위에서 제시된 모형에 경제활동조사 등의 고용 관련 자료, 그리고 성장률 등 거시경제자료를 적용하여 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 산업구조의 변화는 고용에 부정적 영향을 미치는데 이는 단기적 효과이며 경기 수축 국면에서 구조조정의 효과가 더욱 크게 나타나는 경기 상태에 따른 비대칭성을 보였다. 둘째, 산업구조조정은 구직과 구인(또는 실업과 빈 일자리)의 관계를 나타내는 베버리지 곡선을 이동시킴으로써 일자리 매칭의 효율성을 감소시키는 결과를 보였다. 일자리 매칭의 효율성은 경기변동과의 의존성을 보이는데 수축 국면에서 비효율성이 더욱 크게 나타났다. 셋째, 산업구조조정은 자원의 효율적 배분을 통하여 경제 성장을 높이는 Kuznets 가설과 이와 상반된 Baumol 효과를 분석하였는데 산업구조의 변화가 GDP 성장에 미치는 중장기적 효과가 유의하게 나타났다. 산

업구조조정과 함께 자원의 재배치가 이루어지는데 산출 증가율이 높은 부문으로 효율적으로 재배치되면서 GDP 성장을 제고시킴으로써 Kuznets 가설에 부합하는 결과를 얻었다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제 II장에서는 문헌 연구와 분석 모형에 대하여 살펴본다. 제 III장에서는 자료와 기술적 분석결과에 대하여 다룬다. 제 IV장에서는 산업구조조정과 관련하여 산업 구조적 변화가 고용 및 경제 성장에 미치는 영향에 대하여 주요 실증분석 결과를 제시한다. 제 V장은 결론과 주요 시사점을 찾는다.

II. 문헌 연구 및 분석 모형

1. 선행 연구

Kuznets (1957) 가설에 따르면 경제 성장에 대한 특징적 사실로 농업 부문에서 제조업과 서비스 부문으로 노동의 재배치가 이루어진다. 미국의 경우 1870년 농업 부문의 고용비율은 40%, 서비스업은 20%였으나 1970년 농업은 4%, 서비스업은 60%로 변화하였다. Kuznets (1957), Chenery (1960)는 이러한 자원 재배치의 과정을 구조변화(structural change)라고 하였다. Maddison (1987)은 장기 시계열 자료(1870~1984)를 이용하여 주요 선진국 경제의 발전과 함께 산업구조가 변화하였음을 보였다.

본 연구는 한국경제의 산업구조변화에 대한 주요 특성을 살펴보고 구조변화와 관련하여 경제 성장과 고용에 대한 함의와 영향을 분석하고자 한다. 산업 부문별 구조변화를 설명하기 위해서는 전통적 단일 부문 성장모형에서 다 부문 모형으로 접근하여야 한다. 다 부문 성장모형으로 Kongsamut, Rebelo, and Xie (2001), Ngai and Pissarides (2007), Foellmi and Zweimuller (2008)의 연구를 찾을 수 있다.

Kongsamut, Rebelo, and Xie (2001)는 Stone-Geary 효용함수를 가정하여 선호 체계에 기인한 산업 부문 간 자원의 이동과 산업 구조적 변화를 설명한다. Foellmi and Zweimuller (2008) 역시 수요 측면에서 효용함수에 새로운 재화를 도입하여 앵겔 곡선에 따른 산업구조의 변화를 설명하였다. Ngai and Pissarides (2007)에서는 산업 부문별로 다른 성장률을 나타내는 특성에 기초하여 부문별로 상이한 총요소생산성 증가율에 기인하는 산업구조의 변화를 보였다. 이들 연구

는 산업구조의 변화를 설명하면서 전체적으로 균형 성장(balanced growth)하는 Kaldor 이론에 부합하는 결과를 보였다.

Ngai and Pissarides (2007) 모형에 따르면 생산 요소의 이동은 재화의 대체 탄력성의 크기에 따라 다르게 결정된다. 만일 재화의 대체 탄력성이 비탄력적으로 낮으면 노동은 총요소생산성(TFP) 증가율이 높은 산업에서 TFP 증가율이 낮은 산업으로 이동한다. 이와 반대로 대체 탄력성이 탄력적으로 높으면 노동의 이동은 TFP 증가율이 낮은 산업에서 높은 산업으로 이루어진다. 따라서 산업 부문별 재화의 대체 탄력성이 크지 않다면 노동의 이동은 TFP 증가율이 높은 산업에서 TFP 증가율이 낮은 산업으로 이루어지므로 산업구조의 변화가 비효율적 자원 배분으로 이어질 수 있다.

Baumol (1967)과 Baumol et al. (1985)의 구조변화 이론은 2-부문 모형으로 신 기술을 사용하는 미래(progressive) 산업과 노동을 유일한 생산 요소로 하는 정체(stagnant) 산업으로 이루어진다. 정체(stagnant) 상태에 있는 전통 산업의 소비지출은 꾸준히 증가하고 생산비용과 가격이 상승함으로써 노동의 이동은 전통 산업으로 이루어지면서 전체적으로 경제 성장을 구축하는 결과를 갖는다.

Acemoglu and Guerrieri (2008)는 자본 심화(capital deepening)에 따른 산업구조변화를 연구하였다. 자본 심화로 자본 집약적 산업의 생산 비율이 증가하면서 동시에 노동과 자본은 자본 집약도가 낮은 다른 부문으로 이동하는 경향을 나타낸다. 그 결과 자본 집약도가 낮은 산업에서는 고용이 빠르게 증가하고 산출 증가는 정체되는 경향을 나타낸다. 따라서 Acemoglu and Guerrieri (2008)의 자본 심화 가설은 Baumol (1967)의 구축 효과와 상응하며 산업구조의 변화를 경제 성장의 과정으로 보는 Kuznets의 가설과 다르다.

Davis (1987)는 산업구조의 변화에 따라서 노동이 산업 부문별로 재배치되는 과정에서 자연적으로 실업이 발생함을 보였다. Davis and Haltiwanger (1992)에 의하면 노동시장에서 이루어지는 끊임없이 이루어지는 취업 또는 실업으로의 유입과 유출은 일자리의 생성 또는 파괴와 연관되어 있다. 빈 일자리와 실업의 관계를 나타내는 베버리지 곡선은 노동시장의 주요한 특성을 반영하고 있다.

베버리지 곡선과 매칭 함수에 대한 방대한 문헌은 Petrongolo and Pissarides (2001), Elsby, Michaels and Ratner (2015)의 조사 연구로서 정리되었다. 매칭 함수를 이용하여 노동시장의 탐색 이론을 검증한 연구로 Pissarides (1986), Blanchard and Diamond (1989), Burgess (1993), Jackman, Layard and Pissarides (1989), Mumford and Smith (1999) 등이 있다. Blanchard and Diamond (1989)는

매칭 함수를 생산함수와 같이 규모에 대한 수익 개념을 적용하였다. Jackman, Layard and Pissarides (1989)는 영국의 베버리지 곡선을 추정하였으며 곡선의 이동에 대하여 일자리 부조화(mismatch) 지수를 사용하여 설명하였다. van Ours and van der Tak (1992)는 같은 산업 부문에서의 이동에 비하여 다른 산업 부문으로 이동하는 경우에 매칭 비효율성이 커짐을 보였다.

Lilien (1982)은 산업구조의 변화가 경기변동의 측면에서 실업률에 미치는 영향을 분석하였다. 노동의 부문 이동에는 시간이 소요되고 탐색적 비용이 따른다면 재배치 기간은 실업 기간의 장기화로 나타나고 이 결과 실업의 증가로 이어진다. 따라서 Lilien의 부문 이동가설에 의하면 산업 구조조정은 실업률을 증가시키는 효과를 나타낸다.

Lilien (1982)의 부문 이동가설에 대하여 실증 분석한 연구로 Samson (1985), Neelin (1987), van Ours and van der Tak (1992), Brainard and Cutler (1993) 등이 있다. Samson (1985)은 캐나다 자료를 사용하여 Lilien의 부문 이동가설이 성립함을 보였다. 그러나 van Ours and van der Tak (1992)은 네덜란드 자료를 사용하여 부문 이동가설이 기각되고 총수요 변동이 실업률 변화를 설명하고 있음을 보였다. 그리고 Brainard and Cutler (1993)는 산업 부문별 주가수익률을 이용하여 부문 이동가설을 검정하였으며 1970년대 중반과 같은 경기 침체 시기의 실업의 증가를 잘 설명함을 보였다.

산업구조의 변화는 경기변동과 밀접한 관계를 갖고 경기 불황국면에서 노동의 재배치가 집중되는 경향을 나타낸다. Rogerson (1991)에 의하면 경제 확장 국면에서 농업 부문으로부터 노동의 이동이 발생하였고 경제 수축 국면에서 제조업으로부터 노동의 이동이 발생하였다. 따라서 산업구조의 변화와 노동의 재배치가 이루어지면서 경기 불황과 실업이 증가하였다고 보기 어렵다. 이러한 사실에 비추어 산업구조변화가 실업에 미치는 영향에 대하여 경기변동을 고려함으로써 이들의 동태적 연계성을 밝히고자 한다. 특히, Abraham and Katz (1986), Davis (1987)에 의하면 산업구조의 변화는 총수요의 변동에서 기인하며 경기변동과 상호의존성을 갖는다. 노동의 이동에는 시간이 소요되므로 경기 침체 국면에서 노동의 재배치가 집중된다. 따라서 본 연구는 경기 의존성을 고려하여 부문 이동가설을 검증함으로써 경기 상태에 따른 산업구조조정이 고용에 미치는 영향을 측정하고자 한다.

2. 분석모형

가. Lilien의 부문 이동가설 모형

Lilien (1982)의 부문 이동가설은 다음 Barro (1977)의 모형에서 출발한다.

$$UR_t = f(UR_{t-1}, X_t) \quad (1)$$

여기서 UR_t 는 실업률, X_t 는 총수요 충격을 나타내는 변수이다. Barro (1977)는 예상하지 못한 통화량 증가를 총수요 충격의 대리변수로 사용하였다.

Lilien의 부문 이동가설은 다음 식 (2)와 같다.

$$UR_t = f(UR_{t-1}, X_t, \sigma_t) \quad (2)$$

여기서 σ_t 는 산업 부문별 수요충격의 변이를 의미한다.

산업 부문별로 수요충격의 변이가 커질수록 노동시장의 마찰적 실업이 증가하므로 실업률을 증가시킨다. Lilien (1982)은 실증분석에서 산업 부문별 고용 증가율을 이용한 변이 지수를 부문별 수요충격의 변이 σ_t 에 상응하는 변수로 사용하였다. 그리고 X_t 는 임금 또는 물가에 대한 기대 오차로서 총수요 충격을 반영한다. Barro (1977)의 연구에서는 기대 오차에 대하여 예상되지 않은 통화량 증가를 분석에 적용하였다. Lilien의 부문 이동가설에 대한 실증분석 모형은 다음 식 (3)과 같다.

$$UR_t = \mu + \sum_{i=1}^k \phi_i UR_{t-i} + \sum_{i=0}^k \psi_i X_{t-i} + \sum_{i=0}^k \lambda_i LI_{t-i} + u_t \quad (3)$$

여기서 LI_t 는 Lilien 지수⁴⁾이며 산업구조조정에 의한 산업 부문별로 나타나는 수요충격의 변이를 측정한다.

나. 베버리지 매칭함수 모형

빈 일자리와 실업의 관계를 나타내는 베버리지 곡선은 노동시장의 주요한 특성을 반영하고 있다. Davis and Haltiwanger (1992)에 의하면 노동시장에서 끊임 없이 이루어지는 취업 또는 실업 상태로의 유입과 유출은 일자리의 생성 또는 파괴와 연관되어 있다. Blanchard and Diamond (1989)의 베버리지 매칭 함수는

4) 구체적 시산 방법은 후술하는 Ⅲ.3절을 참고하기 바란다.

