

# Macroeconomic Changes since 2000 and DSGE Models

Tack Yun\*

**Abstract** The aim of this paper is to discuss implications of important macroeconomic changes observed since 2000 on the further development of DSGE models. The starting point is to ask if the most recent DSGE model is flexible enough to allow for the possibility of the persistent drop in the growth rate of potential GDP observed in the Korean economy. The other topics include the relation between economic crisis and inequalities, the implications of observed jobless recoveries on the specification of labor market in DSGE models, macroeconomic impacts of household debt and government debt.

**Keywords** Potential Growth, Wealth and Consumption Inequalities, Jobless Recoveries, Household Debt, Government Debt

**JEL Classification** E20, E30, E50, E60, H60, O40

---

\*E-mail:tackyun@snu.ac.kr. This work was supported by the 'Economics Department Development Fund' of Seoul National University.

## 2000년대 이후 거시경제의 변화와 DSGE모형

윤택\*

**Abstract** 본 논문의 목적은 제목에서 이미 알 수 있듯이 DSGE모형을 사용하여 거시경제현상을 분석한 기존 연구결과를 정리하여 소개하는 것이다. 본 논문에서는 잠재성장률의 지속적인 저하, 소득불평등과 경제위기, 가계부채의 거시경제적 효과, 기업규모의 거시경제적 효과, DSGE모형의 노동시장과 일자리 없는 경기회복, DSGE모형의 정부예산제약식과 정부부채 등의 주제가 DSGE모형에 반영되는 것이 현실경제의 이해에 보다 유용한 방향으로 DSGE모형의 분석 범위를 확대하는 것으로 간주하고, 관련된 기존의 연구결과를 한국의 자료와 대비하여 설명한다.

**Keywords** 잠재성장의 지속적인 하락, 불평등의 거시경제적 효과, 일자리 없는 경기회복, 가계부채, 정부부채

**JEL Classification** E20, E30, E50, E60, H60, O40

---

\*E-mail:tackyun@snu.ac.kr. 계량경제학보 편집위원회 광노선 교수님(편집장)과 김영세 교수님(공동 편집장)의 도움에 감사드립니다. 또한 심사자의 자세하고 유익한 논평에 감사드립니다. 이 논문은 서울대학교 경제학부 발전기금의 지원을 받아 이루어진 것임을 밝힌다.

## 1. 서론

‘DSGE모형’이라는 용어는 거시경제 상황과 진행과정에 관한 특정한 견해를 반영한 연구들을 지칭하는 것이 아니라 특정한 방법론을 의미하는 것으로 이해할 수 있다. 현실경제의 거시경제현상을 경제상황의 확률적 변동이 반영된 동태적 일반균형(dynamic stochastic general equilibrium)의 결과로 간주하여 이론모형을 작성하고, 주요 거시경제변수의 관측된 자료에 대한 설명력을 극대화하도록 모형의 파라미터들을 추정된 후 모형의 성과를 판단하는 방식을 따르는 연구들을 가리켜서 DSGE모형의 방법론을 따르는 것이라고 요약할 수 있다. DSGE모형의 구조에는 1950년대부터 1990년대 후반까지 거시경제학에서 제시된 경제성장과 경기변동에 대한 다양한 견해들이 담겨있고, 베이지안 계량분석에 의거한 DSGE모형의 추정방식은 2000년대 초반부터 널리 사용되기 시작한 것으로 볼 수 있다. DSGE모형의 발전과정은 Christiano *et al.* (2018)가 출간한 「On DSGE Models」에 정리되어 있다. 이들은 DSGE모형의 금융위기 예측능력 및 정책효과분석 등이 포함된 DSGE모형의 현실적인 유용성과 한계점과 관련된 이슈들을 설명하고 있다. 본 논문에서는 금융위기와 관련된 금융요인의 모형분석과 관련된 주제보다는 실물요인과 관련된 주제에 보다 더 초점을 맞춘다.<sup>1</sup>

본 논문의 목적은 제목에서 이미 알 수 있듯이 DSGE모형을 사용하여 거시경제현상을 분석한 기존 연구결과를 정리하여 소개하는 것이다. 본 논문에서는 잠재성장률의 지속적인 저하, 소득불평등과 경제위기, 가계부채의 거시경제적 효과, 기업규모의 거시경제적 효과, DSGE모형의 노동시장과 일자리 없는 경기회복, DSGE모형의 정부예산제약식과 정부부채 등의 주제가 DSGE모형에 반영되는 것이 현실경제의 이해에 보다 유용한 방향으로 DSGE모형의 분석 범위를 확대하는 것으로 간주하고, 관련된 기존의 연구결과를 한국의 자료와 대비하여 설명한다. 2000년대 이후 거시경제의 변화에는 어떠한 내용들이 있는지를 그 중요도를 기준으로 순서를 정하여 나열하는 작업은 쉬운 작업이 아닐 것이다. 모든 중요한 거시경제의 변화가 DSGE모형의 구조에 쉽게 반영될 수 있는지에 대해서도 쉽게 판단되지 않을 수 있다. 또한 DSGE모형의 현실 설명력을 제고하려는 노력도 다양한 측면에서 지속적으로 제고되어 왔다. 따라서 「2000년대 이후 거시경제의 변화」라는 본 논문 제목의 앞부분과

<sup>1</sup>DSGE모형의 발전과정은 Christiano *et al.* (2018)가 출간한 「On DSGE Models」에 정리되어 있다. 이들은 DSGE모형의 금융위기 예측능력 및 정책효과분석 등이 포함된 DSGE모형의 현실적인 유용성과 한계점과 관련된 이슈들을 설명하고 있다. 본 논문에서는 금융위기와 관련된 금융요인의 모형분석과 관련된 주제보다는 실물요인과 관련된 주제에 보다 더 초점을 맞춘다.

부합하는 내용을 선택하는데 저자의 자의성이 반영되어 있다는 점을 지적한다.

지속가능한 경제성장을 달성한다는 목표는 선진국과 이머징 국가를 포함한 어느 경제에서나 중요한 과제이다. 또한 2000년대 들어서 한국경제에서는 잠재성장률이 지속적으로 하락하고 있다고 지적되어왔다. 이와 같은 현실적으로 중요한 이슈는 DSGE모형에서 실질 GDP의 추세가 시간이 지나면서 어떻게 진행되는 것으로 가정할 것인지와 관련이 있다. 실질 GDP 추세를 확률적인 추세 또는 비확률적인 추세로 규정할 것인가에 따라서 모형의 추정결과가 달라질 수 있다.

기존 연구결과에 따르면 경제성장률에도 확률적 추세가 있어서 임의보행의 확률과정을 따른다는 가정도 가능하다. Stock and Watson (1988)은 경제성장률의 추세가 임의보행을 확률과정을 따른다는 가정이 반영된 실증모형을 추정하면, 미국서 일인당 실질 GDP 성장률에 대한 추세는 1947년부터 1970년까지 기간에는 2퍼센트 초반으로 나타나고, 1970년부터 1995년까지 기간에는 1퍼센트 중반으로 나타난다고 밝히고 있다. 본 논문에서도 한국의 일인당 실질 GDP 자료에 대하여 마코프-스위칭 실증모형을 적용하면 고성장국면, 저성장국면, 도약국면과 하강국면으로 구성된 전이국면, 경제위기 국면, 최근 금융위기 국면 등의 다섯 개 국면으로 구분할 수 있다는 것을 보인다.

실물적 경기변동모형(real business cycles model)은 DSGE모형의 잠재GDP를 설명하는 부분이라고 할 수 있다. 본 논문에서는 실물적 경기변동모형에서 경제성장률에도 임의보행을 확률적 추세가 있다는 가정을 부과하는 경우 경제성장률의 확률과정과 King *et al.* (1988b)에서 분석한 모형과 같이 일인당 실질 GDP의 확률적 추세가 임의보행을 따르는 경우 경제성장률의 확률과정을 비교한다. 실질 GDP 추세의 확률적 변동을 가정하는 것이 확정적인 변동을 가정하는 것보다 더 정확한 가정인지의 여부에 대해서는 아직도 결론이 난 것으로 보기는 어렵다. King *et al.* (1988a)에서는 확정적 추세를 가정한 실물적 경기변동모형을 분석하고 있다. 또한 이머징 국가들에 대해서도 Aguiar and Gopinath (2007)는 확률적 추세를 분석하고, García-Cicco *et al.* (2010)는 확정적 추세를 분석하고 있다.<sup>2</sup>

초기 DSGE모형에서는 대부분 대표적 경제주체(representative agent)를 가

<sup>2</sup>실질 GDP 추세의 확률적 변동을 가정하는 것이 확정적인 변동을 가정하는 것보다 더 정확한 가정인지의 여부에 대해서는 아직도 결론이 난 것으로 보기는 어렵다. King *et al.* (1988a)에서는 확정적 추세를 가정한 실물적 경기변동모형을 분석하고 있다. 또한 이머징 국가들에 대해서도 Aguiar and Gopinath (2007)는 확률적 추세를 분석하고, García-Cicco *et al.* (2010)는 확정적 추세를 분석하고 있다.

정하고 있다. 무한기간 동안 생존하는 동질적인 가계를 가정한 거시경제모형에서는 하나의 대표적 가계가 경제전체의 평균적인 소비수요와 노동공급을 담당하는 경제주체이다. 이 경우 위험기피적인 대표적 가계들로 구성된 증권시장의 균형에서 차익거래이득이 없어야 한다는 조건 하에서 성립하는 이자율의 결정조건을 사용하여 소비수요함수를 도출했기 때문에 가계소득과 가계부채 등과 같은 변수들이 소비결정에 미치는 효과가 생략된다. 또한 대표적 가계의 가정으로 인해 소득불평등과 소비불평등 등의 이슈가 DSGE모형의 틀 안에서 분석될 수 없는 한계점을 가지고 있다는 점도 지적할 수 있다.

DSGE모형의 분석대상을 확대하려고 한다면 앞에서 설명한 대표적 경제주체의 가정을 완화시킬 필요가 있음을 쉽게 이해할 수 있다. 그러나 어떠한 주제를 중점적으로 분석하는지에 따라서 모형구조가 달리 선택될 수 있다는 점을 지적한다. 이와 같은 맥락 하에서 중점적으로 소개하는 주제는 다음과 같다. Kumhof *et al.* (2015)는 소득불평등의 심화는 가계부채의 과도한 확대를 통해 경제위기를 발생시킬 수 있음을 지적하고 있다. Aguiar and Bils (2015)는 장기적으로 소득불평등의 변화는 유사한 크기로 소비불평등에 반영된다고 주장한다. 이와 같은 주제가 반영된 완전한 형태의 DSGE모형을 자세히 설명하는 것은 서베이 논문의 분석범위를 넘는 것이라는 점은 쉽게 이해될 수 있다. 따라서 상위소득계층과 하위소득계층으로 구분된 두 그룹의 가계가 존재하는 항상소득가설 소비모형을 사용하여 설명을 진행한다.