다음과 같다.

$$H_t = \alpha m(U_t, V_t) \quad (4)$$

여기서 U_t 는 구직(또는 실업), V_t 는 구인(또는 빈 일자리), 그리고 H_t 는 신규 채용(또는 입직)을 뜻한다. 매칭 함수에 대하여 Blanchard and Diamond (1989)는 통상의 Cobb-Douglass 생산함수와 같은 특성을 갖는다고 가정하였는데, 본 연구에서도 이를 따랐다. 경제활동인구 L_t 는 취업 E_t 와 실업 U_t 의 합으로 나타낼 수 있으며 다음 식 (5)와 같다.

$$L_t = E_t + U_t \quad (5)$$

전체 일자리 K_t 는 채워진 일자리 F_t 와 빈 일자리 V_t 그리고 대기 일자리 I_t 의 합으로 나타낼 수 있으며 다음 식 (6)과 같고, 취업은 그 개념상 채워진 일자리와 같으므로 다음 식 (7)이 성립한다.

$$K_t = F_t + V_t + I_t \quad (6)$$

$$F_t = E_t \quad (7)$$

취업 E_t 에 대한 동학은 다음 식 (8)과 같다.

$$dE_t = \alpha m(U_t, V_t) - \pi_0 E_t - qE_t \quad (8)$$

여기서 q 는 이직률, π_0 는 생산적인 직장이 비생산적인 직장이 될 확률이다. 신규 채용은 취업을 증가시키고 이직과 비생산적 일자리의 증가는 취업에서 이탈을 발생시킨다. 빈 일자리 V_t 에 대한 동학은 다음 식 (9)와 같다.

$$dV_t = -\alpha m(U_t, V_t) - \pi_0 V_t + \pi_1 I_t + qE_t \quad (9)$$

여기서 π_1 은 비생산적인 직장이 생산적인 직장이 될 확률이다. 신규 채용은 빈 일자리를 줄이고 이직과 생산적으로 바뀐 대기 일자리는 빈 일자리를 증가시킨다. 식 (5)-(7)을 이용하여 식 (8)-(9)를 정리하면 실업과 빈 일자리는 다음 식 (10) 및 (11)과 같이 나타낼 수 있다.

$$dU_t = -\alpha m(U_t, V_t) + (\pi_0 + q)(L_t - U_t) \quad (10)$$

$$dV_t = -\alpha m(U_t, V_t) - (\pi_0 + \pi_1)V_t + (q - \pi_1)(L_t - U_t) + \pi_1 K_t \quad (11)$$

산업구조조정에 따른 산업구조 변화가 노동시장에 미치는 영향을 베버리지 매칭함수의 측면에서 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 산업구조 변화로 생산적인 직장⁵⁾이 비생산적인 직장으로 바뀌면서 취업에서 실업으로의 유입이 늘어나면서 실업이 증가한다. 그리고 산업구조조정으로 이직의 증가가 나타나기 때문에 이직률 q 역시 커지면서 실업이 증가한다. 둘째, 이직의 증가는 빈 일자리의 증가로 나타나지만, 취업에서 실업으로의 유입률이 증가하면 빈 일자리의 감소가 나타나므로 산업구조조정이 빈 일자리에 미치는 효과는 불분명하다. 만일 실업 유입 효과가 이직 효과를 압도한다면 빈 일자리는 감소할 것이다.

산업구조조정은 주어진 빈 일자리 수준에서 실업을 증가시키므로 베버리지 곡선을 우측으로 이동시킨다. 산업구조조정에 의하여 베버리지 곡선이 이동하면 일자리 매칭의 효율성이 낮아지므로 신규 채용을 감소시키는 효과를 나타낸다. 실증분석에서 사용하는 베버리지 매칭 함수는 다음 식 (12)와 같다.

$$\log H_t = \mu + \beta_1 \log U_t + \beta_2 \log V_t + \lambda LL_t + u_t \quad (12)$$

다. Kuznets 가설 및 Baumol 효과 모형

먼저 산업구조 변화가 성장에 미치는 효과를 개략적으로 살펴보기 위하여 다음 식 (13)과 같은 3변수 축약형 VAR 모형을 구성하였다.

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + \dots + B_k Y_{t-k} + u_t \quad (13)$$

여기서 $Y_t = [GR_t, \Delta UR_t, LL_t]'$ (GR_t : 경제성장률, UR_t : 실업률, LL_t : Lilien 지수)이고, $u_t = (u_{1t}, u_{2t}, u_{3t})'$ 는 innovation 벡터를 나타낸다.

한편, Kuznets 가설과 Baumol 효과를 살펴보기 위하여 일반적인 실업률과 성장률의 경험적 관계를 나타내는 Okun의 법칙을 기반으로 하는 다음 식 (14)와 같은 모형을 설정하였다.

$$GR_t = \nu + \rho \Delta UR_t + \sum_{i=0}^k \zeta_i LL_{t-i} + \kappa KBI_t + \epsilon_t \quad (14)$$

5) 통상 일자리 매칭으로부터 얻을 수 있는 잉여(surplus)가 양(+)의 값을 갖는 경우 해당 일자리는 생산적인 일자리로 간주된다. 그렇지 않은 경우에는 Job destruction 또는 Job separation 과정을 통해 해당 일자리는 소멸되는 것으로 간주한다.

여기서 GR_t 는 경제성장률, UR_t 는 실업률을 각각 나타낸다. 특히 KBI_t 는 다음 식 (15)와 같이 정의되는 Kuznets-Baumol 지수(KBI_t)를 의미한다.

$$KBI_t = \sum_{j=1}^m w_{jt} (\Delta \log w_{jt})^3 \quad (15)$$

여기서 w_{jt} 는 j 산업 부문의 고용비율(또는 경제활동 비율), Δ 는 차분 연산을 각각 나타낸다. Kuznets 가설이 성립한다면 산업구조조정으로 생산성이 높은 부문으로 자원의 재배치가 이루어지면서 Kuznets-Baumol 지수(KBI_t)의 계수는 정(+)의 값을 갖고 이는 GDP 성장을 높이는 결과가 될 것이다. 반대로 Baumol 효과에 의하면 산업구조조정으로 생산성이 낮은 부문으로 자원의 재배치가 이루어지면서 Kuznets-Baumol 지수(KBI_t)의 계수는 부(-)의 값을 갖고 이는 GDP 성장을 구축하는 효과를 나타낼 것이다.

3. 분석 방법

노동에 대한 효과와 관련된 분석을 위하여 앞서 살펴본 Lilien의 부문 이동가설 모형과 Beveridge 매칭 함수를 분석 모형으로 사용하여 이에 대한 회귀분석을 실시하였다. 다만, 앞서 서론에서 언급한 바와 같이 Abraham and Katz (1986), Davis (1987) 등이 지적한 바와 같이 산업구조의 변화가 경기변동에 의존성을 가질 수 있는 점을 감안하여, 설명변수의 상태를 반영할 수 있는 Threshold Regression(TR) 모형을 적용하였다.

분석에 사용되는 Threshold Regression(TR) 모형은 다음 식 (16)과 같다.

$$y_t = \theta_1' x_t I(q_t \leq \gamma) + \theta_2' x_t I(q_t > \gamma) + u_t \quad (16)$$

여기서 $I(\cdot)$ 는 지시함수이며 q_t 는 경기변동을 반영하는 상태변수이다.

Hansen (2000)에서와 같이 상태변경 모수 γ 는 그리드 탐색 방식으로 추정 이루어진다. 상태변경 모수가 추정된 이후 선형모형이 되므로 모형의 추정은 최소제곱법을 적용하여 추정한다.

경기 의존성의 검정에는 다음 귀무가설과 대립가설을 사용한다.

$$H_0 : \theta_1 = \theta_2 \quad \text{against} \quad H_1 : \theta_1 \neq \theta_2 \quad (17)$$

경기 의존성에 대한 검정에서 상태변경 모수 γ 가 귀무 가설하에서는 식별되지 않는 문제를 발생시킨다. 이는 식별되지 않는 모수를 포함하여 표준적인 검정을 적용할 수 없게 된다. 이에 대하여 최적 통계량으로 Sup-F와 Ave-F를 사용하고 이에 대한 부트스트래핑 임계값과 p-값을 구함으로써 경기 의존성에 대한 검정이 이루어진다.

Ⅲ. 자료와 기술적 분석

1. 분석자료

경제내 산업구조변화 지수를 얻기 위하여 산업 부문별 산출 자료와 취업 자료를 사용하였다. 산업 부문별 산출 자료는 한국은행 경제통계시스템에서 구하였다. 이들 자료는 계절 조정된 분기 자료이며 표본 기간은 1960년 1분기~2018년 4분기이다. 산업 부문별 취업 자료는 경제활동인구조사 자료와 사업체노동력조사 자료를 사용하였다. 이들은 월간 자료이며 통계청에서 구하였다. 경제활동인구조사의 표본 기간은 1982년 7월~2019년 8월이며 사업체노동력조사는 2009년 6월~2019년 7월이다. 사업체노동력조사 자료는 산업 부문별로 분류가 세밀하여 구조조정의 효과를 측정함에 장점을 보이지만 제공 기간이 짧아서 사업체노동력조사 자료를 사용하는 베버리지 매칭 함수 분석에만 적용하였다.

Lilien의 부문 이동가설에서는 실업률과 통화량 변수를 사용한다. 실증분석에서 사용되는 자료는 2000년 1분기~2018년 4분기 분기별 자료이며 한국은행 경제통계시스템과 통계청 자료를 사용하였다. 그리고 산업구조변화 지수를 얻기 위하여 산업 부문별 산출 자료를 사용하였다.

베버리지 매칭 함수를 추정하기 위하여 사용된 자료는 고용노동부 고용센터에서 제공하는 구인, 구직, 채용 자료이다. 이들 자료의 기간은 2002년 2월~2019년 8월이며 월간 자료를 사용하였다. 이와 함께 사업체노동력조사 자료에서 빈 일 자리, 채용, 종사자수 등 고용 관련 자료를 이용하여 매칭 함수를 재추정하여 얻은 결과를 보였다. 사업체노동력조사의 제공 기간은 2009년 6월~2019년 7월이다. 사업체 종사자를 대상으로 하므로 경제활동인구조사와는 대상이 다른 점에서 이들 자료의 한계를 갖는다.

Kuznets 가설과 Baumol 효과를 검증하기 위하여 GDP 성장률과 실업률을 사

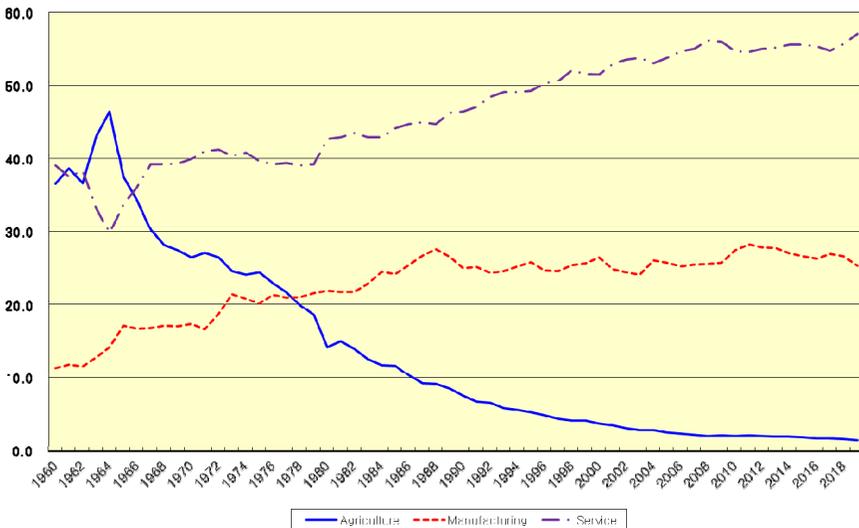
용하며 이들은 2000년 1분기~2018년 4분기 분기별 자료로서 한국은행 경제통계 시스템에서 구하였다. 그리고 산업 부문별 산출 자료를 사용하여 산업구조변화 지수를 얻고 산업구조조정과 GDP 성장의 관계를 측정하였다.

2. 기술적 분석

<Figure 1>은 각 산업 부문이 생산과 고용에서 차지하는 비중의 변화를 나타낸다. 우선, (Figure 1-a)에는 GDP대비 경제활동별 산출 비중의 추이가 제시되어 있다. 이를 살펴보면 1960년대 40%에 달하는 산출 비중을 나타낸 농업 부문은 지속적 감소 추이를 나타내고, 서비스 부문의 비중은 1970년대 이후 꾸준히 증가하는 추이를 보였다. 제조업 부문의 비중은 1960년~1990년 급속한 증가와 함께 1970년대 중반에는 제조업 산출의 비중이 농업 산출의 비중을 초과하여 빠르게 커지는 산업구조 변화가 나타났다. 제조업 부문의 산출 비중은 글로벌 금융위기 이후 정체되는 모습을 보인다.

<Figure 1> Changes in Industrial Composition of Output and Employment

(Figure 1-a)



(Figure 1-b)



(Figure 1-b)는 각 산업 부문의 종사자수가 전체 취업자에서 차지하는 비중의 추이를 보여주고 있다. 이를 살펴보면, 농업 부문의 고용 비중은 (Figure 1-a)의 GDP 대비 경제 활동별 산출과 대체로 비슷한 흐름을 나타내어 지속적 감소 추이를 나타낸다. 반면 서비스 부문의 고용 비중은 1970년대 30% 수준에서 2017년 70% 수준까지 꾸준히 증가하였다. 제조업의 경우에는 1970~80년대 증가세를 유지하여 1989년 정점(약 28%)을 기록한 후 완만한 감소세를 유지하는 모습을 보이고 있다.

3. 산업구조 변화 측정 지수

본 연구의 목적인 산업구조조정에 따른 산업구조 변화의 효과를 실증적으로 분석하기 위해서는 산업구조 변화를 계량화하여 측정할 수 있는 대리변수의 도입이 필요하다. 이를 위하여 선행연구에서 제시된 Lilien 지수와 Michaely-Stoikov 지수를 시산하여 산업구조 변화를 설명변수로 포착하였다.

우선, Lilien (1982) 지수는 총부가가치(또는 총고용, 총산출)의 변동에 비해 해당 산업부문의 부가가치(또는 고용, 산출) 변동이 어느 정도인지를 편차의 형태로 파악하여 이를 산업구조 변화로 측정하고자 하는 방식으로 다음 식 (18)과 같이 계산된다.

$$LI_t = \left[\sum_{j=1}^m \frac{x_{jt}}{X_t} (\Delta \log x_{jt} - \Delta \log X_t)^2 \right]^{1/2} \quad (18)$$

여기서 x_{jt} 는 산업 j 의 부가가치(또는 취업자 수, 산출액), X_t 는 총부가가치

(또는 전체 취업자 수, 총산출액)를 나타낸다. 모든 산업부문별 부가가치 변화분(또는 취업자 수 변화분, 산출 변화분)이 총부가가치 변화분(또는 총고용 변화분, 총산출 변화분)과 같다면 Lilien 지수는 0과 같다. 만일 산업부문별 부가가치 변화분(또는 고용 변화분, 산출 변화분)이 총변화분과 다르고 그 차이가 크다면 부문별 편차를 뜻하는 Lilien 지수는 증가하게 된다.

한편, Dietrich (2012)는 Michaely-Stoikov 지수(MSI)를 사용하여 산업구조변화의 효과를 측정하고자 하였는데, Michaely-Stoikov 지수(MSI)는 다음 식 (19) 및 (20)의 두 가지 방식으로 측정된다.

$$MSI_{1t} = \sum_{j=1}^m |w_{jt} - w_{jt-1}| \quad (19)$$

$$MSI_{2t} = \left[\sum_{j=1}^m (w_{jt} - w_{jt-1})^2 \right]^{1/2} \quad (20)$$

여기서 w_{jt} 는 j 산업의 부가가치 비중(또는 고용비중, 산출비중)을 의미한다.

Michaely-Stoikov 지수는 0과 1 사이의 값을 갖게 되는데, 모든 산업의 부가가치 비중(또는 고용비중, 산출비중)이 일정한 경우 0을 나타낸다.

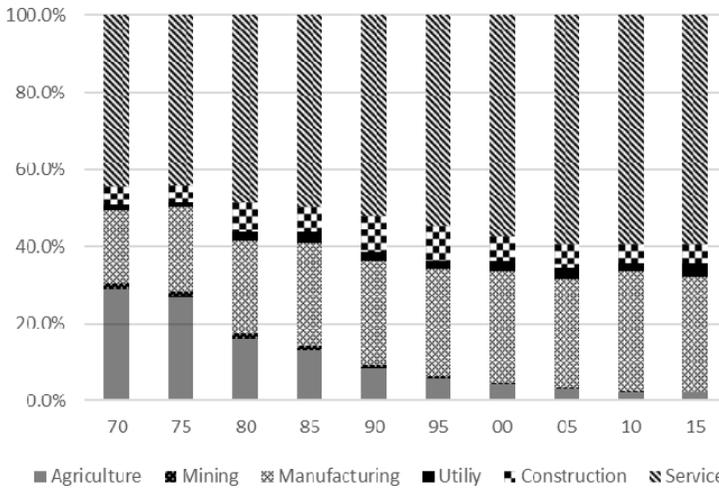
본 연구에서는 부가가치, 고용 및 산출 측면의 자료를 이용하여 산업구조 변화를 측정하였다. 구체적으로 Lilien 지수와 Michaely-Stoikov 지수를 구하는 데에는 6개 산업 대분류와 27개 산업 중분류 자료를 사용하였다. 산업 대분류의 경우에는 농림어업, 광업, 제조업, 전기·가스·수도업, 건설업, 서비스업 6개 산업으로 구성된다. 그리고 산업 업종별 중분류의 경우에는 농림어업, 광업, 제조업 13개 업종, 전기·가스·수도업, 건설업, 서비스업 10개 업종으로 구성된 27개 산업 부문으로 구성된다.

다음의 <Figure 2>는 부가가치 기준으로 얻은 산업구조의 변화를 보여준다. 농업 부문의 부가가치 비중은 1970년대 초에는 거의 30%에 달하였으나 이후 지속적으로 감소하였다. 제조업 부가가치 비중이 농업의 비중을 초과하게 되는 산업 구조적 변화를 보여준다. 제조업 부문의 부가가치 비중은 1970년대 20% 수준에서 계속 증가하고 1990년대 이후 거의 30% 수준으로 안정적으로 유지되고 있다. 서비스업 부문의 부가가치 비중은 1970년대 40% 중반 수준에서 출발하여 이후 거의 60% 수준에서 비교적 안정적으로 유지되고 있음을 알 수 있다.

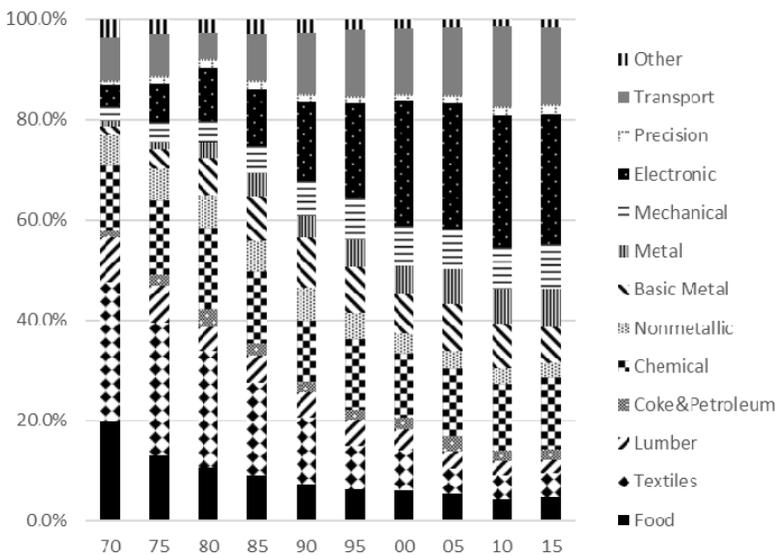
<Figure 3>는 부가가치 기준 제조업 부문의 구조적 변화를 보여준다. 음식료, 섬유, 목재 제조업의 부가가치 비중은 감소하고 전기·전자, 금속제품, 운송장비 제조업의 비중은 증가하였다.

다음 <Figure 4>는 서비스업 부문의 구조적 변화를 보여주는데 도소매·음식·숙박업, 운수보관업의 부가가치 비중은 감소하고 부동산임대업, 사업서비스업, 보건사회복지 서비스업의 비중은 증가하였다.

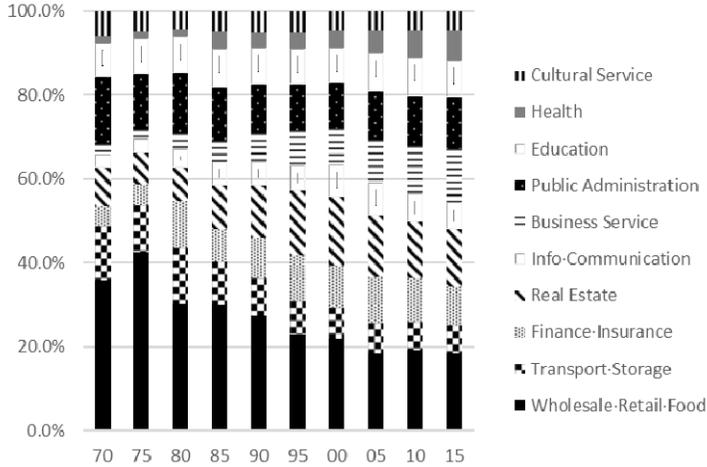
<Figure 2> Change in Industrial Structure (Value Added)



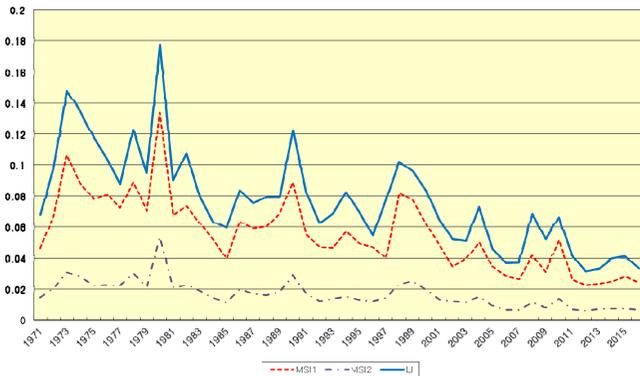
<Figure 3> Structural Change in Manufacturing Industry (Value Added)



<Figure 4> Structural Change in Service Industry (Value Added)



<Figure 5> Measurement of Industrial Restructuring



<Figure 5>는 27개 산업 중분류에 따른 부문별 부가가치를 사용하여 얻은 Lilien 지수(LI)와 Michaely-Stoikov 지수(MSI)의 추이를 보여준다. 두 지수의 움직임 살펴보면, 대체로 우리 경제의 산업구조에 큰 변화가 발생한 시점에서 그 값이 크게 증가하는 모습을 보인다. 예컨대, 1973년 및 1981년의 두 차례 오일 쇼크, 1997년 외환위기, 2008년 글로벌 금융위기와 같이 위기 국면에서 정점을 나타내는 모습을 보였다.

보다 구체적으로 살펴보면,⁶⁾ 우리 경제는 1980년대 해운업 합리화 조치와 해외건설업 합리화 조치, 1990년대 노동집약적 산업의 구조조정, 그리고 2010년대 조선업 구조조정 등 수차례 산업구조조정을 경험하였다. 1983년 ‘제1차 해운산

6) 김도훈(2017)은 한국 산업구조조정의 연원, 진행과정, 정책과제 등에 대한 체계적인 분석을 진행한 바 있다. 본 연구에서는 이를 참고하여 우리나라 산업구조조정의 사례를 본문에 제시하였다. 보다 자세한 내용은 김도훈(2017)을 참고하기 바란다.