글로벌 금융위기를 겪으면서 DSGE모형의 유용성에 관한 몇 가지 비판이 대두된다. 첫 번째 비판은 금융위기가 발생할 가능성에 대한 예측력의 부족이다. 두 번째 비판은 금융위기의 전개과정과 정책대응에 관한 유용한 이해를 제공하는 역할이 약하다는 것이다. 세 번째 비판은 DSGE모형에서 예측되는 경기회복속도가 현실경제에서 관측된 경기회복속도와 비교하여 보다 더 낙관적이라는 점이다. 후속된 연구결과에 따르면 첫 번째와 두 번째 비판의 경우 가계, 기업, 금융중개기관 등의 대차대조표에 나타나는 변수들이 DSGE모형에 적절히 포함되면 어느 정도 DSGE모형의 유용성을 회복할 수 있다는 것이다.

그 중에서도 최근 한국경제에서 가계부채가 급격히 증가하는 모습을 보여주고 있다는 점을 고려하면 한국경제에 제공하는 함의가 큰 내용이 ‘가계부채의 거시경제적 효과’이라고 볼 수 있다. 이와 같은 주장을 뒷받침할 수 있는 근거로서 본 논문에서는 한국의 시계열 자료를 사용한 두 개의 실증적 사실을 제시한다. 첫 번째 실증결과는 2010년대에 들어 한국의 GDP 대비 가계부채의 비율이 미국과 영국의 수치보다 더 높아져서 금융위기를 직접적으로 겪은 선진국들과 비교할 때에도 상대적으로 높은 수준이라는 것이다. 특히 최근의 한국 가계부채 비율은 금융위기가 시작되는 시점의 미국 가계부채 비율과 유

사하다. 두 번째 실증결과는 1980년부터 2018년까지 한국 자료를 사용하여 분석하면 GDP 대비 가계부채 비율의 증가는 그 이후 시점의 경제성장률에 대한 예측력이 있음을 보여주고 있다. 구체적으로 설명하면 과거 3년 간 GDP 대비 가계부채 비율이 높은 시점은 그 이후 3년간 실질 경제성장률이 낮게 나타나는 경향이 있다. 세 번째 실증결과는 2004년부터 2017년까지 기간 중 GDP 대비 가계부채비율과 비교역재부문의 취업자 수가 매우 밀접하게 지속적으로 상승하고 있다는 것이다.

동일한 맥락의 최근 연구들은 Mian and Sufi (2014), Mian *et al.* (2017), Mian and Sufi (2018) 등이다. 먼저 Mian and Sufi (2018)의 신용주도-가계수요-경로(credit-driven household demand channel)에서는 신용순환 초기 확장 단계에서 가계수요가 증가하여 경기호황으로 이어질 수 있지만, 일정 기간이 지난 후 총수요가 위축되는 상황이 발생하게 되면 과거에 축적한 가계부채가 소비지출에 부담을 주게 되어 경제성장이 위축될 수 있다는 점을 주장한다. Mian *et al.* (2017)에서는 30개 국가로부터 수집한 자료를 분석하여 소득 대비 가계부채의 비율이 높을 때 미래 시점의 경제성장률이 낮아지는 경향이 있다는 실증적인 증거를 제시한다. 또한 Mian and Sufi (2014)에서는 가계부문 순부(net-worth)의 변화가 비교역재부문의 고용에 영향을 미치는 효과가 있음을 함의하는 실증분석을 제시하고 있다.

세 번째 비판에 대응하여 다양한 설명이 제시될 수 있다. 첫 번째 설명은 불완전한 자산시장 구조 또는 가계의 유한한 인지능력 등으로 인한 통화정책의 총수요 효과가 작게 나타날 수 있다는 점을 지적해볼 수 있다. 두 번째 설명은 ‘일자리 회복이 없는 경기회복’과 관련이 있을 수 있다. 이와 관련하여 다음의 두 논문을 소개한다. Autor and Dorn (2013)의 주장에 따르면 ‘일자리 양극화 현상’은 정형화되어 있으면서 동시에 컴퓨터 프로그램을 용이한 작업을 자동화하는 비용이 낮아지는 추세와 다양성을 추구하는 소비자들의 선호가 서로 상호작용하여 발생한 것으로 주장한다. 또한 Jaimovich and Siu (2020)에서는 경기순환의 수축국면에서 정형화된 업무를 수행하는 일자리에 종사하는 취업자 수는 감소하고, 뒤이어 나타나는 경기순환의 회복국면에서 이미 사라진 일자리 중에서 다시 복원되지 않는 일자리의 비중이 높기 때문에 거시경제의 총산출이 회복된다고 할지라도 거시경제 전체의 고용이 회복되는 속도는 상대적으로 느리게 나타난다고 주장한다.

다음에서는 DSGE모형에서 GDP 대비 정부부채 비율에 적용되는 정부의 기간 간 예산제약식의 형태와 관련된 이슈를 정리한다. DSGE모형의 균형에서는 현재와 미래 시점에서 발생할 지출흐름의 예상 현재가치의 합은 수입흐름의 예상 현재가치의 합과 항상 같아져야한다. 따라서 합리적 기대가설이

부과된 DSGE모형에서는 미래지향적인 민간 경제주체와 정부 모두 현재 시점에서 이미 축적된 정부부채는 미래 시점에서 재정흑자를 달성하여 상환해야 한다는 점을 정확히 인식하고 있다. Blanchard (2019)에서는 GDP 대비 정부부채 비율의 경우 앞에서 설명한 형태의 미래지향적 현재가치 예산제약이 성립하는지에 대한 의문을 제시하고 있다. 미국 또는 다른 국가들의 자료에서 통상적으로 경제성장률이 이자율보다 더 높다는 것이다. 이 경우 소득증가의 속도가 이자율보다 높기 때문에 정부부채를 상환하지 않고 지속적으로 이월하더라도 적어도 GDP 대비 정부부채 비율에 주는 잔존효과는 시간이 지나면서 사라지게 될 수 있다는 점을 지적하고 있다. 지속가능한 경제성장이 유지되는 경제에서 정부가 GDP 대비 정부부채의 비율을 타킷팅하는 재정정책을 실시하는 경우 정부가 재정정책을 선택할 때 적용되는 제약조건의 형태는 무엇인가에 대한 의문을 제시할 수 있다는 점을 지적한다.

본 논문에서는 한국의 자료에서도 Blanchard (2019)의 주장이 성립한다는 사실을 보인다. 구체적으로 설명하면 다음과 같다. 첫째, 2000년 이후 거의 모든 기간에서 경제성장률의 크기가 이자율의 크기보다 더 크게 나타난다. 따라서 현실의 자료를 사용하여 정부부채 비율의 기간 간 변화의 조정계수를 추계하면 조정계수의 값이 1보다 작다. 둘째, 2000년 당시 정부부채의 원금을 상환하지 않고 이자비용만 지불하면서 계속해서 이월한다고 가정하자. 이런 가정 하에서 관측된 자료를 사용하여 추계한 조정계수를 사용하여 그 이후 시점의 부채비율에 미치는 잔존효과를 계산할 수 있다. 2000년에 쌓아올린 정부부채비율의 잔존효과는 시간이 지나면서 감소하여 2010년대 후반에 이르면 제로에 가까울 정도로 작은 수준이 된다는 것을 보일 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 서론 다음에 오는 두 번째 섹션에서는 잠재성장률의 지속적인 저하와 DSGE모형의 실질 GDP추세에 관하여 설명한다. 세 번째 섹션에서는 소득불평등의 거시경제적 효과에 관하여 설명한다. 이 부분에서 한국의 상위 1퍼센트 소득비중은 1995년의 소득 비중을 기준으로 할 때 1995년부터 2015년 기간 중 미국에 비해 더 큰 폭으로 증가하였다는 것이다. 그러나 2015년 미국의 상위 1퍼센트의 소득비중이 약 20퍼센트이고 한국의 경우 약 12퍼센트이기 때문에 2015년 자료에 의거하면 미국의 상위 1퍼센트 소득비중이 한국에 비해 상대적으로 더 높다. 네 번째 섹션에서는 가계부채의 거시경제적 효과에 대하여 설명한다. 다섯 번째 섹션에서는 기업규모분포의 거시경제적 효과에 대하여 설명한다. 여섯 번째 섹션에서는 DSGE모형의 노동시장과 일자리 없는 경기회복을 설명한다. 일곱 번째 섹션에서는 DSGE모형의 정부예산제약식과 정부부채에 대하여 설명한다. 마지막 섹션은 결론부분으로 정리된다.

## 2. 잠재성장률의 지속적인 저하와 DSGE모형의 실질 GDP추세

글로벌 금융위기 이후 미국과 유럽 국가들의 장기침체(secular stagnation or secular slump)의 가능성에 대한 논쟁과 한국 경제의 지속가능한 성장에 대한 우려 등에 비추어 보면 잠재성장률에 대한 정확한 이해가 거시경제학의 중요한 연구과제이라는 점을 부인할 수 없다. 본 논문의 첫째 부분에서는 잠재성장률 추세와 관련된 두 개의 실증분석모형과 실물적 경기변동모형의 경제성장률에 대한 함의를 비교한다.

미국의 경제 성장률에 대한 두 개의 실증분석모형을 소개한다. 첫 번째 모형은 Stock and Watson (1988)이다. 제2차 세계대전 이후 미국의 경제성장률에도 확률적으로 변동하는 추세가 존재한다는 가정이 부과된다. 실제 경제성장률을, 추세 경제성장률로 표시하면 3개의 수식으로 구성된 경제성장률의 실증분석모형을 제시할 수 있다. 첫째 식은 실제로 관측되는 경제성장률은 성장률 추세와 생산 갭 변화율의 합으로 결정된다는 것이다. 이를 수식으로 표시하면 다음과 같다.

$$\Delta Y_t = \gamma_t + \Delta x_t \quad (1)$$

이 식에서  $\Delta x_t$ 는 생산 갭 변화율을 나타낸다. 둘째 식은 추세 성장률의 기간 간 변화를 설명하는 식이다. 추세 성장률의 기간 간 변화는 임의보행의 확률과정을 따르는 것으로 가정한다.

$$\Delta \gamma_t = (\lambda/T)v_t \quad (2)$$

이 식에서는  $\lambda$ 는 파라미터,  $T$ 는 관측치의 개수, 그리고  $v_t$ 는 표준정규분포의 백색소음을 나타낸다. 세 번째 식은 생산 갭 변화율이 어떻게 결정되는 지를 설명하는 식이다. Stock and Watson (1988)의 모형에서는 아래와 같이 자기회귀선형식으로 가정한다.

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^{i=4} a_i \Delta x_{t-i} + e_t \quad (3)$$

이 식에서  $\{a_i\}_{i=1}^4$ 는 네 개의 파라미터이고,  $e_t$ 는 매 시점마다 서로 독립이면서 평균이 0이고 분산이 인 정규분포를 따르는 확률변수를 나타낸다. 이 식이 의미하는 점을 요약하면 생산 갭 변화율은 과거 4분기 동안에 걸쳐 이미 실현된 생산 갭 변화율이 미치는 효과와 과거 시점에서 예상하지 못한 현재 시점에서 나타난 충격의 효과를 반영하여 결정된다는 것이다.