업 합리화 계획'에 따라 해운산업을 합리화 대상 사업으로 지정하고 업체 간 합병을 유도하고 1983년 12월부터 수차례에 걸쳐 해운산업을 합리화 조치가 시행되었다. 그리고 1984년 7월 '해외건설 진흥 종합대책'이 발표되고 1986년 해외건설 부실기업 정리가 이루어졌다. 1990년대 초반에는 1986~1991년간의 경기 과열로 지연되었던 노동집약적 업종의 한계기업 정리가 급속히 진행되었다. 2010년대 중반에는 조선업의 구조조정이 발생하였다. 해외 수주의 감소로 조선업 빅3 대형 조선소는 2013~2015년 중 10조 원 이상의 손실을 기록하였다. 조선업 근로자는 2015년 말 21만 명에서 2016년 말에는 18만 명으로 3만 명이 감소하였으며 2017년 10월 말에는 14만 명으로 7만 명 감소하였다. 대우조선해양은 채권단 주도로 구조조정이 진행되고 수조 원의 공적자금이 지원되었다. 그리고 2016년 하반기부터 「기업활력 제고에 관한 특별조치법」을 제정하여 이른바 '선제적 구조조정' 조치를 취하였다. 이러한 산업구조조정에 따른 산업구조 변화가 나타나는 시기를 전후하여 <Figure 5>에 나타난 Lilien 지수와 Michaely-Stoikov 지수가 등락하고 있음을 확인할 수 있다.

산출과 고용 자료를 사용하여 Lilien 지수와 Michaely-Stoikov 지수를 계산한 결과에서도 산업구조조정과 경제위기 국면에서 변동성이 커지고 상당 기간 지속성을 확인하였다. 2000년 이후 Lilien 지수는 2008년 글로벌 금융위기 기간에서 변동성이 커지고 상당 기간 지속성을 보인다. 그리고 2017년 조선업 등 기간 산업의 구조조정에 의하여 Lilien 지수는 변동성이 커지고 보다 확대되는 양상을 보인다. 이러한 점을 고려할 때 두 지수 모두 산업구조조정의 시기에 변동성이 커지고 지속성을 나타내는 점에서 산업구조 변화를 포착하는 대리변수로 사용할 수 있을 것으로 판단되었다.

IV. 주요 분석 결과

1. 부문 이동가설의 검증

Lilien (1982)의 부문 이동가설에 따르면 산업구조조정에는 노동 재배치 과정에 시간이 소요되므로 전체 고용과 실업에 영향을 미친다. 이 과정에서 노동시장에는 해고, 이직이 발생하는데, 기술 수준의 불일치 등으로 구조적 실업이 발생할 수 있으며 이는 실업을 증가시키는 부정적인 영향을 미친다. 또한, 산업구조 조정에 따른 산업구조 변화로 인하여 발생하는 마찰적 실업과 구조적 실업은 자

연실업률의 상승으로 이어질 수도 있다.

Lilien (1982)은 미국 경제에서 보여준 실업률의 변동과 전반적 증가는 산업구조의 변화에서 비롯함을 보였다. 이에 대하여 Abraham and Katz (1984, 1986)는 Lilien 지수가 총수요 충격과 상관관계를 갖고 실업률의 변동은 총수요 변화에 기인함으로 Lilien 지수가 설명하는 부분은 크지 않다는 주장을 하였다. 그리고 Davis (1987)는 Lilien 가설이 경기변동의 상태에 의존함을 지적하였다. Lilien 가설에 의하면 산업구조조정과 실업의 관계는 경기변동과 독립적이지만 실업 기간이 경기 확장기에는 짧아지고 경기 불황국면에서는 길어지므로 경기변동의 상태에 따라 산업구조조정과 실업의 관계는 다르게 나타날 수 있다.

최근 국내 경제는 조선업과 자동차 산업을 비롯한 산업구조조정과 함께 실업률이 증가하는 추이를 나타내고 있다. 1997년 외환위기와 2008년 글로벌 금융위기를 겪으면서 산업구조와 함께 고용과 관련한 제도적 변화를 통하여 노동시장 역시 구조적 변화를 뚜렷하게 보였다.

Lilien (1982)의 가설에 대하여 거시시계열 자료를 사용하여 분석하고자 하였다. 자료의 기간은 실업률 자료가 확보 가능한 1990년 1분기~2018년 4분기이며 분기 자료를 사용한다. 실증분석에는 1997년 외환위기에 의한 영향을 반영하여 2000년 1분기~2018년 4분기에 대한 추정과 분석을 하였다. 산업구조변화 지수를 산출하는데 이 기간 산업별 고용 자료가 충분하지 않으므로 GDP 계정의 산업 부문별 산출 자료를 기초로 Lilien 지수를 구하였다. 그리고, Barro (1977)를 따라 총수요 충격은 통화충격(기대되지 않은 통화량의 변화)을 이용하여 식별하였는데, 이를 위하여 M2 통화수요함수를 추정하였다. 분석에서 사용되는 주요 변수는 실업률, Lilien 지수, 통화충격(기대되지 않은 통화량의 변화) 3개의 변수이고 이들 자료는 한국은행 경제통계시스템에서 구하였다.

이제, 주어진 자료를 이용하여 앞서 II.2절에서 제시한 Lilien 모형인 식 (3)을 추정하였는데, 그 결과는 다음 <Table 1>과 같다.

7) 통화 방정식을 추정하여 통화량 증가를 예상된 부분과 예상되지 않은 부분으로 분해하는 Barro (1977)의 방식은 단일 시계열인 AR 모형을 가정하였다. 본 연구에서는 이와는 달리 M2 실질 통화량, 실질 GDP, 이자율로 구성되는 장기균형관계를 반영하는 다변량 시계열 모형인 VECM을 이용하여 통화수요 함수를 구하였다. 이를 위해 우선, 실질 M2 통화량, 실질 소득, 통화안정증권 금리로서 구성되는 장기균형관계를 검정하기 위하여 Johansen (1988)의 장기균형 검정을 실시하였는데, 세 변수 간에는 장기균형관계가 존재하는 것으로 판단되었다. 추정된 통화수요 함수는 다음과 같다.

$$M_t = 1.427085 Y_t - 0.120027 r_t - 3.540892 + w_t$$

$$(0.15527) \quad (0.06284)$$

단, M_t : 통화수요, Y_t : 실질소득, r_t : 금리를 나타낸다.

<Table 1> Estimation of Lilien Equation (Linear Model)

	coefficient	S.E.	t-stat	p-value
constant	1.0022	0.2053	4.8806	0.0000
LI_t	3.9715	2.7802	1.4285	0.1578
LI_{t-1}	-3.0176	2.8730	-1.0503	0.2973
LI_{t-2}	3.4542	2.7484	1.2568	0.2132
DMR_t	-8.0584	2.8408	-2.8367	0.0060
DMR_{t-1}	1.3863	2.9790	0.4654	0.6432
DMR_{t-2}	-0.9886	2.8884	-0.3423	0.7332
U_{t-1}	0.6113	0.1217	5.0223	0.0000
U_{t-2}	0.0742	0.0945	0.7850	0.4352
R^2	0.7573		<i>AIC</i>	-0.4572
Log Lik	26.3739		<i>BIC</i>	-0.1812
D.W.	1.8747		LM	2.8955[0.0624]

Note: LI_t stands for Lilien index, DMR_t monetary shock, and U_t unemployment rate, respectively.

이를 살펴보면, 실업률에 대하여 금기 Lilien 지수의 계수는 정(+)의 부호를 나타내고 있는 반면에 전기 Lilien 지수의 계수는 부(-)의 부호를 나타내고 있어 그 관계가 다소 모호한 것으로 나타났으며 계수의 유의성도 높지 않은 것으로 보인다. 또한, 산업구조조정에 따른 산업구조 변화가 실업률에 미치는 장기 효과에 대하여 Wald 검정을 하였을 때 유의한 값을 갖지도 않았다. 따라서 동 모형의 추정 결과를 바탕으로 산업구조조정에 따른 산업구조 변화가 실업률에 유의한 영향을 미치고 있다고 판단하는 것은 어려워 보인다. 다만, 통화충격의 계수는 부(-)의 부호를 나타내고 있으며 유의함으로 나타났는데, 이는 예상되지 않은 통화충격이 실업률에 부(-)의 방향으로 영향을 미치는 것으로서 Barro (1977)의 결과와 동일하다. 전기 실업률의 계수는 유의함을 보이는데 이는 실업률이 지속성을 갖기 때문으로 보인다.

그런데, Davis (1987) 등이 지적한 바와 같이 산업구조조정은 경기순환 국면에 의존적인 속성을 나타낼 가능성이 있다. 예컨대, 실업 지속기간이 경기 확장기에는 짧아지고 경기 불황국면에는 길어지는 특성을 나타내는 것은 산업구조조정과 실업의 관계가 경기순환 국면에 따라 다르게 나타날 수 있음을 시사하는 것으로

볼 수 있다. 이러한 점을 모형에 반영하기 위하여 우선 산업구조조정과 실업의 관계가 경기변동에 대한 상태 의존성을 갖는지를 파악하기 위한 Threshold 검정을 실시하였다.⁸⁾ 그 결과는 다음 <Table 2>와 같다. 적정 차수로 선택된 차수 2에서 Sup-F 통계량은 4.57(p-값 0.0059)로 Threshold 효과가 유의함을 나타낸다. Ave-F 통계량을 적용하여도 Lilien 관계식에는 비선형성이 유의하게 나타난다. 상태변수로 GDP 산출 갭을 적용하였으며 임계값과 p-값은 10,000번 부트스트래핑 반복 시행을 통하여 구하였다. 따라서, Davis (1987)가 분석한 바와 같이 우리 경제에서도 산업구조조정과 실업의 관계가 경기변동에 대한 상태 의존성을 갖는 것으로 판단된다.

이러한 결과를 바탕으로 Lilien 모형에 대해 식 (16)에서 제시된 Threshold 회귀모형 추정⁹⁾을 실시하였으며 그 결과는 <Table 3>과 같다. GDP 산출 갭을 상

<Table 2> Testing for Threshold Effect

		Statistics	p-value	5% c.v.
lag = 0	Sup-F	4.1877	0.1009	4.9642
	Ave-F	2.3345	0.0340	2.1433
lag = 1	Sup-F	3.6238	0.0909	4.1175
	Ave-F	1.8748	0.0540	1.8944
lag = 2	Sup-F	4.5678	0.0059	3.3294
	Ave-F	1.5930	0.0172	1.3020
lag = 3	Sup-F	2.8546	0.0667	2.9737
	Ave-F	0.6425	0.0827	0.7483
lag = 4	Sup-F	2.0677	0.2506	2.7999
	Ave-F	0.1877	0.2487	0.4774
lag = 5	Sup-F	2.4146	0.1145	2.8018
	Ave-F	0.2791	0.0617	0.3095
lag = 6	Sup-F	2.9545	0.0356	2.7867
	Ave-F	0.3447	0.0153	0.2063

8) 본 문의 식 (3)에 적시한 Lilien의 부문 이동가설 실증분석 모형에 대해 Hansen (2000)의 Threshold 모형의 추정과 검정을 하였다.

$$UR_t = \mu + \sum_{i=1}^k \phi_i UR_{t-i} + \sum_{i=0}^k \psi_i X_{t-i} + \sum_{i=0}^k \lambda_i LI_{t-i} + u_t \quad (3)$$

이에 따라 식 (3)의 시차 $k(=0, 1, \dots, 6)$ 에 대해 Sup-F 통계량, Ave-F 통계량과 p-값을 구하였다.

9) 모형 추정시 차수의 선택은 AIC 기준에 따라 2로 설정하였다. 다만, 구조조정 과정이 지연되며 그 영향이 장기에 걸쳐 나타날 소지가 있어 장기 시차를 포함할 필요성을 고려해 볼 수도 있다. 이에 차수를 늘려 추정해 본 결과 차수의 과다추정으로 인해 회귀계수에 대한 검정력이 저하되는 문제가 발생하여 본 연구의 분석결과에서 배제하였다.

태변수로 하였으며 그리드 탐색 방법으로 Threshold 모수를 추정하였다. 모수 γ 는 0.0001171로 추정되었으며 상태 1의 확률은 0.4324이며 상태 2의 확률은 0.5676이다. 상태 1에서 Lilien 지수의 계수는 9.89로 추정되었으며 유의하다. 전 기 Lilien 지수의 계수는 시차 1에서 -8.24, 시차 2에서 9.06이며 모두 유의하다. 그러나 상태 2에서 Lilien 지수의 계수는 유의한 값을 보이지 않는다. 이는 산업 구조조정이 경기순환 국면에 따라 실업률에 미치는 영향이 상이함을 나타낸다. 즉, 경기수축 국면에서는 Lilien 지수가 실업률과 유의한 정(+)의 관계를 나타내 어 산업구조조정이 실업률에 부정적인 영향을 미치는 반면 경기확장 국면에서는 산업구조조정이 실업률에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 보인다. 한편, 통화 충격의 계수는 상태 1에서는 유의하지 않으며 상태 2에서 부(-)의 부호를 갖고 유의함을 나타냈는데, 이는 Lilien 지수와는 반대로 경기확장 국면에서 통화충격 이 실업에 유의한 영향을 미칠 수 있음을 의미한다. 이러한 결과를 종합하면 경 기하강기에 진행되는 산업구조조정에 따른 산업구조 변화는 실업을 늘리는 부정 적 영향을 유발할 수 있는 것으로 판단된다.

〈Table 3〉 Threshold Regression of Lilien Equation

	State 1: $q_t \leq \gamma$			State 2: $q_t > \gamma$		
	coefficient	S.E.	p-value	coefficient	S.E.	p-value
constant	0.3344	0.3121	0.2884	1.1088	0.2228	0.0000
LL_t	9.8941	3.6786	0.0093	0.3368	3.1337	0.9148
LL_{t-1}	-8.2407	3.9072	0.0393	1.2414	2.9819	0.6787
LL_{t-2}	9.0619	3.3092	0.0082	-2.3889	3.3674	0.4809
DMR_t	-1.9700	4.5993	0.6700	-10.7845	3.0154	0.0007
DMR_{t-1}	1.2138	4.9965	0.8089	1.1771	2.9766	0.6940
DMR_{t-2}	7.5170	4.5502	0.1039	-2.7508	2.8015	0.3302
U_{t-1}	0.0873	0.1979	0.6607	0.6031	0.1327	0.0000
U_{t-2}	0.7762	0.2073	0.0004	0.0728	0.0972	0.4568
γ	0.00012	-	-	0.00012	-	-
	$P(q_t \leq \gamma)$		0.4324	$P(q_t > \gamma)$		0.5676
R^2	0.8661		AIC	-0.8154		
Log Lik	48.9889		BIC	-0.2634		
D.W.	1.7155		LM	1.3418 [0.2696]		

2. 산업구조조정과 매칭 효율성

국제금융위기 이후 노동시장에 나타나는 주요 현상으로 안정적 유지를 해오던 실업률이 점차 증가하는 추이를 나타내고 있다. 고용 자료에 의하면 구직/구인 비율이 점차 높아지고 있으며 빈 일자리에 비하여 실업의 증가가 뚜렷하게 보인다. 이는 베버리지 곡선이 우측으로 이동하는 경향을 나타내는데 노동시장에서 빈 일자리와 실업자의 관계인 일자리 매칭 함수의 효율성이 하락하였음을 뜻한다. 실증분석에서는 고용노동부 고용센터의 구인, 구직, 채용 자료와 사업체노동력조사 자료에서 얻은 빈 일자리, 채용 등 노동시장 유출입과 관련한 자료들을 사용한다. 빈 일자리에 대한 정의는 현재 비어 있으며 즉각 가능하며 지난 4주 동안 기업이 특정의 채용을 위한 활동을 취한 일자리를 뜻한다. 사업체노동력조사 자료의 경우 사업체를 대상으로 하므로 전체 종사자수는 경제활동인구조사의 경제활동인구와 다르다. 따라서 사업체노동력조사 자료를 사용한 매칭 함수의 추정에는 자료상 한계가 있음을 밝힌다.

본 절에서는 베버리지 곡선을 이용하여 산업구조조정이 노동 수요와 공급의 매칭 효율성에 미치는 효과에 대하여 분석하고자 한다. 베버리지 곡선은 빈 일자리(Vacancy)와 실업(Unemployment)의 관계로서 노동시장의 매칭 효율성을 측정하는 데 사용되었다. 특히, 산업구조조정으로 마찰적 실업과 구조적 실업이 증가할수록 노동시장의 매칭 효율성이 낮아지면서 베버리지 곡선은 우측으로 이동하는 경향을 보인다. 실증적 분석에 사용되는 베버리지 매칭 함수는 다음과 같다.

$$H_t = \mu + \beta_1 U_t + \beta_2 V_t + \lambda LI_t + u_t \quad (21)$$

여기서 H_t 는 채용, U_t 는 실업(또는 구직), V_t 는 빈 일자리(또는 구인)이며 모두 로그 변환을 적용하였다. 그리고 LI_t 는 산업구조조정을 뜻하는 Lilien 지수를 의미한다.

분석에 사용되는 자료는 채용, 빈 일자리, 산업별 종사자수의 경우 사업체노동력조사에서 구하였으며 실업의 경우 경제활동조사에서 얻었다. 사업체노동력조사의 자료가 제공되는 기간은 2009년 6월~2019년 7월이므로 이를 분석 기간으로 하였다. 산업구조조정을 뜻하는 Lilien 지수는 산업 부문별 종사자수를 기초로 산출되었다.

<Table 4>에는 베버리지 매칭 함수에 대하여 회귀분석을 통하여 추정된 결과를 나타내었다. Model 1의 경우에 실업(U)의 계수는 0.148, 빈 일자리(V)의 계

수는 0.128이며 유의함을 보이지 않는다. 이는 노동 공급과 수요를 매칭하여 채용이 이루어지는 베버리지 관계식이 원활히 작용하지 않음을 의미한다. 자료의 한계로 사업체를 대상으로 한 사업체 조사와 경제활동조사의 대상이 다르고 자료의 기간이 짧은 결과일 수 있다. 반면 Lilien 지수의 계수는 부(-)의 부호이며 유의하다. 따라서 산업구조조정에 의하여 노동시장의 효율성이 떨어지고 채용의 감소로 나타나고 있음을 의미한다.

Model 2의 추정에서는 지역변이수¹⁰⁾(*RDI*)를 베버리지 관계식에 포함하여 추정한 결과이다. Lilien 지수의 계수는 Model 1과 비슷하게 부(-)의 부호이며 유의하다. 지역변이수수는 부(-)의 부호이며 10% 유의수준에서 유의하다. 산업구조조정이 이루어지면서 지역 간 고용구조가 바뀌고 이는 노동 수요와 공급의 매칭 효율성을 떨어뜨림으로 채용이 감소하는 결과로 나타난다. 산업구조조정에 대한 변수로 Lilien 지수와 함께 Michaely-Stoikov 지수(MSI)를 적용하여 추정하였으며 그 결과는 Lilien 지수와 크게 다르지 않았다. 표준오차는 이분산성과 계열상관에 대하여 조정된 Newey-West 추정방식으로 구하였다. 선형모형에 대한 추정에서는 실업과 빈 일자리의 추정계수가 유의하지 않으며 Lilien 지수의 계수는 부(-)의 부호를 나타내며 유의하였다.

<Table 5>에서는 베버리지 매칭 함수에 대하여 Threshold 회귀분석을 통하여 추정한 결과를 보인다. 상태변수로 실업률을 사용하였으며 그리드 검색으로 추

<Table 4> Estimation of Beveridge Matching Equation

	Model 1			Model 2		
	coefficient	S.E.	p-value	coefficient	S.E.	p-value
constant	9.9760	2.1523	0.0000	10.7963	2.1659	0.0000
U_t	0.1480	0.1896	0.4365	0.1045	0.1833	0.5696
V_t	0.1283	0.1679	0.4463	0.1187	0.1610	0.4625
LI_t	-11.7856	5.0223	0.0206	-10.2610	4.4543	0.0230
RDI_t		-		-12.9245	7.0759	0.0703
R^2		0.2602			0.2842	
Log Lik		91.4119			93.4137	
<i>AIC</i>		-1.4448			-1.4613	
<i>BIC</i>		-1.3524			-1.3458	
D.W.		0.5153			0.5607	

10) 도와 광역시 단위의 고용을 기초로 시산하였는데, 산업구조조정에 의한 지역 간 고용 변화를 나타낸다.

정된 모수 γ 는 3.40%이다. 상태 1의 확률은 32.231%이며 상태 2의 확률은 67.769%이다. 상태 1에서 실업(U)의 계수는 0.737으로 유의하다. 그러나 빈 일자리(V)의 계수는 부(-)의 부호를 보인다. 실업률이 자연실업률에 근접한 상태 1에서의 노동 수요는 채용에 부(-)의 영향을 나타내고 있다고 해석된다. 상태 1에서 Lilien 지수의 계수는 부(-)의 부호이지만 채용에 유의한 영향을 미치지 않는다.

상태 2에서의 실업(U)의 계수는 0.780으로 유의하며 빈 일자리(V)의 계수는 0.215이다. 이는 Blanchard and Diamond (1989)와 같이 베버리지 관계식이 규모에 대한 수익불변(Constant Returns to Scale)을 나타내고 있음을 의미한다. 상태 2에서는 노동 공급과 함께 노동 수요가 모두 채용에 정(+)의 영향을 미친다. 상태 2에서 Lilien 지수의 계수는 -15.153으로 유의하다. 따라서 산업구조조정에 의하여 이직과 해고가 증가할수록 노동 공급과 수요의 매칭 효율성이 떨어짐을 의미한다. 베버리지 곡선은 산업구조조정에 따라 우측으로 이동하는 경향을 나타낸다.

<Table 5> Threshold Regression of Beveridge Matching

	State 1: $q_t \leq \gamma$			State 2: $q_t > \gamma$		
	coefficient	S.E.	p-value	coefficient	S.E.	p-value
constant	6.1989	1.9568	0.0020	0.2089	3.4102	0.9513
U_t	0.7364	0.1691	0.0000	0.7800	0.1935	0.0001
V_t	-0.2344	0.0963	0.0165	0.2147	0.1196	0.0754
LL_t	-0.4293	2.4537	0.8614	-15.1531	6.8448	0.0289
γ	3.40	-	-	3.40	-	-
	$P(q_t \leq \gamma)$		0.3223	$P(q_t > \gamma)$		0.6776
R^2	0.5315		AIC	-1.8356		
Log Lik	119.0539		BIC	-1.6507		
D.W.	1.0425					

<Table 6> Testing for Threshold Effect

		Statistics	p-value	5% c.v.
Unemployment Rate	Sup-F	16.3612	0.0000	3.9323
	Ave-F	6.4908	0.0000	1.9767
Output Gap	Sup-F	4.1761	0.0700	4.4595
	Ave-F	2.4052	0.0147	1.9204

<Table 6>은 베버리지 관계식에 대하여 상태변수에 따라 비선형성이 나타나는지 검정한 결과이다. 상태변수로는 실업률과 산출 갭을 사용하였다. 실업률을 상태변수로 하면 Sup-F 통계량은 16.361, Ave-F 통계량은 6.491로 비선형성이 유의함을 보인다. 산출 갭을 상태변수로 하면 Sup-F 통계량은 10% 유의수준에서, Ave-F 통계량은 5% 유의수준에서 비선형성이 유의하게 나타난다. 산출 갭은 산업생산 월간 자료에 HP 필터를 적용하여 구하였다. 산출 갭을 상태변수로 하여 베버리지 관계식을 추정한 결과 역시 상태에 따라 산업구조조정이 노동시장 매칭 효율성에 미치는 효과가 다르게 나타났다. 본고에서는 실업률을 상태변수로 하여 추정한 결과를 보였다.