다음에서는 앞에서 설명한 (1), (2), (3) 등의 세 개의 수식으로 구성된 실증분석모형을 미국의 분기별 일인당 GDP 증가율에 적용하여 얻은 결과를 간단히 요약한다. 일인당 실질 GDP 성장률에 대한 추세는 1947년부터 1970년까지

기간에는 2퍼센트 초반으로 나타나고, 1970년부터 1995년까지 기간에는 1퍼센트 중반으로 나타난다는 것이다. 자료에서는 일인당 실질 GDP 성장률은 같은 기간 중 각각 2.46퍼센트와 1.22퍼센트로 측정된다.

두 번째 모형은 경제성장률에 대한 마코프 스위칭 모형(Markov-switching model)이다. 관련연구가 다양한 형태로 존재하지만, 본 논문에서는 Hamilton (1989)에서 제시된 모형을 증점적으로 소개한다. 경제성장률에 대한 두 개의 서로 다른 국면 또는 레짐(regime)이 있다. 호황국면과 불황국면이다. 매 시점마다 경기순환의 국면이 다를 수 있기 때문에 라는 변수를 새로 정의하여 호황국면은  $s_t = 1$ , 불황국면은  $s_t = 0$ 로 표시한다. 호황국면에서 불황국면보다 경제성장률이 높기 때문에 국면이 달라지면 평균 경제성장률도 변화한다. 이러한 점을 반영하여 평균 경제성장률을  $s_t$ 의 함수로 표시하여  $\mu(s_t)$ 로 나타낸다.

시간이 지나면서 현재 상황이 그대로 반복되는 것이 아니라 다른 상황으로 변화할 가능성을 인정한다. 예를 들어, 현재 시점이 호황국면일 때 다음 시점에서도 호황국면이 될 확률을  $\pi_{11}$ 으로 표시하고, 다음 시점에서 불황이 될 확률을  $\pi_{10}$ 로 표시한다. 또한 현재 시점이 불황국면일 때 다음 시점에서도 불황국면이 될 확률을  $\pi_{00}$ 으로 표시하고, 다음 시점에서 호황이 될 확률을  $\pi_{01}$ 로 표시한다. 이와 같은 확률들을 전이확률(transition probability)라고 한다. 앞에서 정의한 전이확률들은 모두 조건부 확률이다. 따라서 다음의 조건이 만족되어야 한다.

$$\pi_{11} + \pi_{10} = 1, \quad \pi_{00} + \pi_{01} = 1 \tag{4}$$

실제 경제성장률에서 평균 경제성장률을 뺀 차이를 성장률 갭으로 정의하면 성장률 갭은 과거 4분기 동안에 걸쳐 이미 실현된 성장률 갭이 미치는 효과와 과거 시점에서 예상하지 못한 현재 시점에서 나타난 충격의 효과를 반영하여 결정되는 것으로 가정한다. 이를 수식으로 표시하면 아래와 같다.

$$\Delta Y_t = \mu(s_t) + \sum_{i=1}^{i=4} \phi_i(\Delta Y_{t-i} - \mu(s_{t-i})) + \varepsilon_t \tag{5}$$

이 식에서  $\{\phi_i\}_{i=1}^4$ 는 네 개의 파라미터이고,  $\varepsilon_t$ 는 매 시점마다 서로 독립이면서 평균이 0이고 분산이  $\sigma_\varepsilon^2$ 인 정규분포를 따르는 확률변수를 나타낸다. 위의 식이 함의하는 점은 호황국면과 불황국면에 따라 평균 경제성장률이 다르다는 점을 실증분석모형에 반영한다는 것이다. 식 (4)로 가정된 실증분석모형을 미국의 분기별 일인당 GDP 증가율에 적용하여 얻은 결과는 Hamilton (1989)에 정리되어 있다. 1952년부터 1984년까지 미국의 분기별 실질 경제성장률을

사용하여 추정한 결과, 호황국면에서 평균 경제성장률은 1.2퍼센트이고, 불황국면에서 평균 경제성장률은 -0.4퍼센트이다.

앞에서 요약한 경제성장률의 실증분석모형은 King *et al.* (1988b)의 실물적 경기변동 모형과 차이가 있다. King *et al.* (1988b)에서는 일인당 실질 GDP에 대하여 임의보행(random walk)을 따르는 확률적 추세가 존재하는 것으로 가정하고 있다. 이와 같은 가정 하에서 King *et al.* (1988b)에서 분석한 모형의 균형조건에 로그-선형 근사를 적용하여 축약형의 해를 계산한 후, 이를 정리하면 일인당 실질 GDP 증가율은 ARMA(1,1)이 됨을 보일 수 있다.

앞에서 설명한 결과가 도출되는 과정을 설명하기 위해 King *et al.* (1988b)의 모형 중에서 필요한 부분만 발췌하여 설명한다. 총생산함수는 다음과 같이 코브-다글라스 생산함수의 형태로 가정한다.

$$\exp(Y_t) = \exp(\alpha K_t) \exp((1 - \alpha)(Z_t H_t)) \rightarrow y_t = \alpha(k_t + \Delta Z_t) + (1 - \alpha)H_t \quad (6)$$

이 식에서  $K_t$ 는 자본스톡,  $Z_t$ 는 노동의 효율성에 직접적으로 영향을 주는 생산성 수준,  $H_t$ 는 일인당 노동시간,  $\alpha$ 는 자본투입의 산출탄력성을 나타낸다. 자본스톡의 축적에는 자본의 회임기간을 반영된다. 따라서 현재 시점 생산과정에 투입되는 자본스톡은 과거 시점에서 결정된다. 현재 시점에서 새로 시작된 실물투자를  $I_t$ 로 표시하면 다음 시점의 자본스톡은 현재 시점에서 다음과 같이 결정된다.

$$\exp(K_{t+1}) = \exp(I_t) + (1 - \delta) \exp(K_t) \quad (7)$$

이 식에서  $\delta$ 는 자본스톡의 감가상각률을 나타낸다. 폐쇄경제를 가정하여 정부지출이 없는 상황에서 국민소득계정의 지출부분은 다음과 같은 등식으로 표시할 수 있다.

$$\exp(Y_t) = \exp(C_t) + \exp(I_t) \quad (8)$$

이 식에서  $C_t$ 는 실질 소비지출을 나타낸다.

일인당 노동시간을 제외하고 총산출, 총소비, 총투자, 자본스톡은 모두 동일한 확률적 추세가 있는 것으로 가정한다. 확률적 추세가 되는 변수는 앞에서 설명한 노동확장형 기술수준이다. King *et al.* (1988b)에서는 노동확장형 기술수준을 드리프트가 있는 임의보행을 따르는 것으로 가정한다.

$$\Delta Z_t = \gamma + \hat{\gamma}_t \quad (9)$$

이 식에서  $\gamma$ 는 노동확장형 기술진보율에서 장기평균성장률을 뺀 차이로 정의되고, 매 시점마다 서로 독립이면서 평균이 0이고 분산이  $\sigma_\gamma^2$ 인 정규분포를

따르는 확률변수로 가정한다.

모형의 해를 계산하기 위해 추세가 제거된 변수를 사용하여 균형조건을 나타낸 후 로그-선형근사를 적용한다. 구체적으로 설명하면 식 (6)에 있는 화살표 뒤에 등장하는 수식에서 소문자로 나타낸 변수들은 대문자로 표시한 변수의 추세를 제거한 변수이다. 앞에서 소개한 균형조건에서 나타나는 모든 변수는 자연로그로 정의되기 때문에 실질 GDP와 자본스톡에 대응하는 추세가 제거된 변수들은 각각  $y_t = Y_t - Z_t$ 와  $k_t = K_t - Z_t$ 으로 표시된다. 또한 로그-선형근사가 적용된 균형조건에서는 모든 변수가 자연로그에서 장기평균의 자연로그를 뺀 차이로 표시된다. 추세가 제거된 실질 GDP와 자본스톡은 로그-선형근사가 적용된 균형조건에서 각각  $\hat{y}_t = y_t - y$ 와  $\hat{k}_t = k_t - k$ 로 표시된다.

로그-선형근사가 적용된 균형조건은 내생변수들에 대한 선형 연립방정식이 된다. 로그-선형근사가 적용된 균형조건을 만족하는 해는 축약형의 해로 나타낼 수 있다. 축약형이라는 용어는 각각의 내생변수가 외생변수와 과거에 결정된 내생변수의 함수로 정리되는 것을 의미한다. 예를 들어 추세가 제거된 실질 GDP에 대한 축약형의 해는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\hat{y}_t = y_k \hat{k}_t + y_\gamma \hat{\gamma}_t \tag{10}$$

추세가 제거된 자본스톡에 대한 축약형의 해는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\hat{k}_t = \phi \hat{k}_{t-1} + k_\gamma \hat{\gamma}_{t-1} \tag{11}$$

다음에서는 앞에서 설명한 실질 GDP와 자본스톡의 균형해를 나타내는 식을 이용하여 실질 GDP에 대한 기간 간 변화의 식을 도출한다. 먼저 식 (10)을 식 (11)에 대입하여 자본스톡을 나타내는 변수를 소거하면 아래의 식이 도출됨을 확인할 수 있다.

$$\hat{y}_t = \phi \hat{y}_{t-1} + y_\gamma \hat{\gamma}_t + (k_\gamma y_k - \phi y_\gamma) \hat{\gamma}_{t-1} \tag{12}$$

이 식을 도출하는 과정을 통해서 King *et al.* (1988b)에서 분석한 실물적 경기 변동모형에서는 실질 GDP에서 확률적 추세를 제거된 부분이 ARMA(1,1)의 확률과정을 따르는 것을 확인할 수 있었다. 식 (12)를 차분하여 정리하면 실물적 경기변동 모형이 함의하는 경제성장률의 기간 간 변화를 나타내는 식이 아래와 같이 도출된다.

$$\Delta Y_t = \gamma + \phi(\Delta Y_{t-1} - \gamma) + \theta_0 \hat{\gamma}_t + \theta_1 \hat{\gamma}_{t-1} - \theta_2 \hat{\gamma}_{t-2} \tag{13}$$

이 식에서 사용된 파라미터들은 각각 다음과 같이 정의된다.

$$\theta_0 = 1 + y_\gamma, \quad \theta_1 = k_\gamma y_k - y_\gamma - \phi \theta_0, \quad \theta_2 = k_\gamma y_k - \phi y_\gamma \tag{14}$$

식 (13)에서 정리된 식을 보면 경제성장률은 ARMA(1,2)의 확률과정을 따른다는 것을 알 수 있다. 앞에서 소개한 실물적 경기변동모형에서는 경제성장률은 추세가 없는 변수이다.

혹자는 Stock and Watson (1988)의 실증분석모형에서 가정한 것과 동일하게 임의보행을 따르는 추세성장률의 가정이 King *et al.* (1988b)의 실물적 경기변동모형에 부과되면 어떠한 결과가 도출될 것인지 궁금할 수 있다. 이를 알아보기 위해 추세성장률이 임의보행을 따른다는 가정을 모형에 부과한다. 그 결과 노동확장형 기술진보율이 시간이 지나면서 어떻게 변화하는지를 나타내는 식은 다음과 같다.

$$\hat{y}_t = \hat{y}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

이 식에서  $\varepsilon_t$ 는 시점마다 서로 독립이면서 평균이  $\gamma$ 이고 분산이  $\sigma_\varepsilon^2$ 인 정규분포를 따르는 확률변수이다.

모형의 구성이 변화하지 않더라도 앞에서 이미 설명한 축약형과 동일한 형태의 해가 도출되기 위해 부과되어야 하는 조건이 있다. 균형조건을 정리하여 얻는 다변수 차분방정식에서 불안정한 특성근의 집합은 절대값이 1보다 큰 특성근들로 구성되어야 한다는 것이다. 이 경우 축약형의 상태변수 벡터에 관한 기간 간 변화를 나타내는 차분방정식에 포함되는 노동확장형 기술진보율은 임의보행을 따르게 된다는 점이 앞에서 소개한 모형과 차이가 나는 점이다. 식 (13)에서 정리된 식을 식 (15)에 대입하여 정리하면 경제성장률은 다음과 같이 ARIMA(1,1,2)가 됨을 보일 수 있다.

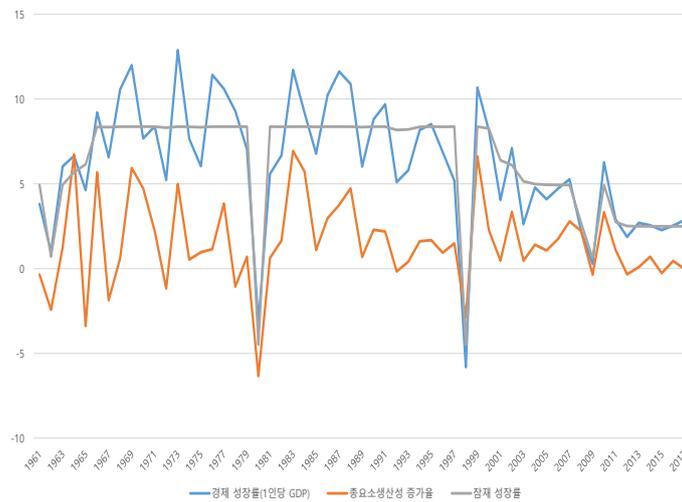
$$\Delta Y_t = \gamma + (1 + \phi)(\Delta Y_{t-1} - \gamma) - \phi(\Delta Y_{t-2} - \gamma) + \theta_0 \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} \quad (16)$$

Stock and Watson (1988)에서는 경제성장률의 추세가 임의보행을 따르는 것으로 가정한 경우 경제성장률의 변동성이 매우 작기 때문에 추정치의 중위불편추정량을 보장하는 것이 중요한 이슈이라는 점을 강조하고 있다. Yun (2016)에서는 Stock and Watson (1988)에서 제시한 이슈에 대하여 다루고 있으며, 아울러 실물적 경기변동모형에서 함의하는 잠재성장률모형의 형태를 반영한 실증모형을 사용하여 한국의 잠재성장률을 추계한 결과를 소개하고 있다. 단순한 모형의 소개 이상으로 기술적인 이슈를 상세히 설명하는 것은 본 논문의 범주를 넘는 것이라고 판단되어 생략하기로 한다.

<그림 2-1>은 1961년부터 2017년까지 일인당 실질GDP의 증가율로 측정된 한국의 경제성장률과 총요소생산성 지수의 증가율을 보여주고 있다.<sup>3</sup>

<sup>3</sup>경제성장률과 총요소생산성 증가율은 미국의 세인트루이스 연방은행의 홈페이지에 있는 데이터베이스에서 다운로드받은 1960년부터 2017년까지 연도별 자료이다. 일인당 실질GDP

그림 2-1: 경제성장률과 잠재성장률



파란색의 선이 경제성장률을 나타내고, 주황색의 선이 총요소생산성 증가율을 나타낸다. 또한 회색의 선은 경제성장률의 시계열자료에 마코프-스위칭모형을 적용하여 추계한 잠재성장률이다. 잠재성장률은 다음과 같은 방식으로 추정된다. 1961년부터 2017년까지 고성장국면, 저성장국면, 도약국면과 하강국면으로 구성된 전이국면, 경제위기 국면, 최근 금융위기 국면 등의 다섯 개 국면이 존재하는 것으로 가정하여 마코프-스위칭모형을 추정한다. 그 결과 매년 각각의 국면일 확률과 각각의 국면에 대응하는 성장률의 값이 추정된다. 잠재성장률은 매년 다섯 개 국면의 확률을 가중치로 사용하여 추계한 각 년도 가중평균으로 정의된다.

<그림 2-1>을 보면 잠재성장률은 1960년대 초반 급격히 증가하고, 2000년대 들어서 하강하는 모습을 보여주고 있다. 이 부분이 도약국면과 하강국면으로 구성된 전이국면을 반영하는 것으로 볼 수 있다, 1965년대 중반부터 1990년대 후반까지 1979년을 제외하고 연 평균 8퍼센트의 경제성장률을 보인

의 정의는 ‘Constant GDP per capita for the Republic of Korea, 2010 U.S. Dollars, Annual, Not Seasonally Adjusted’ (NYGDPPCAPKDKOR)이다. 총요소생산성 지수의 정의는 ‘Total Factor Productivity at Constant National Prices for Republic of Korea, Index 2011=1, Annual, Not Seasonally Adjusted’ (RTFPNAKRA632NRUG)이다. 잠재성장률은 매틀랩 2020년 판의 매뉴얼에 있는 마코프-스위칭 모형의 예시 프로그램을 그대로 사용하여 추정하였다는 점을 밝힌다.

다. 이 부분이 고성장국면을 반영하는 것으로 볼 수 있다. 2010년대 들어서 2 퍼센트 중반을 보이고 있다. 이 부분이 저성장국면을 반영하는 것으로 볼 수 있다. <그림 2-1>에서 보여주고 있는 잠재성장률의 추계치는 2000년대 들어서 한국경제에서는 잠재성장률이 지속적으로 하락하고 있다는 세간의 지적과 일치하는 결과를 보여주고 있다는 것을 알 수 있다.<sup>4</sup>

### 3. 소득불평등의 거시경제적 효과

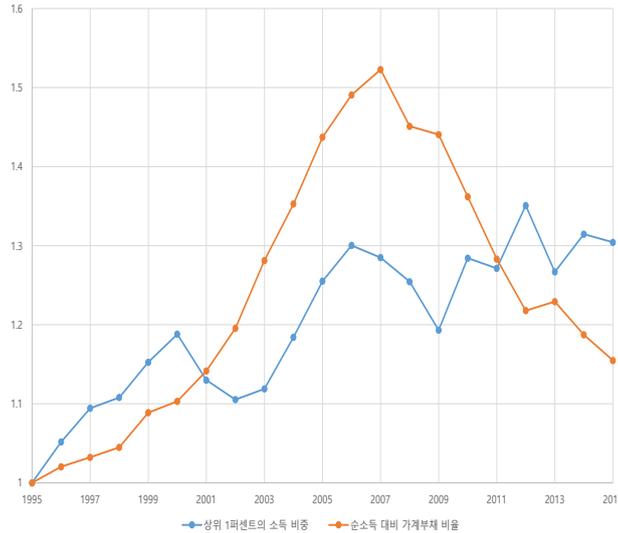
동질적인 가계로 구성된 가상의 모형경제를 가정한 DSGE모형의 내재적인 한계점을 극복하기 위해 비동질적인 가계로 구성된 모형경제를 가정한 DSGE모형의 분석이 최근에 다양한 연구에서 제시되어왔다. 다양한 이슈에 대하여 동질적인 가계와 비동질적인 가계로 구성된 DSGE모형 간의 차이를 비교할 수 있지만, 본 논문의 두 번째 부분에서는 서로 다른 가계의 소득불평등이 심화되면서 발생할 수 있는 거시경제적 효과를 중점적으로 설명한다. 소득불평등의 영구적인 변화가 발생하면 소득 대비 가계부채 비율이 증가하게 되고 결국 경제위기로 이어질 수 있다는 점이 반영된 최근 연구를 중점적으로 설명한다.

먼저 Kumhof *et al.* (2015)의 내용을 간단히 요약한다. 이들의 모형에 따르면 소득 상위 5퍼센트 그룹의 소득 비중을 증가시키는 영구적인 충격이 발생하면 이들은 소득 95퍼센트 그룹에게 대출하여 금융 자산을 축적한다. 따라서 소득 상위 5퍼센트 그룹의 소득 비중을 증가시키는 영구적인 충격이 발생하면 소득 95퍼센트 그룹의 소득 대비 부채 비율이 증가하게 된다. 그 결과 소득 격차와 부의 격차가 동시에 심화되는 현상이 나타난다. 특히 소득 불평등 심화의 거시 경제적 효과는 소득 대비 가계 부채의 비율이 상승하면서 금융 취약성이 증가하기 때문에 금융 위기와 실물 경제 위기가 발생할 가능성을 높아진다는 것이다. 자신들의 주장을 뒷받침하기 위해 이들이 제시하고 있는 실증적인 자료는 상위 5 퍼센트의 소득비중과 소득 대비 가계부채의 비율이 경제 위기 이전에 지속적으로 증가하는 모습을 보이고 있다는 것이다.

<그림 3-1>에서는 세계불평등데이터베이스(World Inequality Database)로부터 GDP 대비 상위 1퍼센트 소득의 비중 자료를 다운로드 받아서 작성된 미국의 상위 1퍼센트 소득비중 추이를 보여주고 있다. OECD의 홈페이지에서

<sup>4</sup>Yun (2017)은 한국의 축소도시현상을 DSGE모형을 사용하여 분석하고 있다. 낮은 잠재성장률 국면으로 이동하는 가운데 축소도시현상이 심화되는 것으로 설명하고 있다. 또한 새로운 일자리를 위한 생산가능인구의 도시 간 이동이 활발하게 진행될 수 있도록 하는 정책에 자원 배분을 집중하여 거시경제 전체의 평균적인 산출 생산성을 증가시키는 효과를 기대할 수 있다는 것을 보인다.

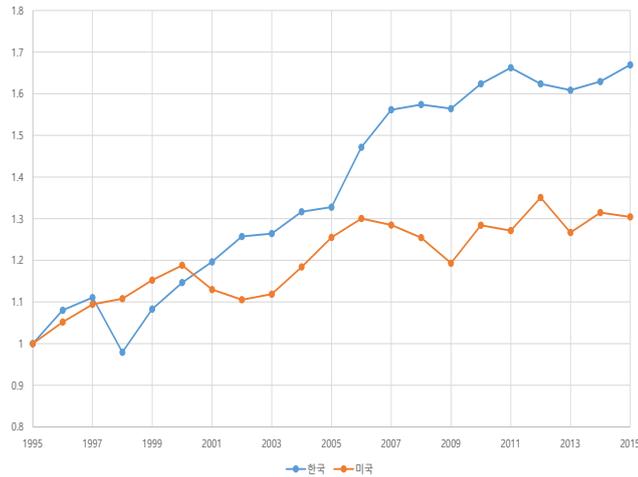
그림 3-1: 소득불평등과 가계부채: 미국



다운로드 받은 순소득 대비 가계부채의 비율 자료도 동시에 보여주고 있다. 파란색 실선은 상위 1퍼센트의 소득 비중을 나타내고, 주황색 실선은 소득 대비 가계부채 비율을 나타내고 있다. 두 실선은 각각 1995년의 소득 비중을 1로 정규화한 지수의 형태로 재구성한 수치를 보여주고 있다. 1995년부터 금융 위기가 발생하는 시점까지의 기간 중 두 변수의 변화 추이를 동일한 기준으로 비교하는 데 용이하다고 판단하여 정규화한 지수를 사용하여 그래프를 작성하였다.