고용노동부 고용센터의 구인, 구직, 채용 등 고용 관련 자료를 사용하여 베버리지 매칭 함수를 추정한 결과는 다음 <Table 7>과 같다. 구직(U)의 계수는 1.042, 구인(V)의 계수는 0.222이며 이들은 유의함을 나타낸다. 노동 공급을 뜻하는 구직과 수요를 뜻하는 구인이 매칭을 통하여 채용이 이루어진다. 매칭 함수에서 구직의 계수가 구인의 계수에 비하여 더욱 큰 것으로 추정되었다. 노동시장에서 구직이 증가할수록 노동 공급자의 협상력이 줄고 수요자 중심으로 채용이 이루어짐으로 해석된다. Lilien 지수의 계수는 부(-)의 부호이지만 유의한 값은 아니다. 모형 2의 추정에서는 지역변이지수(RDI)를 매칭 함수에 포함하여 추정한 결과이다. 모형 1과 같이 Lilien 지수의 계수는 유의하지 않다. 지역변이지수의 계수 역시 부(-)의 부호이지만 유의한 값은 아니다. 따라서 선형모형에 대한 추정에서는 구인과 구직의 추정계수가 유의하며 Lilien 지수의 계수는 유의한 값은 아니다.

<Table 7> Estimation of Beveridge Matching

	Model 1			Model 2		
	coefficient	S.E.	p-value	coefficient	S.E.	p-value
constant	-4.3533	0.3731	0.0000	-4.1697	0.4030	0.0000
U_t	1.0420	0.0829	0.0000	1.0189	0.0846	0.0000
V_t	0.2223	0.0755	0.0036	0.2350	0.0758	0.0022
LI_t	-3.0070	2.3090	0.1943	-1.1823	2.6425	0.6550
RDI_t	-	-	-	-9.7818	7.6957	0.2051
Phillips-Ouliaris test	-7.7134	-	0.0000	-7.7163	-	0.0000
Engle-Granger test	-4.2257	-	0.0413	-4.2157	-	0.0931
R^2	0.9610			0.9615		

베버리지 관계식에 대한 안정성을 측정하기 위하여 베버리지 매칭 함수를 추정하고 얻은 잔차에 대하여 단위근 검정을 하였다. 모형의 안정성을 측정하는 방법으로 Phillips-Ouliaris 검정과 Engle-Granger 검정을 적용하였으며 잔차에 대한 단위근 가설이 기각됨으로써 전반적으로 안정성을 충족하는 결과를 보였다.

<Table 8>에서는 매칭 함수에서 상태에 따라 계수의 값이 다르게 나타나는지 상태 의존성을 검정한 결과이다. 상태변수로는 실업률과 산출 갭을 사용하였다. 산출 갭은 산업생산지수에 대하여 HP 필터를 적용하여 구하였다. 실업률을 상태 변수로 하면 Sup-F 통계량은 8.743, Ave-F 통계량은 4.339로 상태 의존성이 유의함을 보인다. 산출 갭을 상태변수로 하면 Sup-F 통계량과 Ave-F 통계량은 5% 유의수준에서 상태 의존성이 유의하게 나타난다. 이들을 상태변수로 하여 추정 한 매칭 함수는 상태에 따라 산업구조조정이 노동시장 매칭 효율성에 미치는 효과가 다르게 나타났음을 보였다.

<Table 8> Testing for Threshold Effect

		Statistics	p-value	5% c.v.
Unemployment Rate	Sup-F	8.7430	0.0000	3.5546
	Ave-F	4.3387	0.0000	1.8573
Output Gap	Sup-F	4.2860	0.0298	3.9054
	Ave-F	2.1660	0.0265	1.9100

<Table 9> Threshold Regression of Beveridge Matching 1

	State 1: $q_t \leq \gamma$			State 2: $q_t > \gamma$		
	coefficient	S.E.	p-value	coefficient	S.E.	p-value
constant	-4.3841	0.2680	0.0000	-3.8751	0.4051	0.0000
U_t	0.9896	0.0606	0.0000	1.0879	0.0843	0.0000
V_t	0.2808	0.0521	0.0000	0.1168	0.0891	0.1911
Ll_t	-3.5956	1.4960	0.0171	4.2261	2.8873	0.1448
γ	0.0096	-	-	0.0096	-	-
	$P(q_t \leq \gamma)$		0.7830	$P(q_t > \gamma)$		0.2169
R^2	0.9634		AIC	-1.6723		
Log Lik	185.2743		BIC	-1.5457		
D.W.	0.8679					

<Table 9>에서는 매칭 함수를 Threshold 회귀분석으로 추정한 결과이다. 상태 변수로 산출 갭을 사용하였으며 그리드 검색으로 추정된 모수 γ 는 0.00969이다. 상태 1의 확률은 78.302%이며 상태 2의 확률은 21.698%이다. 구직(U)의 계수는 상태 1에서 0.990, 상태 2에서는 1.088로 상태에 따라 크게 다르지 않으며 모두 유의하다. 구인(V)의 계수는 상태 1에서 0.281, 상태 2에서는 0.117로 모두 유의함을 보인다. 상태 1에서 구인의 계수가 크게 추정되는데 이는 경기수축 국면에서 구인의 채용 탄력성이 높음을 의미한다.

상태 1에서 Lilien 지수의 계수는 -3.596이며 채용과는 부(-)의 유의한 관계를 갖는다. 따라서 상태 1에서 산업구조조정에 의하여 이직과 해고가 증가할수록 일자리 매칭 효율성이 떨어지면서 베버리지 곡선은 우측으로 이동하고 채용이 감소하는 경향을 나타낸다. 상태 2에서 Lilien 지수의 계수는 유의한 값을 보이지 않는다. 따라서 경기확장 국면에서는 산업구조조정에 의하여 발생하는 매칭 효율성의 감소가 유의하지 않음을 의미한다. 경기확장 국면에서는 해고와 실업으로 유입이 증가하더라도 노동 공급과 수요의 매칭 효율성이 유지되므로 산업구조조정이 고용에 미치는 효과는 크지 않을 것이다.

다음 <Table 10>은 상태변수로 실업률을 사용하여 매칭 함수를 Threshold 회귀분석으로 추정한 결과이다. 그리드 검색으로 추정된 모수 γ 는 3.50%이다. 상태 1의 확률은 49.53%이며 상태 2의 확률은 50.47%이다. 구직(U)의 계수는 상태 1과 상태 2에서 모두 1에 가까운 값을 갖고 모두 유의하다. 구인(V)의 계수는 상태 1에서 0.171, 상태 2에서는 0.237로 유의함을 보인다. 상태 2에서 구인의 계수가 크게 추정되는데 이는 실업률이 높은 국면에서 구인의 채용 탄력성이 높음을 의미한다.

상태 1에서 Lilien 지수의 계수는 -1.691이며 채용과 유의한 관계를 보이지 않는다. 상태 1에서는 실업률이 자연실업률에 근접하므로 산업구조조정에 의하여 해고와 실업 유입이 증가하여도 매칭 효율성이 유지되므로 산업구조조정이 고용에 미치는 효과는 크지 않다. 상태 2에서 Lilien 지수의 계수는 -2.544이며 10% 유의수준에 근접한 p-값을 보인다. 따라서 실업률이 높은 상태 2에서는 산업구조조정에 의하여 발생하는 일자리 매칭 효율성이 감소하고 고용에 미치는 영향이 크게 나타날 수 있을 것이다.

산업구조조정으로 인한 부문별 고용구조의 변화를 측정하기 위하여 Lilien 지수와 함께 Michaely-Stoikov 지수를 적용하여 추정한 결과 역시 다르지 않았다. 상태변수로는 실업률과 산출 갭과 함께 고용 갭 등 다른 변수들에 대하여도 분

<Table 10> Threshold Regression of Beveridge Matching 2

	State 1: $q_t \leq \gamma$			State 2: $q_t > \gamma$		
	coefficient	S.E.	p-value	coefficient	S.E.	p-value
constant	-3.6211	0.2806	0.0000	-5.0297	0.2986	0.0000
U_t	1.0296	0.0565	0.0000	1.0799	0.0732	0.0000
V_t	0.1713	0.0550	0.0021	0.2373	0.0637	0.0003
LL_t	-1.6913	2.0952	0.4205	-2.5444	1.5796	0.1088
γ	3.50	-	-	3.50	-	-
	$P(q_t \leq \gamma)$		0.4952	$P(q_t > \gamma)$		0.5047
R^2	0.9672		<i>AIC</i>	-1.7839		
Log Lik	197.0953		<i>BIC</i>	-1.6572		
D.W.	0.9993					

석을 하였으며 경기 국면에 의존하여 산업구조변화의 효과가 유의하게 나타나는 결과를 보였다.

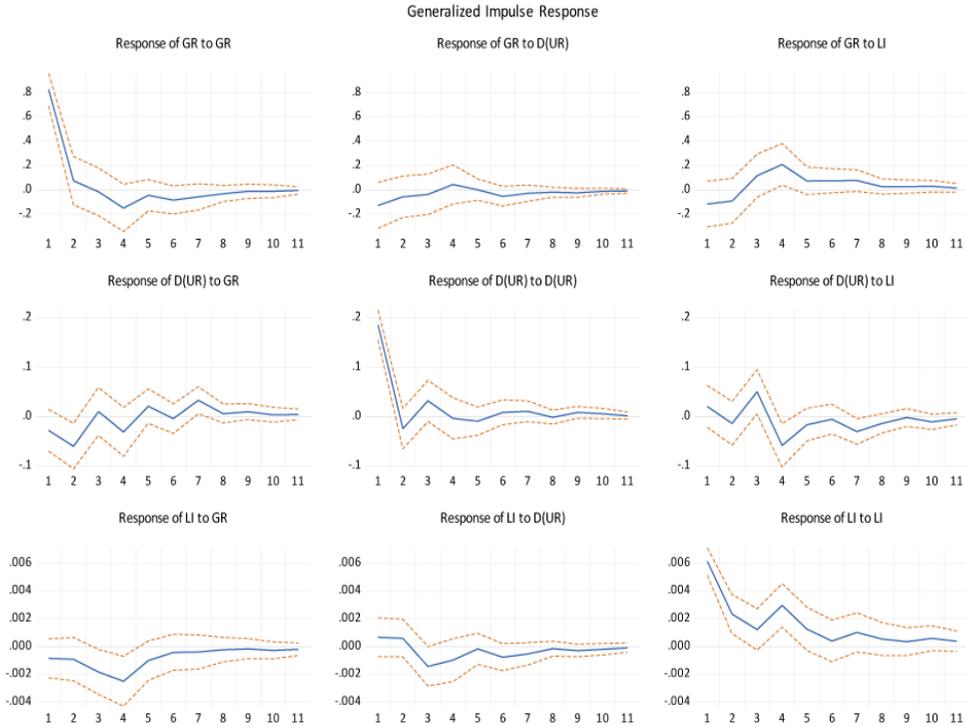
3. 산업구조조정과 경제성장

Kuznets 가설이 주장한 효과가 나타날 경우 산업구조의 변화는 생산성이 낮은 부문에서 높은 부문으로 노동, 자본 등의 자원을 효율적으로 재배치함으로써 성장을 높이는 원천이 될 수 있다. 이와는 달리 Baumol 효과가 우세한 경우에는 산업구조변화가 오히려 자원의 효율적 재배치와 상반되는 방향으로 이루어지고 성장을 구축하는 결과로 나타날 수 있다. 본 절에서는 이러한 상반된 효과를 실증적으로 파악하기 위하여 산업구조조정이 성장에 미치는 영향에 대한 분석을 실시하였다.