고소득계층의 소득비중은 2006년에 정점을 보이다가 그 이후 금융위기가 진행되었던 기간에는 감소하고 경제 상황이 회복되면서 다시 예전 수준으로 회복되는 모습을 보인다. 소득 대비 가계부채의 비율은 2000년대 초반에 급격히 증가하다가 2007년을 정점으로 급격하게 감소하는 모습을 보인다. 결론적으로 <그림 3-1>의 그래프는 경제위기가 발생하기 이전 소득 격차와 가계부채가 지속적으로 증가하는 경향이 있다는 점을 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 여기서 Kumhof *et al.* (2015)에서 사용된 자료는 상위 5퍼센트의 소득비중이지만, <그림 3-1>의 자료는 상위 1퍼센트의 소득비중이므로 서로 다른 소득계층을 대상으로 정의된 소득불평등지수이지만 적어도 추세적인 변화는 유사한 것으로 보인다는 점을 지적한다. 이들이 제시한 자료에서는 상위 5퍼

그림 3-2: 상위 1퍼센트 소득 계층의 소득비중 변화의 비교:한국과 미국



센트의 소득비중은 1983년 22퍼센트에서 2008년 34퍼센트로 증가한다. 또한 GDP 대비 가계부채의 비율은 동일한 기간 중 50퍼센트에서 약 90퍼센트 수준으로 증가한다.<sup>5</sup>

<그림 3-2>에서는 한국과 미국의 상위 1퍼센트 소득비중 추이를 보여주고 있다. 한국의 자료와 미국의 자료 모두 세계불평등데이터베이스(World Inequality Database)로부터 다운로드 받았다. 파란색 실선은 한국의 상위 1퍼센트의 소득 비중을 나타내고, 주황색 실선은 미국의 소득 대비 가계부채 비율을 나타내고 있다. 두 실선은 각각 1995년의 소득 비중을 1로 정규화한 지수의 형태로 재구성한 수치를 보여주고 있다. 현재 시점까지 두 변수의 변화 추이를 동일한 기준으로 비교하는 데 용이하다고 판단하여 정규화한 지수를 사용하여 그래프를 작성하였다.

미국의 경우 앞서서도 이미 설명을 했지만 상위 1퍼센트의 소득비중은 2006년에 정점을 보이다가 그 이후 금융위기가 진행되었던 기간에는 감소하고 경제 상황이 회복되면서 다시 예전 수준으로 회복되는 모습을 보인다. 한국의 경우 1990년대 말 외환위기 시점에서 소득비중이 감소하였다가 회복

<sup>5</sup>이들이 제시한 자료에서는 상위 5퍼센트의 소득비중은 1983년 22퍼센트에서 2008년 34퍼센트로 증가한다. 또한 GDP 대비 가계부채의 비율은 동일한 기간 중 50퍼센트에서 약 90퍼센트 수준으로 증가한다.

된 이후 지속적으로 증가하고 있는 모습을 보이고 있다. 2005년을 기점으로 2010년까지 소득비중이 큰 폭으로 증가하는 모습을 보이고 있다. 그러나 2010년대 들어서 2015년까지는 그 이전 기간 동안 나타난 증가하는 모습은 나타나고 있지 않다. <그림 3-2>의 그래프가 함의하는 점을 요약하면 1995년의 소득 비중을 기준으로 할 때 1995년부터 2015년 기간 중 한국의 상위 1퍼센트 소득비중이 미국에 비해 더 큰 폭으로 증가하였다는 것이다. 그러나 한국의 소득불평등 정도가 미국보다 더 높다는 것을 함의한다는 것은 아님을 지적한다. 구체적으로 설명하면 2015년 미국의 상위 1퍼센트의 소득비중이 약 20퍼센트이고 한국의 경우 약 12퍼센트이다. 따라서 2015년 자료에 의거하면 미국의 상위 1퍼센트 소득비중이 한국에 비해 상대적으로 더 높다는 점을 지적한다.

다음에서는 소득불평등과 소비불평등 간의 관계에 대한 연구에 대하여 정리한다. 관련문헌에서는 시간이 지나면서 소비불평등이 소득불평등과 유사한 크기로 변화하는가에 대한 서로 상반되는 견해가 제시되어 왔다. 개인소비는 항상소득의 변화를 반영하는 것으로 주장하는 항상소득가설을 반영하여 개인소득의 변화를 장기적인 변화와 일시적인 변화로 나누어 볼 수 있다. 특히 항상소득가설에 의하면 소득의 장기적인 변화에 대해서만 소비불평등이 반응한다고 볼 수 있다. 예를 들어, 실증분석의 결과 소비불평등의 변화가 소득불평등의 변화와 유사한 크기로 진행되고 있는 것이 관측된 것으로 가정하자. 이 경우 실증분석의 대상이 되는 기간 중에서는 주로 장기적인 소득변화에 의해서 소득불평등이 발생한 것으로 볼 수 있다. 그러나 소비불평등의 변화가 소득불평등의 변화에 비해 상대적으로 크게 작게 나타났다고 가정하자. 이 경우 실증분석의 대상이 되는 기간 중에서는 주로 일시적인 소득변화에 의해서 소득불평등이 발생한 것으로 볼 수 있다. 결국 요약하면 소비불평등이 소득불평등과 비교하여 어느 정도 같이 진행되는지에 대한 연구는 소득불평등을 결정하는 요인이 장기적인 요인인가 아니면 일시적인 요인인가의 분석과 관련이 있다고 할 수 있다.

관련문헌에서는 어떠한 결과들이 제시되고 있는지에 대하여 간단히 요약한다. 두 개의 상반된 주장이 제시되어 왔다. 첫 번째 주장은 소득불평등의 증가가 지속적으로 진행되더라도 유사한 크기로 소비불평등을 증가시키지 않는다는 것이다. 두 번째 주장은 소득불평등의 지속적인 증가는 유사한 크기로 소비불평등에 반영된다는 것이다. 두 개의 상반된 주장은 모두 관측된 자료를 사용한 실증분석의 결과를 반영한 것이므로 동일한 자료를 사용하여 어떻게 서로 다른 결론에 도달할 수 있는지의 의문이 발생할 수 있다.

이와 관련하여 Aguiar and Bils (2015)의 주장은 다음과 같다. 개별 가계에 대한 면접조사(interview survey)의 방식으로 생성되는 가계 소득과 소비에 관

한 데이터베이스를 근거로 다음의 주장을 제시한다. ‘소비자 지출 서베이’의 자료를 그대로 총합하면 소비불평등을 측정하면 소비불평등이 소득불평등에 비해 완만하게 변화하는 것으로 나타날 수 있다는 것이다. 그러나 ‘소비자 지출 서베이’에 수록된 자료가 면접조사를 통해 작성될 때 가계의 실제 소비지출 행태가 그대로 반영되지 않았을 수 있다는 점을 지적한다. 특히 고소득층의 소비지출에서 필수재의 지출비중이 감소하고, 사치재의 지출비중이 증가한 것을 정확히 반영되지 않았다면 ‘소비자 지출 서베이’의 자료를 그대로 총합하여 측정한 소비불평등에서는 측정오차가 발생할 수 있다는 것이다. 결론적으로 두 번째 주장은 고소득층의 소비행태를 정확히 반영하여 소비불평등을 측정하면 소득불평등의 지속적인 변화가 소비불평등에 유사한 크기로 반영되고 있다는 것이다.

다음에서는 Aguiar and Bils (2015)에서 강조된 소비불평등은 소득불평등과 같은 크기로 변화한다는 점이 항상소득가설의 소비모형에서 어떻게 성립하는지를 살펴본다. 거시경제 전체의 모든 가계는 두 개의 서로 다른 그룹으로 나누어진다. A그룹은 소득을 기준으로 상위 5퍼센트에 속하는 가계들로 구성되어 있다. B그룹은 A그룹에 속하지 않는 나머지 가계들로 구성되어 있다. 먼저 경제 전체의 인구수를 1이라고 정규화하고, 분석을 진행한다. 먼저 A그룹 인구수를  $\gamma$ , B그룹 인구수를  $1 - \gamma$ 로 표시한다. 따라서 경제 전체의 일인당 실질GDP는 개별그룹의 실질소득의 가중평균이므로 다음과 같이 주어진다.

$$Y_t = \gamma Y_{a,t} + (1 - \gamma) Y_{b,t} \quad (17)$$

이 식에서  $Y_t$ 는 일인당 실질GDP,  $Y_{a,t}$ 는 A그룹의 일인당 실질소득,  $Y_{b,t}$ 는 B그룹의 일인당 실질소득을 나타낸다. 소득불평등에 대한 영구적 충격은 어떻게 정의할 것인가? 소득불평등에 대한 영구적인 충격은 실질GDP 대비 A그룹 소득의 비중이 영구적으로 증가하는 것으로 정의한다. 실질GDP 대비 A그룹 소득의 비중을  $\omega_t$ 로 표시하면 다음과 같이 수식으로 나타낼 수 있다.

$$\omega_t = \frac{\gamma Y_{a,t}}{Y_t} \quad (18)$$

다음에서는 두 그룹의 기간 간 예산제약식과 소비의 결정에 대하여 설명한다. 먼저 A그룹의 기간 간 예산제약은 다음과 같이 주어진다.

$$W_{a,t+1} = (1 + r_t)(W_{a,t} + Y_{a,t} - C_{a,t}) \quad (19)$$

이 식에서  $W_{a,t}$ 는 A그룹 소비자가 소유하는 부(wealth)의 일인당 실질가치,  $r_t$ 는 실질이자율,  $C_{a,t}$ 는 A그룹 일인당 실질소비지출을 나타낸다. 앞에서 설명한 바와 같이 A그룹 소비행태는 항상소득가설과 일치하는 것으로 가정하면,

A그룹 일인당 소비지출은 다음과 같이 결정된다.

$$C_{a,t} = aY_{a,t}^* \quad (20)$$

이 식에서  $Y_{a,t}^*$ 는 A그룹의 항상소득을 나타내고,  $a$ 는 양의 상수를 의미한다. A그룹 소비자 일인당 소득은 항상소득과 일시적 소득의 합으로 구성된다.

$$Y_{a,t} = Y_{a,t}^{ast} + Y_{a,t}^o \quad (21)$$

이 식에서  $Y_{a,t}^o$ 는 A그룹의 일시적 소득을 나타낸다.

B그룹 소비지출은 소득보다 더 크기 때문에 은행대출로 부족한 소비자금을 충당하는 것으로 가정한다. 주택관련지출 및 다른 내구재소비지출을 포함한 소비지출이 소득보다 더 크기 때문에 차액을 은행대출을 충당하는 것으로 가정한다. 따라서 B그룹의 소비지출은 다음과 같이 결정된다.

$$C_{b,t} = Y_{b,t} + L_{b,t} \quad (22)$$

이 식에서  $C_{b,t}$ 는 B그룹 소비자 일인당 실질소비지출이고,  $L_{b,t}$ 는 B그룹 소비자 일인당 은행대출을 나타낸다. 또한 B그룹 소비자 일인당 실질부채잔고는 다음과 같이 변화한다.

$$B_{b,t+1} = (1 + r_t)(B_{b,t} + L_{b,t}) \quad (23)$$

이 식에서  $B_{b,t+1}$ 은 다음 시점으로 이월되는 실질부채잔고를 나타낸다.

다음에서는 대부자금시장의 균형에서 만족되어야 하는 B그룹 소비자 일인당 실질부채잔고를 계산한다. 대부자금시장 균형에서 성립하는 시장청산조건은 자금공급과 자금수요가 같다는 조건이다. 은행은 최종수요자와 최종공급자를 연결시켜주는 자금중개기능을 수행한다. 은행의 진입과 탈퇴에 소요되는 비용이 없고, 자금중개비용도 없는 것으로 가정한다. 대부자금시장의 자금공급은 A그룹 소비자가 담당하고, A그룹 소비자 일인당 실질저축은  $S_{a,t}$ 로 표시한다. 대부자금시장의 자금수요는 B그룹 소비자에게 제공되는 은행대출이다. 따라서 대부자금시장의 시장청산조건은 다음과 같다.

$$\gamma S_{a,t} = (1 - \gamma)L_{b,t} \quad (24)$$

이 식의 좌변은 자금공급을 나타내주고, 우변은 자금수요를 나타낸다. 항상소득가설 소비모형에 따르면 A그룹 소비자 일인당 실질저축은 다음과 같이 결정된다.

$$S_{a,t} = Y_{a,t} - aY_{a,t}^{ast} = (1 - a)Y_{a,t}^{ast} + Y_{a,t}^o \quad (25)$$

식 (25)를 식 (24)에 대입하여 정리하면 B그룹 소비자 일인당 은행대출의 크기는 다음과 같이 결정된다.

$$L_{b,t} = \frac{\gamma}{1-\gamma}((1-a)Y_{a,t}^* + Y_{a,t}^o) \quad (26)$$

다음에서는 모형이 함의하는 소비불평등과 소득불평등 간의 관계를 분석한다. Aguiar and Bils (2015)에서 사용된 소비불평등지수와 소득불평등지수의 정의는 각각 상위소득계층의 총소비지출 또는 총소득을 하위소득계층의 총소비지출 또는 총소득으로 나눈 비율이다. 따라서 소비불평등지수를  $I_{C,t}$ , 소득불평등지수를  $I_{Y,t}$ 로 표시하고 위에서 설명한 정의를 적용한다.

$$I_{C,t} = \frac{\gamma C_{a,t}}{(1-\gamma)C_{b,t}}, \quad I_{Y,t} = \frac{\gamma Y_{a,t}}{(1-\gamma)Y_{b,t}} \quad (27)$$

식 (26)을 식 (22)에 대입하여 B그룹의 소비함수를 계산할 수 있다. A그룹의 소비함수와 B그룹의 소비함수를 식 (27) 앞부분에 있는 소비불평등지수의 정의에 대입하여 정리하면, 소비불평등지수는 소득불평등지수의 증가함수임을 보일 수 있다.

$$I_{C,t} = \frac{a}{1-a+m_{a,t}+(I_{Y,t})^{-1}(1+m_{b,t})} \quad (28)$$

이 식에서  $m_{a,t}$ 와  $m_{b,t}$ 는 각각 A그룹과 B그룹의 항상소득 대비 일시적 소득의 비율을 나타낸다. 이 식에서는 일시적 소득의 단기적 변동이 소비불평등지수에 영향을 미칠 수 있음을 보여주고 있다. 일시적 소득의 장기평균은 제로라고 가정한다. 따라서 일시적 소득의 단기적인 변동이 없는 장기균형에서 소비불평등지수와 소득불평등지수의 관계는 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$I_C = \frac{a}{1-a+(I_Y)^{-1}} \quad (29)$$

식 (29)을 이용한 소비불평등지수의 소득불평등에 대한 탄력성은 다음과 같다.

$$\frac{\partial I_C}{\partial I_Y} = \left(\frac{I_C}{a I_Y}\right)^2 \rightarrow \frac{\partial I_C}{\partial I_Y} \frac{I_Y}{I_C} = \frac{I_C}{a^2 I_Y} \quad (30)$$

화살표 뒤에 있는 식이 소비불평등지수의 소득불평등에 대한 탄력성이다. 식 (30)의 함의는 장기적으로 소비불평등지수의 소득불평등에 대한 탄력성이 1이 되기 위해서  $a = (I_C/I_Y)^2$ 의 조건이 만족되어야 한다는 것이다. 따라서 소득불평등지수의 장기평균이 소비불평등지수의 장기평균보다 크면 평균소비성향의 장기평균은 1보다 작은 양수가 된다.

다음에서는 고소득계층 소득이 총소득에서 차지하는 비중의 증가가 일인당 국민소득 대비 은행 대출금의 비율에 미치는 효과를 계산한다. 이를 위해 식 (26)의 양변을 일인당 실질 국민소득으로 나누고 난 후 정리하면 아래와 같다.

$$\frac{L_{b,t}}{Y_t} = \frac{\omega_t(1-a+m_{a,t})}{(1-\gamma)(1+m_{a,t})} \quad (31)$$

식 (23)의 양변을 로 나눈 후 도출되는 식에 위에서 정리한 식 (31)를 대입하여 정리한다. 그 결과 경제 전체 총소득 대비 부채비율의 기간 간 변화를 나타내는 식이 다음과 같이 도출된다.

$$b_{t+1} = \alpha_{t+1}(b_t + \frac{\omega_t(1-a+m_{a,t})}{(1-\gamma)(1+m_{a,t})}), \quad \alpha_{t+1} = \frac{1+r_t}{1+g_{t+1}} \quad (32)$$

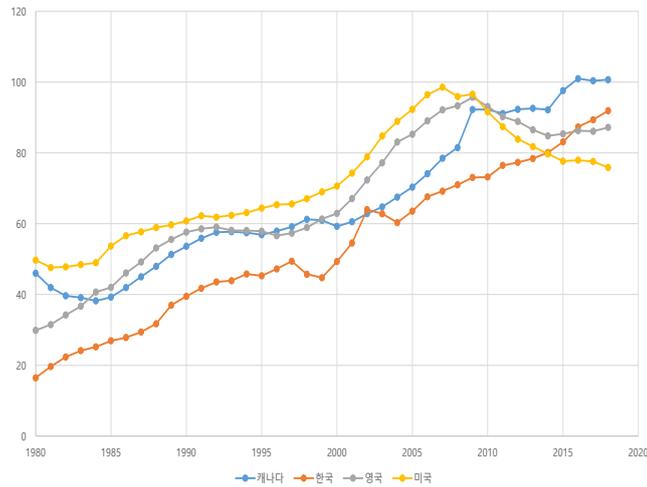
이 식에서  $b_t$ 는 소득 대비 부채의 비율이고,  $g_{t+1}$ 은 현재 시점과 다음 시점 간의 일인당 실질소득의 증가율이다. 식 (32)에 정리된 식은 A그룹의 총소득이 GDP에서 차지하는 비중이 증가하면 경제 전체의 소득 대비 부채 비율이 증가한다는 것으로 함의한다. 따라서 지금까지 설명한 항상소득가설의 소비모형은 비록 단순한 동태모형이지만, <그림 3-1>에서 보여주고 있는 실제 자료에서 나타난 두 변수 간의 관계를 설명하는 것으로 해석할 수 있다. 지금 분석하고 있는 모형의 시뮬레이션으로 만들어진 변수들의 값이 실제로 관측된 자료들의 값을 어느 정도 잘 피팅하는가의 문제는 본 논문의 작성목적을 넘는 작업이 필요하기 때문에 후속연구로 미루기로 한다.

#### 4. 가계부채의 거시경제적 효과

<그림 4-1>에서는 한국의 GDP 대비 가계부채 비율의 추이를 캐나다, 미국, 영국 등과 비교하고 있다. 가계부채의 비율은 가계부문에게 공급된 은행 대출과 가계부문이 발행한 채권 발행액의 합을 GDP로 나눈 비율로 정의되고, IMF의 홈페이지 (IMF DataMapper)에서 다운로드 받아서 1980년-2018년 기간 중 자료를 보여주고 있다. 주황색 실선은 한국의 부채비율, 회색 실선은 영국, 노란색 실선은 미국, 하늘색 실선은 캐나다를 각각 나타낸다.

미국과 영국의 경우 글로벌 금융위기를 기준으로 그 이전에는 지속적으로 상승하다가 그 이후 낮아지고 있다. 특히 미국의 경우 금융위기 시점에서 100퍼센트의 정점을 기록한 이후 지속적으로 낮아져서 2018년 기준 80퍼센트 미만을 기록하고 있다. 영국의 경우 금융위기 시점에서 약 95퍼센트의 정점을 기록한 이후 지속적으로 낮아져서 2018년 기준 약 85퍼센트 정도를 기록하고 있다. 이처럼 미국과 영국은 금융위기를 겪으면서 GDP 대비 가계부채비율이

그림 4-1: GDP 대비 가계부채 비율 추이: 미국

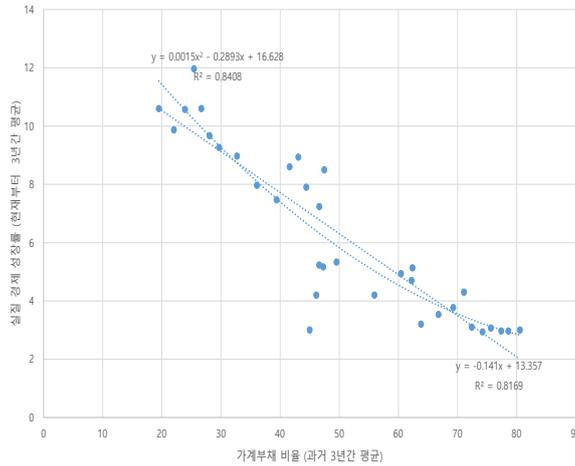


조정과정을 거쳐 감소하는 모습을 보이지만, 캐나다는 금융위기가 진행되는 과정에서 일정한 수준을 유지하다가 그 이후 증가하는 모습을 보이고 있다는 점이 미국과 영국의 변화과정과 차이가 난다.

한국은 1980년 당시 16.5퍼센트로 최하위를 기록하고 있지만, 그 이후 현재까지 지속적으로 가계부채의 비율이 증가하고 있다. 특히 2014년에는 미국보다 더 높은 수준으로 올라가고, 2016년에는 영국보다 더 높은 수준으로 올라가는 모습을 보이고 있다. 따라서 2010년대에 들어 한국의 GDP 대비 가계부채의 비율은 미국과 영국의 수치보다 더 높아져서 GDP 대비 가계부채의 비율 다른 나라에 비해 높은 수준이라는 것을 알 수 있다.