먼저, 식 (13)에 제시된 축약형 VAR를 이용하여 GDP 성장, 실업률 변화, Lilien 지수 등 세 변수 간의 충격 반응 동학을 살펴보았다. 분석 기간은 2000년 1분기~2018년 4분기이며 분기 자료를 사용하였다. VAR 적정 차수는 AIC에 의해 3으로 선택되었다. <Figure 6>는 3-변수의 충격반응 함수를 나타낸 것이다. 이를 살펴보면, Lilien 지수의 충격에 대하여 GDP 성장의 반응은 즉각적으로 하락하지만 유의함을 보이지 않는다. 그러나 산업구조조정의 충격에 대하여 GDP 성장의 반응은 시차를 두고 증가하는 반응을 보이며 유의하고 지속적인 효과를

<Figure 6>

Impulse Response Analysis



나타낸다. 충격에 대한 반응을 누적 효과로 보면 Lilien 지수의 충격에 대한 성장률의 반응은 단기에는 유의하지 않으나 점진적으로 증가하며 장기적 지속적 효과를 보인다. Lilien 지수의 충격에 대하여 실업률 변화의 반응은 단기에 있어 증가하고 4기에서 유의한 반응을 보인다. 그러나 5기 이후 점차 감소하는 반응을 나타낸다. 따라서 산업구조조정이 실업률을 단기적으로 높이는 영향을 주지만 이는 일시적 효과이며 4기 이후에는 실업률이 감소하는 결과를 보인다. 그리고 GDP 성장의 충격에 대하여 Lilien 지수는 감소하는 반응을 유의하게 나타낸다. 이는 Davis (1987)가 주장한 바와 같이 산업구조조정이 갖는 경기변동에 따른 상태 의존적인 속성을 반영하는 결과이다.

<Table 11>는 주요 변수에 대한 VAR 추정을 이용하여 외생성(block exogeneity) 분석을 나타내었다. 검정에서 산업구조조정이 GDP 성장률에 대한 외생성 가설을 유의수준 5%에서 기각한다. Lilien 지수는 GDP 성장률과 함께 실업률 변화에도 유의한 선-후행 정보효과를 보인다. 이는 부문 이동가설에서 얻었던 결과와 부합한다. 그리고 GDP 성장률은 실업률 변화에 유의한 영향을 주는 결과를 보인다. GDP 성장률과 실업률 변화는 모두 Lilien 지수에 대하여 유

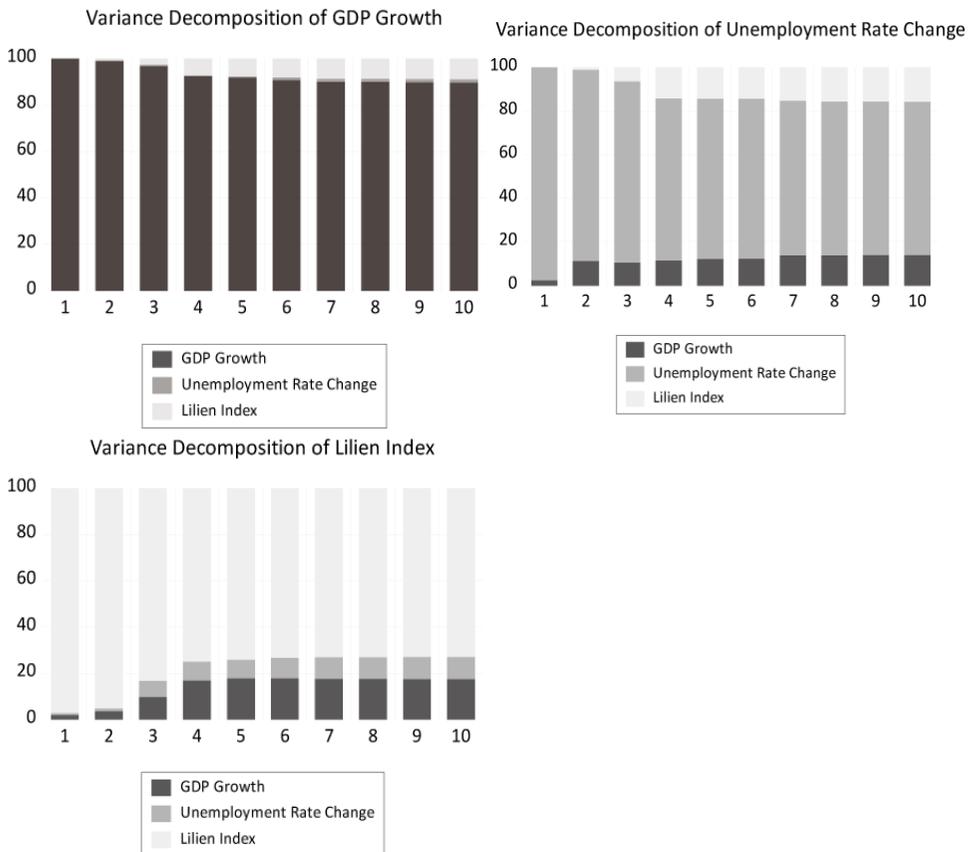
의한 선-후행 정보효과를 나타낸다. 이들 결과는 이전 분석에서 얻었던 산업구조 변화의 경기변동에 따른 상태 의존성과 상응한다.

<Figure 7>는 VAR 모형을 추정하여 얻은 분산분해를 보여준다. GDP 성장에 대한 분산분해에서는 고유의 충격에 의한 설명이 가장 크다. Lilien 지수에 의한 설명은 작게 나타나면서 점차 증가하는 것으로 보인다. 실업률 변화에 대한 분산 분해는 고유 충격에 의한 설명이 크게 나타난다. GDP 성장과 Lilien 지수에 의

<Table 11> Block-Exogeneity Testing

	Statistics	p-value		Statistics	p-value
$LI \Rightarrow \Delta Y$	9.2923	0.0256	$\Delta U \Rightarrow \Delta Y$	0.6741	0.8793
$\Delta Y \Rightarrow \Delta U$	11.3677	0.0099	$LI \Rightarrow \Delta U$	9.6733	0.0216
$\Delta Y \Rightarrow LI$	14.3402	0.0025	$\Delta U \Rightarrow LI$	15.2420	0.0016

<Figure 7> Variance Decomposition



한 설명은 크지 않으나 점차 증가하는 결과를 보인다. 그리고 Lilien 지수의 분산 분해에서는 고유한 충격의 설명이 가장 크게 나타나며 GDP 성장에 의한 설명이 비교적 크고 지속성을 보인다.

고용과 실업률 관련한 자료의 가용 기간이 제한적이어서 분석 기간을 2000년 1분기~2018년 4분기로 하였다. 실업률을 제외하고 GDP 성장과 Lilien 지수 두 개의 변수로 기간을 확장하여 1970년 1분기~2018년 4분기로 하여 VAR 모형을 추정하고 충격 반응을 분석한 결과를 보면 Lilien 지수의 충격에 대하여 GDP 성장의 반응이 더욱 뚜렷하고 유의한 것으로 나타났다. 따라서 산업구조가 농업에서 제조업으로 변화하는 기간을 포함하여 분석하면 산업구조의 변화가 장기적 추세의 변화를 반영함으로써 자원의 재배치를 통하여 전반적으로 성장률을 높이는 결과를 보였다. 고용 관련한 자료의 가용 기간과 산업 부문별 분류체계의 변화 등으로 장기적 추세의 변화를 수반하는 산업구조 변화에 대하여 충분히 다루지 못한 점은 연구의 한계로 남는다.

다음으로는 식 (14)에서 제시된 Okun의 법칙을 기반으로 한 생산과 실업의 관계를 추정하였다. 이를 위해 먼저 다음 식 (22)와 같은 Kuznets-Baumol 지수 (KBI_t)를 정의한다.

$$KBI_t = \sum_{j=1}^m w_{jt} (\Delta \log w_{jt})^3 \quad (22)$$

여기서 w_{jt} 는 j 산업 부문의 고용 비율 또는 경제활동 비율이다.

Kuznets 가설이 성립한다면 산업구조조정으로 생산성이 높은 부문으로 자원의 재배치가 이루어지면서 Kuznets-Baumol 지수(KBI_t)의 계수는 정(+)의 값을 갖고 이는 GDP 성장을 높이는 결과가 될 것이다. 반대로 Baumol 효과에 의하면 산업구조조정으로 생산성이 낮은 부문으로 자원의 재배치가 이루어지면서 Kuznets-Baumol 지수(KBI_t)의 계수는 부(-)의 값을 갖고 이는 GDP 성장을 구축하는 결과를 보일 것이다.

실업률 변화와 GDP 성장률의 관계식을 추정하여 <Table 12>를 얻었다. 모형 1에서는 GDP 성장과 실업률 변화의 관계를 추정하였다. 모형 2에서는 Lilien 지수를 추가하고 모형 3에서는 Lilien 지수와 Kuznets-Baumol 지수를 포함하였다. 모형 3에 대한 추정 결과를 보면 Kuznets-Baumol 지수의 계수는 9.728이며 유의함을 나타낸다. 따라서 Kuznets-Baumol 지수가 GDP 성장률과 정(+)의 관계를 갖고 통계적 유의성이 높음을 보여준다. 그리고 Lilien 지수의 계수는 시차를 두

<Table 12> Kuznets Effect on GDP Growth

	Model 1		Model 2		Model 3	
	coefficient	S.E.	coefficient	S.E.	coefficient	S.E.
constant	0.9376***	0.0965	0.2469	0.3198	0.7476**	0.2853
ΔU_t	-0.7986*	0.4424	-0.8047*	0.4323	-0.9858***	0.3676
LL_t	-	-	2.0135	11.3991	-12.6533	9.5224
LL_{t-1}	-	-	-7.8567	12.4405	-9.3354	9.9105
LL_{t-2}	-	-	36.4103***	11.5330	27.6134***	9.4549
KBI_t	-	-	-	-	9.7281***	1.8352
R^2	0.0421		0.1706		0.4111	
Log Lik	-93.4683		-87.9972		-74.9792	
AIC	2.5123		2.4472		2.1310	
BIC	2.5736		2.6006		2.3150	
D.W.	1.8473		1.8878		1.9854	

Note: ***, **, * means coefficient is significant at 1%, 5%, 10% respectively.

고 차수 2에서 정(+)의 부호를 보이며 유의하다. 이는 산업구조조정 효과의 시차를 두고 GDP 성장에 정(+)의 관계로 나타나고 있음을 의미한다. 실업률 변화의 계수는 -0.986으로 1% 유의수준에서 유의하므로 GDP 성장과 실업률의 부(-)의 관계를 나타낸다.

이는 산업구조조정이 이루어지면서 생산성이 높은 부문으로 자원의 효율적 재배치가 이루어지고 이에 따라 GDP 성장을 제고시키는 결과로 해석된다. 따라서 산업구조조정에 의한 자원의 효율적 재배치와 Kuznets 가설에 의한 GDP 성장의 제고가 이루어짐을 주요 결과로 얻었다. Kuznets-Baumol 지수를 포함하였을 때 모형 1, 모형 2와 비교하여 결정계수와 로그 우도로 측정되는 설명력의 향상이 크게 개선되었고 AIC와 BIC에 의한 모형의 적합성 역시 향상됨을 보인다.

<Table 13>은 쿠즈네츠 효과 관계식에 대하여 상태에 따라 비선형성이 나타나는지 검정한 결과이다. 상태변수로는 실업률과 산출 갭을 사용하였으며 산출 갭을 상태변수로 하면 Sup-F 통계량은 5.671, Ave-F 통계량은 4.067로 비선형성이 유의함을 보인다. 실업률을 상태변수로 하면 Ave-F 통계량은 10% 유의수준에서 비선형성이 유의하므로 나타난다. 검정에 사용된 p-값과 임계값은 부트스트래핑 방식으로 구하였으며 10,000번의 반복 시행을 하였다.