<그림 4-2>에서는 1980년부터 2018년까지의 한국 자료를 사용하여 GDP 대비 가계부채 비율의 증가는 그 이후 시점의 경제성장률에 대한 예측력이 있음을 보여주고 있다. x축의 변수는 각 년도에 대하여 각 년도를 제외한 과거 3년간 GDP 대비 가계부채 비율의 평균이다. y축의 변수는 각 년도에 대하여 각 년도를 포함한 미래 3년간 실질 경제성장률의 평균이다. <그림 4-2>의 그래프는 과거 3년간 GDP 대비 가계부채 비율이 높은 시점은 그 이후 3년간 실질 경제성장률이 낮게 나타나는 경향이 있다는 것을 함의한다. <그림 4-2>에는 선형 회귀방정식을 추정한 결과가 요약되어 있다. 추정식의 기울기는  $-0.141$

그림 4-2: 가계부채 비율과 실질경제성장률



이고, 수정된 R-square를 보면 0.8169이다. 음의 관계가 있음을 추정된 기울기를 통해 알 수 있고, 과거 3년간 GDP 대비 가계부채 평균 비율의 미래 3년간 평균 실질 경제성장률에 대한 설명력도 낮지 않다는 것으로 해석할 수 있다. 또한 2차 방정식을 가정하여 계수를 추정하고 추정된 계수의 값을 사용하여 그래프를 그리면 음의 기울기를 가진 곡선으로 나타난다.

<그림 4-2>에서는 한국 자료를 사용하여 분석한 결과를 보여주고 있지만, 30여개 국가의 자료를 사용하여 실증분석한 선행연구가 있음을 지적하고자 한다. Mian *et al.* (2017)은 다양한 방법을 사용하여 과거 시점에서 형성된 가계부채 비율과 미래 시점의 경제성장률 간의 관계를 실증분석하고 있다. 이들의 실증분석 결과를 간단히 요약하면 다음과 같다. 가계부채 비율에서 예상치 못한 충격이 발생하여 갑자기 변화하면 그 여파가 3년 정도 기간에 걸쳐 지속되기 때문에 초기에는 가계부채 호황이 발생한다. 가계부채 호황이 발생하는 기간에는 소득 대비 소비 비중이 늘어나고 소비재 수입이 확대되면서 GDP도 증가한다. 초기에 나타나는 경기확대 현상은 일시적으로만 진행된다. 따라서 뒤이어 후속되는 기간에는 경제성장의 하락이 나타난다.

어느 정도 수준이면 가계부채 호황이 발생하는 정도로 가계부채 비율이 증가한 것인가? 가계부채 비율이 (평균수준+표준편차)의 임계치보다 더 커지는 수준으로 정의한다. 구체적으로 설명하면 미국의 경우 가계부채 비율이 6.2

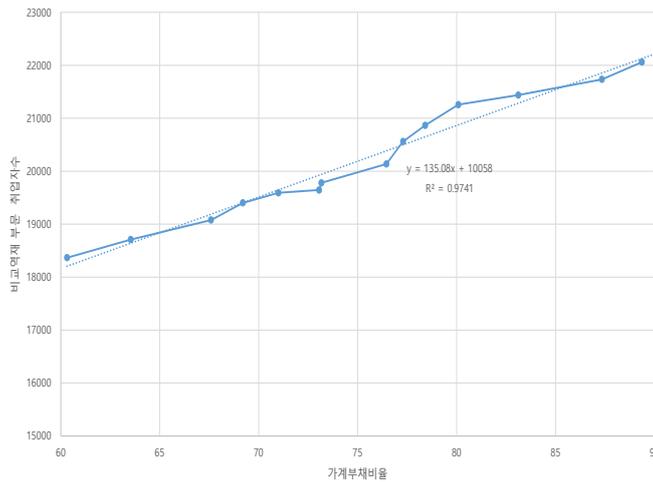
퍼센트 증가하면 GDP는 2.1퍼센트 감소하는 것으로 나타난다는 것이다. 또한 글로벌 금융위기로 발생한 대불황기간을 분석대상의 기간에 포함하는지의 여부에 따라 결과가 달라질 수도 있다는 점도 지적하고 있다. 예를 들어, 미국의 대불황기간을 제외하면 가계부채비율의 GDP 감소효과가 30퍼센트 정도 감소한다. 그럼에도 불구하고 가계부채 비율이 증가하여 발생하는 GDP 감소 효과는 여전히 존재한다고 주장한다.

어떠한 경로를 거쳐서 가계부채의 과도한 증가가 초기에는 경기호황을 발생시키지만 일정 기간이 지난 후 GDP의 감소로 이어지는가에 대하여 질문해볼 수 있다. 두 가지 경로가 작동하는 것으로 설명할 수 있다. 먼저 Mian and Sufi (2018)에서 주장한 신용주도 가계수요 경로(credit-driven household demand channel)이다. 신용순환(credit cycles)과 경기순환(business cycles)이 가계수요를 매개로 하여 서로 밀접한 관계가 있음을 주장하는 견해로 해석할 수 있다. 신용공급의 충격이 발생하여 발생하는 신용순환 초기 확장단계에서 가계수요가 증가하여 경기호황으로 이어질 수 있지만, 일정 기간이 지난 후 총수요 감소가 나타나는 상황이 발생하면 이는 과거에 축적한 가계부채가 소비지출에 부담을 주게 되어 경기수축의 심화로 이어질 수 있다.

신용공급 충격의 존재를 확인할 수 있는 사례연구를 제시할 수 있는가? 이에 대한 답변으로 미국의 은행규제 완화 (US banking deregulation), 2000년대 초반 유로의 도입 사례 (introduction of the Euro), 미국 대불황의 원인으로 지목된 대출기준의 완화 (US credit standards in the lead-up to the Great Recession) 등을 들 수 있다. 그 중에서도 유로의 도입은 1990년대 말 여러 유럽 국가의 통화 가치에 대한 위험 프리미엄을 감소시켜서 신용공급을 증가시킨 충격을 발생시킨 것으로 평가한다.

가계의 한계소비성향이 일률적으로 동일하지 않다는 점이 중요한 역할을 할 수 있다. 가계가 보유하고 있는 재산과 소득에 예상치 못한 충격이 발생하여 급격히 감소하는 상황이 발생할 때 부채가 많은 가계와 그렇지 않은 가계의 소비반응이 다를 수 있다. 미국의 자료에서는 대불황기에서 발생한 동일한 크기의 소득감소에 대하여 부채가 상대적으로 많은 가계의 소비지출 수준이 더 큰 폭으로 나타난다. 이는 부채가 많은 가계의 한계소비성향이 더 높다는 점을 의미한다. 부채가 많은 가계의 한계소비성향이 상대적으로 더 높다면 그렇지 않고 모두 동일한 크기 한계소비성향을 가진 경우에 비해 불황국면에서 발생하는 소비지출 감소의 폭을 상대적으로 더 크게 하는 요인이 된다. 또한 부채가 작은 가계의 소비지출은 금융기관의 대출조건이나 이자율 변동에 크게 반응하지 않는 경향이 있기 때문에 금리하락의 소비지출 확대효과가 상대적으로 작게 작용할 수 있다.

그림 4-3: 가계부채 비율과 비교역재부문 취업자수



<그림 4-3>에서는 2004년부터 2017년까지 기간 중 GDP 대비 가계부채 비율과 비교역재부문의 취업자 수 간의 관계를 보여주고 있다. x축은 각 년도 GDP 대비 가계부채 비율을 나타내고, y축은 각 년도 비교역재부문 취업자 수를 나타낸다. 비교역재부문 취업자는 통계청 홈페이지(Kosis)에서 다운로드 받은 산업별 취업자 자료(경제활동인구조사)에서 농업 및 어업과 사회간접자본 및 기타서비스 취업자의 합으로 정의된다. 통계청 홈페이지에 수록된 자료의 기간을 반영하여 표본기간은 2004년부터 2017년까지이다. 2004년부터 2017년까지 기간 중 GDP 대비 가계부채비율과 비교역재부문의 취업자 수는 서로 양의 상관관계가 있음을 보여주고 있다. 이 그림에서도 선형 회귀방정식을 추정한 결과가 요약되어 있다. 추정식의 기울기는 135.08이고, 수정된 R-square를 보면 0.9741이다. 추정된 기울기는 GDP 대비 가계부채 비율이 상승할 때 비교역재부문의 고용도 증가하는 경향이 있다는 점을 함의한다. 또한 자료수집기간의 제약으로 인해 표본기간이 충분히 길지는 않지만 GDP 대비 가계부채 비율의 비교역재부문 취업자 수에 대한 설명력도 낮지 않은 것으로 해석할 수 있다.

<그림 4-3>과 관련된 선행연구는 Mian and Sufi (2014)이다. 이들은 가계의 재무상태와 노동시장의 고용은 가계순부경로(housing net-worth channel)를

통해서 연결될 수 있다고 주장한다. 가계순부담보가치의 하락으로 인해 외부 차입제약이 심화되거나 부의 효과(wealth effect)를 통해 소비지출이 감소하여 고용이 감소할 수 있다는 것이다. 자신들의 주장을 뒷받침하기 위해 여러 국가의 자료에서 비교역재부문의 고용과 가계순부와 양의 상관관계가 나타난다는 점을 보인다.

### 5. 기업규모분포의 거시경제적 효과

본 논문에서 자주 인용하고 있는 대표적인 DSGE모형들에서는 거시경제 변수의 예상치 못한 외생적 변동으로 정의되는 거시경제적 충격을 경기변동의 원천이라고 가정되어 있다. 그러나 2010년대에 들어 거시경제적 충격에 추가하여 미시경제적 충격도 유의성이 있는 경기변동의 원천이 될 가능성이 있다는 주장을 담은 연구들이 제시되고 있다. 첫 번째로 소개되는 내용은 Gabaix (2011)의 분석이다. 현실 경제에서 대기업의 비중이 높기 때문에 대기업의 생산에 대한 특수요인들이 거시경제 전체의 경기순환에 작지 않은 효과를 미칠 수 있다는 것이다.

미시경제적 충격이 경제성장률의 변동성을 발생시키는 요인이 되기 어렵다는 주장의 근거는 다음과 같이 설명할 수 있다. 수없이 많은 산업 또는 기업이 존재하는 거시경제에서 개별 기업은 다른 기업과 거래하지 않고 독립적으로 생산 활동을 진행한다면 대수의 법칙이 작용한다. 기업의 수 또는 산업의 수가 충분히 많으면 실적이 높은 기업의 산출과 실적이 낮은 기업의 산출이 서로 상쇄되어 개별 기업의 변동은 총생산 수준에 영향을 미치지 못한다는 주장이 가능하다.

이와 같은 주장을 구체적으로 설명하기 위해  $N$ 개의 기업으로 구성된 거시경제의 경제성장률의 변동성과 개별 기업 부가가치 증가율의 변동성 간의 관계에 대하여 분석한다. 먼저 개별 기업  $i$ 의 부가가치는  $Y_i$ , 실질 GDP는  $Y$ 로 표시하고, 실질 GDP의 정의를 수식으로 적는다.

$$Y = \sum_{i=1}^N Y_i \quad (33)$$

이 식에서 실질 GDP는 개별 기업의 부가가치의 총합으로 정의된다. 개별 기업의 성장률에 대하여 모든 기업이 동일한 확률분포를 가지지만, 서로 독립적으로 결정된다고 가정한다.

$$\frac{\Delta Y_i}{Y_i} = \sigma \varepsilon_i \quad (34)$$

이 식에서  $\sigma$ 는 양수이고,  $\varepsilon_i$ 는 평균이 제로이면서 분산이 1인 확률변수를 나타낸다. 식 (33)과 식 (34)에 정리되어 있는 두 식을 이용하여 경제성장률은 개별 기업 성장률의 가중평균으로 표시할 수 있다.