<Table 13> Threshold Effect in Kuznets Effect

		Statistics	p-value	5% c.v.
Unemployment Rate	Sup-F	2.9332	0.1290	3.5980
	Ave-F	1.7563	0.0625	1.8301
Output Gap	Sup-F	5.6711	0.0044	3.9372
	Ave-F	4.0668	0.0001	1.8946

<Table 14> Threshold Regression of Kuznets Effect

	State 1: $q_t \leq \gamma$			State 2: $q_t > \gamma$		
	coefficient	S.E.	p-value	coefficient	S.E.	p-value
constant	0.599759	0.318742	0.0644	0.593806	0.390642	0.1334
ΔU_t	-1.387647	0.489767	0.0062	-0.367192	0.473617	0.4410
LI_t	-3.892832	12.63595	0.7590	12.15817	12.48360	0.3338
LI_{t-1}	3.340742	13.19361	0.8009	-13.20206	11.00863	0.2349
LI_{t-2}	10.37264	12.20560	0.3986	22.49202	12.69301	0.0812
KBI_t	24.77584	3.508349	0.0000	3.151826	2.061861	0.1313
γ	0.00083	-	-	0.00083	-	-
	$P(q_t \leq \gamma)$		0.5135	$P(q_t > \gamma)$		0.4865
R^2	0.620016		AIC	1.850945		
Log Lik	-58.33593		BIC	2.218956		
D.W.	1.921935					

<Table 14>에서는 Threshold 회귀분석을 통하여 추정한 결과를 보인다. 상태 변수로 산출 갭을 사용하였으며 그리드 검색으로 추정된 모수 γ 는 0.00083이다. 상태 1의 확률은 51.35%이며 상태 2의 확률은 48.65%이다. 상태 1에서 실업률 변화(ΔU)의 계수는 -1.388로 유의하다. 이는 GDP 성장과 실업률의 부(-)의 관계를 나타낸다. Kuznets-Baumol 지수의 계수는 24.776이며 유의함을 나타낸다. 따라서 상태 1에서 Kuznets-Baumol 지수가 GDP 성장률과 정(+)의 관계를 갖고 통계적 유의성이 높음을 보여준다.

상태 2에서의 Kuznets-Baumol 지수의 계수는 3.152이며 정(+)의 부호를 갖지만 유의함은 뚜렷하지 않다. 따라서 쿠즈네츠 효과가 상태 1에서는 크고 뚜렷하

게 나타나는데 상태 2에서는 유의하지 않음으로 상태에 따라 비선형성을 보인다. 그리고 Lilien 지수의 추정계수를 보면 시차 2에서 유의수준 10%에서 유의함을 나타낸다. 실업률 변화(ΔU)의 계수는 -0.367 로 유의함을 보이지 않는다.

V. 결론 및 시사점

본 연구는 산업구조조정과 관련하여 산업구조의 변화가 고용 및 성장에 미치는 영향에 대하여 Lilien의 부문 이동가설과 베버리지 매칭 효율성의 관점에서 분석하였다. 경제활동조사와 사업체노동력조사 그리고 거시경제자료를 사용하여 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 산업구조의 변화는 고용에 부정적 영향을 미치는데 이는 단기적으로 나타나는 효과이며 경기 수축 국면에서 구조조정의 효과가 더욱 큰 것으로 나타났다. 둘째, 산업구조조정은 구직과 구인(또는 실업과 빈 일자리)의 관계를 나타내는 베버리지 곡선을 이동시킴으로써 일자리 매칭의 효율성을 감소시키는 결과를 보였다. 이는 경기 의존성을 보이며 경기 수축 국면에서 일자리 매칭 비효율성이 크게 나타났다. 셋째, 산업구조조정은 자원의 효율적 재배치를 통하여 경제 성장을 이끄는 Kuznets 가설을 분석하였는데 산업구조의 변화가 GDP 성장에 미치는 중장기적 효과가 유의하게 나타났다. 그리고 산업구조조정과 함께 생산성이 높은 부문으로 자원의 효율적 재배치가 이루어지면 GDP 성장을 제고시킴으로써 Kuznets 가설에 부합하는 결과를 얻었다.

최근 경제성장률이 하락하여 저성장 추이가 고착화하는 현상을 나타내고 있으며 고용 상황 역시 고용절벽과 같은 사회경제적 문제가 되고 있다. 산업구조조정은 해당 산업뿐 아니라 연관된 후방산업에까지 파급되는 충격을 미치며 생산 감소와 실업이 급증할 수 있으므로 이에 대한 사전적 영향을 평가하는 연구가 필요하고 충격을 최소화하는 대책에 관련한 연구가 실질적으로 중요하다. 본 연구는 산업구조조정에 관련하여 고용 및 성장에 대하여 고용 관련 자료와 경제활동조사 그리고 거시자료를 이용한 산업 부문별 분석을 통하여 이러한 문제의 원인을 산업구조변화의 관점에서 추적하고자 하였다. 산업구조조정이 고용과 성장에 미치는 장단기적 영향, 구조조정의 효과가 경기 의존성을 나타내는 점에서 구조조정의 적정 시점, 그리고 자원의 효율적 재배치와 관련한 구조조정의 방향에 대하여 실증적 분석결과를 제시하였다. 이들은 산업 및 노동 부문의 경제정책에 관련한 유용한 연구자료가 될 것으로 기대한다.

〈참고문헌〉

- 김영식·신관호(2008), “경기변동상의 산업간 충격과 생산의 공행성 및 총고용,” 『계량경제학보』 Vol. 19(3), pp. 148-173.
- 김도훈(2017), “산업구조조정의 진전과 향후 방향,” 『고려대학교 미래성장연구소 이슈페이퍼』 2017-3호.
- Abraham, K. and L. Katz (1986), “Cyclical unemployment: sectoral shifts or aggregate disturbances?” *Journal of Political Economy*, Vol. 94(3), pp. 507-522.
- Acemoglu, D. and V. Guerrieri (2008), “Capital Deepening and Nonbalanced Economic Growth,” *Journal of Political Economy*, Vol. 116(3), pp. 467-498.
- Barro, R. (1977), “Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States,” *American Economic Review*, Vol. 67(2), pp. 101-115.
- Baumol, W. (1967), “Macroeconomics of Unbalanced Growth: The Anatomy of Urban Crisis,” *American Economic Review*, Vol. 57(3), pp. 415-426.
- Baumol, W., S. Blackman and E. Wolff (1985), “Unbalanced Growth Revisited: Asymptotic Stagnancy and New Evidence,” *American Economic Review*, Vol. 75(4), pp. 806-817.
- Blanchard, O. and P. Diamond (1989), “The Beveridge Curve,” *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1989(1), pp. 1-76.
- Brainard, S. and D. Cutler (1993), “Sectorial Shifts and Cyclical Unemployment Reconsidered,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108(1), pp. 219-243.
- Burgess, S. (1993), “A Model of Competition Between Unemployed and Employed Job Searchers: An Application to the Unemployment Outflow Rate in Britain,” *Economic Journal*, Vol. 103, pp. 1190-1204.
- Chenery, H. (1960), “Patterns of industrial growth,” *American Economic Review*, Vol. 50(4), pp. 624-654.
- Davis, S. J. (1987), “Fluctuations in the Pace of Labor Reallocation,” *Carnegie-Rochester Conference Series Public Policy*, Vol. 27(1), pp. 335-402.
- Davis, S. and J. Haltiwanger (1992), “Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107(3), pp. 819-863.
- Dietrich, A. (2012), “Does Growth Cause Structural Change, or Is It the Other Way Around? A Dynamic Panel Data Analysis for Seven OECD Countries,” *Empirical Economics*, Vol. 43, pp. 915-944.
- Elsby, M., R. Michaels and D. Ratner (2015), “The Beveridge Curve: A Survey,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 53(3), pp. 571-630.
- Feldstein, M. (2017), “Underestimating the Real Growth of GDP, Personal Income and Productivity,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 31(2), pp. 145-164.

- Foellmi, R. and J. Zweimüller (2008), “Structural Change, Engel's Consumption Cycles and Kaldor's Facts of Economic Growth,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 55(7), pp. 1317-1328.
- Hall, R. (1979), “A Theory of the Natural Unemployment Rate and the Duration of Employment,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 5, pp. 153-169.
- Hansen, B. (2000), “Sample Splitting and Threshold Estimation,” *Econometrica*, Vol. 68(3), pp. 575-603.
- Jackman, R., R. Layard and C. Pissarides (1989), “On Vacancies,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 51(4), pp. 377-394.
- Kaldor, N. (1961), “Capital Accumulation and Economic Growth,” in F. Lutz and D. Hague (eds.), *The Theory of Capital*, New York: St. Martin's Press, pp. 177-222.
- Kaldor, N. (1996), *Causes of Growth and Stagnation in the World Economy*, New York: Cambridge University Press.
- Kongsamut, P., S. Rebelo and D. Xie (2001), “Beyond Balanced Growth,” *Review of Economic Studies*, Vol. 68(4), pp. 869-882.
- Kuznets, S. (1957), “Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: II. Industrial Distribution of National Product and Labor Force,” *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 5(4), Supplement, pp. 1-111.
- Kuznets, S. (1966), *Modern economic growth*, New Haven: Yale University Press.
- Lilien, D. (1982), “Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment,” *Journal of Political Economy*, Vol. 90(4), pp. 777-793.
- Maddison, A. (1980), “Economic Growth and Structural Change in the Advanced Countries,” in I. Leveson and J. Wheeler (eds.), *Western Economies in Transition*, London: Croom Helm.
- Maddison, A. (1987), “Growth and Slowdown in Advanced Capitalist Economies: Techniques of Quantitative Assessment,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 25(2), pp. 649-698.
- Mattila, J. (1974), “Job Quitting and Frictional Unemployment,” *American Economic Review*, Vol. 64(1), pp. 235-239.
- Mumford, K. and P. Smith (1999), “The Hiring Function Reconsidered: on Closing the Circle,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61(3), pp. 343-364.
- Neelin, J. (1987), “Sectoral Shifts and Canadian Unemployment,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 69(4), pp. 718-723.
- Ngai, L. and C. Pissarides (2007), “Structural Change in a Multisector Model of Growth,” *American Economic Review*, Vol. 97(1), pp. 429-443.
- Petrongolo, B. and C. Pissarides (2001), “Looking into the Black Box: a Survey of the Matching Function,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 39(2), pp. 390-431.
- Pissarides, C. (1986), “Unemployment and Vacancies in Britain,” *Economic Policy*, Vol. 1(3), pp. 676-690.

- Rogerson, R. (1991), "Sectoral Shifts and Cyclical Fluctuations," *Revista de Analisis Economico*, Vol. 6(2), pp. 37-46.
- Samson, L. (1985), "A Study of the Impact of Sectoral Shifts on Aggregate Unemployment in Canada," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 18(3), pp. 518-530.
- Syrquin, M. (1988), "Patterns of Structural Change," in H. Chenery and T. Srinivasan (eds.), *Handbook of Development Economics* 1st edition, North Holland: Elsevier, pp. 203-273.
- van Ours, J.C. and C.M. van der Tak (1992), "Sectoral Shifts, Unemployment and Vacancies, an Empirical Analysis for the Netherlands," *Economics Letters*, Vol. 39(1), pp. 111-116.
- Wren, C. and J. Taylor (1999), "Industrial Restructuring and Regional Policy," *Oxford Economic Papers*, Vol. 51(3), pp. 487-516.

Effects of Industrial Restructuring on Employment and Growth

Byeongseon Seo*, Taekyung Kim**

In this research, we explore the effects of changes in industrial structure due to industrial restructuring on employment and growth in the Korean economy. To that end, we first investigate the impact of industrial restructuring on employment through Lilien's sectoral shift hypothesis, considering the dependence of industrial restructuring on business cycles. As a result of the analysis, we find that changes in the industrial structure have exerted a short-term effect of increasing unemployment, and that the effects of industrial restructuring are even greater during the economic downturn period. In light of these points, Lilien's sectoral shift hypothesis seems to be valid in Korea. Next, we examine the effect of industrial restructuring on economic growth in Korea by analyzing which one, between the Kuznetz hypothesis and the Baumol effect, is dominant. Empirical results reveal that the mid- to long-term effect of industrial restructuring on GDP growth is significant, which is in accordance with the Kuznets hypothesis, where resource allocation along with industrial restructuring to sectors with high productivity spurs economic growth.

JEL Classification Number: J63, O11

Keywords: Beveridge Curve, Business Cycles, Economic Growth, Employment, Industrial Restructuring, Matching Efficiency

* Corresponding author. Professor, Korea University
(E-mail: seomatteo@korea.ac.kr, Tel: +82-2-3290-3032)

** Senior Economist, New York Representative Office, Bank of Korea
(E-mail: ktk@bok.or.kr)