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \sigma \sum_{i=1}^N \omega_i \varepsilon_i, \quad \omega_i = \frac{Y_i}{Y} \quad (35)$$

이 식에서  $\omega_i$ 는 기업  $i$ 의 부가가치가 GDP에서 차지하는 비중을 나타낸다. 식 (35)을 이용하여 경제성장률의 표준편차를 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\sigma_G = \sigma \left( \sum_{i=1}^N \omega_i^2 \right)^{1/2} \quad (36)$$

식 (36)의 함의를 두 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 개별 기업의 성장률 변동성이 동일하더라도 개별 기업 부가가치 비중의 값이 달라지면 경제성장률의 변동성도 달라진다. 둘째, 개별 기업 부가가치 비중의 값은 기업규모분포의 형태에 의해서 결정된다. 예를 들어, 모든 기업의 규모가 같다면  $\omega_i = 1/N$ 이 된다. 이 경우 경제성장률의 표준편차는 다음과 같이 결정된다.

$$\sigma_G = \frac{\sigma}{N^{1/2}} \quad (37)$$

위의 식이 함의하는 것은 기업의 수가 증가하면서 경제성장률의 표준편차가 감소하는 속도가 비교적 크다는 것이다. 그러나 모든 기업의 규모가 같지 않다면 경제성장률의 표준편차가 감소하는 속도가 작게 나타날 수 있다는 것이다.

두 개의 변수 간의 관계를 분석할 때 하나의 변수가 다른 변수에 대한 거듭제곱의 형태로 표시할 수 있을 때 멱법칙(power law)이 성립한다. 이 경우 두 변수 간의 관계를 상수인 탄력성으로 나타낼 수 있다. 예를 들어, 명의 근로자를 고용하고 있는 기업의 수는  $n$ 로 표시할 때 두 변수 간의 관계를 지수를 사용하여 나타낼 수 있다면 두 변수 간 멱법칙이 성립한다. Gabaix (2016)는 멱법칙이 성립하는 경우  $y = bx^{-\zeta}$ 의 함수형태로 쓸 수 있고, 미국자료의 실증 분석에서는  $\zeta = 1.059$ 이 된다는 점을 설명하고 있다. 따라서 근사적으로 의 값이 만족되는 것으로 간주한다면 기업규모에 대한 지프의 법칙(Zipf's law)이 성립한다는 것이다.

기업규모분포가 경제성장률의 변동성에 미치는 효과를 설명하기 위해 Gabaix (2011)에서 제시한 두 번째 정리를 인용한다. 기업규모분포의 분포함수가 아래와 같은 형태로 주어지는 것으로 가정한다.

$$P(Y_i > x) = bx^{-\zeta} \quad (38)$$

이 식에서  $b$ 의 값은 양수이고,  $P(Y_i > x)$ 는 기업  $i$ 의 부가가치가  $x$ 보다 클 확률을 나타낸다. 확률의 값이 1보다 작다는 조건을 만족시키기 위해  $x > b^{(1+\zeta)}$ 의 조건이 만족되어야 한다. 식 (38)의 함의는 개별 기업의 부가가치를 나타내는  $Y_i$ 가  $x$ 보다 클 확률은 위에서 설명한 멱법칙이 성립하는 경우의 지수함수 형태로 주어지는 것으로 가정하고 있다.  $\zeta$ 의 값에 따라서 경제성장률의 표준편차는 아래와 같이 결정된다는 것이다.

$$\sigma_G = \frac{v_\zeta \sigma}{\ln N} \text{ if } \zeta = 1; \quad \sigma_G = \frac{v_\zeta \sigma}{N^{\zeta/(1+\zeta)}} \text{ if } 1 < \zeta < 2 \quad (39)$$

기업규모분포에 대한 지프의 법칙이 성립한다면 기업의 수가 증가하면서 경제성장률의 표준편차가 감소하는 속도는  $\log N$ 에 의해서 결정된다. 어느 정도 달라지는지에 대한 구체적인 감을 제시하기 위해 기업의 수가 일백만인 경우  $N^{1/2} = 1000$ 과  $\log N = 13.8155$ 이다. 후자의 경우 앞의 예에서 동일한  $N$ 과  $\sigma$ 의 값에 대하여 기업 성장률의 표준편차가 경제성장률 표준편차에 공헌하는 정도가 72.38배 증가한다. 따라서 경제성장률의 표준편차가 감소하는 속도가 낮아지기 때문에 충분히 큰 기업의 수에 대해서도 개별 기업의 충격이 경제성장률의 변동성에 유의적인 영향을 미칠 수 가능성이 높아진다는 것이다.

두 번째 내용은 Acemoglu *et al.* (2012)과 Acemoglu and Azar (2020)의 분석이다. 기업 또는 산업 간 발생하는 투입-산출의 연결이 한 산업 또는 한 기업에 국한하여 발생하는 충격도 다른 기업과 산업으로 파급될 수 있도록 한다는 것이다.<sup>6</sup> 앞에서 설명한 모형을 그대로 사용하여 설명한다면 기업 부가가치 생산의 상호간 상관관계의 크기에 따라 미시경제적 충격의 거시경제 변동성에 대한 유효한 효과의 여부가 달라질 수 있다는 점을 강조하는 것으로 해석할 수 있다. 기업 성장률의 상호작용을 고려한다면 식 (35)의 공식은 아래와 같이 달라질 수 있다.

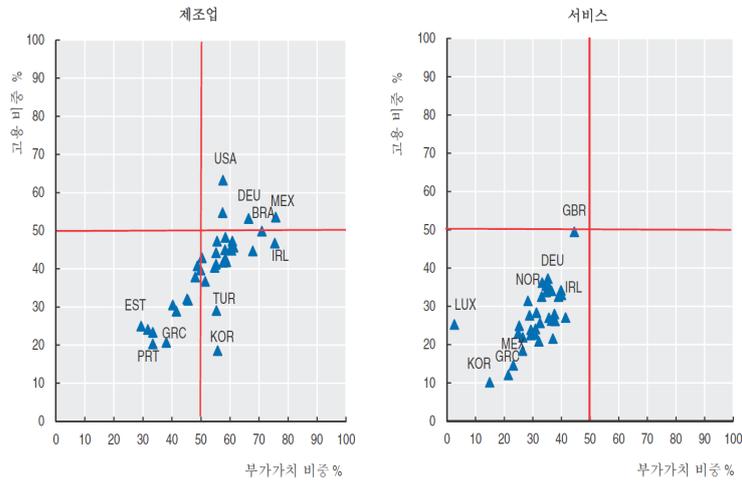
$$\sigma_G = \sigma \left( \sum_{i=1}^N \omega_i^2 \right)^{1/2} (1+m)^{1/2} \quad (40)$$

이 식에서  $m$ 은 개별 기업 성장률의 상호작용이 경제성장률 표준편차에 미치는 효과를 나타내는 부분으로 해석할 수 있다. 기업  $i$ 와 기업  $j$ 의 부가가치 증가율의 상관계수를  $\rho_{ij}$ 로 표시하면  $m$ 의 정의는 다음과 같이 정리된다.

$$m = 2 \sum_{l=1}^N \sum_{j=l+1}^N \rho_{lj} \omega_l \omega_j \quad (41)$$

<sup>6</sup>미시경제적 변동의 거시경제적 중요성을 분석한 연구는 실물적 경기변동모형 중에서도 찾아볼 수 있다. 예를 들어, Long and Plosser (1983)는 여러 개의 서로 다른 산업이 존재하는 실물적 경기변동모형을 분석하였다. 본 논문에서는 관련연구를 모두 소개하지 않고 2010년대에 출간된 연구를 위주로 요약하기로 한다.

그림 5-1: 대기업 부가가치 및 고용비중



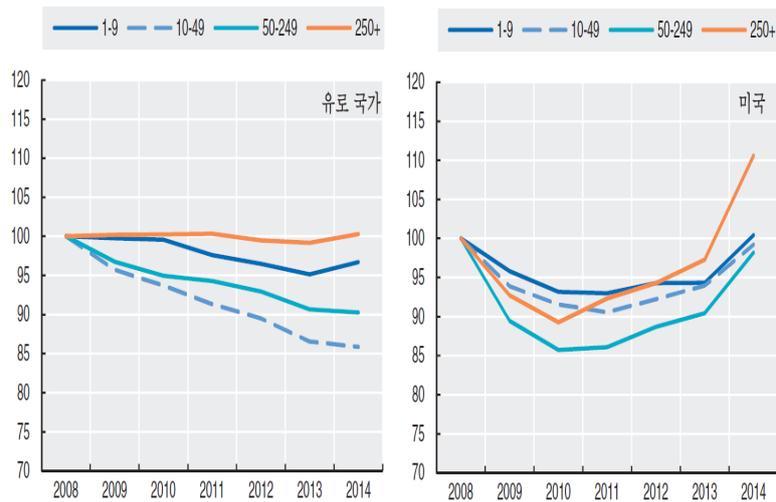
Entrepreneurship at a Glance 2016의 53페이지에 있는 그래프를 복사하여 저자가 수정하였음을 밝힌다.

Gabaix (2016)는 대기업의 비중이 높다면 대기업 생산 및 매출에 국한하여 영향을 미치는 변화도 거시경제 전체에 유효한 영향을 줄 수 있다는 자신의 주장을 뒷받침하기 위해 한국의 경우 상위 10개 재벌그룹이 GDP의 54퍼센트, 수출의 51퍼센트를 담당하고 있으며, 미국의 경우 상위 50개 대기업의 매출이 총생산의 25퍼센트를 차지하고 있다는 사실을 지적하고 있다. 이와 같은 Gabaix (2016)이 주장과 관련하여 다음과 같은 점을 보완할 수 있다. 한국의 경우 부가가치를 기준으로 하면 대기업 비중이 높지만, 고용을 기준으로 하면 중소기업의 비중이 높다는 점이다.

<그림 5-1>에서는 OECD의 홈페이지에서 다운로드 받은 그래프를 보여 주고 있다.<sup>7</sup> 이 그래프에서 x축은 대기업 부가가치비중을 나타내고, y축은 대기업 고용비중을 나타내고 있다. 왼편의 그래프는 제조업부문이고, 오른편의 그래프는 서비스부문이다. 제조업부문에서 미국의 경우 대기업 부가가치 비중은 60퍼센트보다 약간 작고, 고용비중은 60퍼센트보다 약간 큰 것으로 나타난다. 따라서 부가가치 비중과 고용비중의 차이가 작다. 한국의 경우 대기업

<sup>7</sup><그림 5-1>에 수록된 그래프는 OECD에서 발간한 보고서인 'Entrepreneurship at a Glance 2016'의 53페이지에 있는 'Figure 2.22. Contribution of SMEs and large enterprises to employment and value added'을 그대로 복사하여 정리한 것임을 밝힌다.

그림 5-2: 기업규모별 고용변화: 전산업

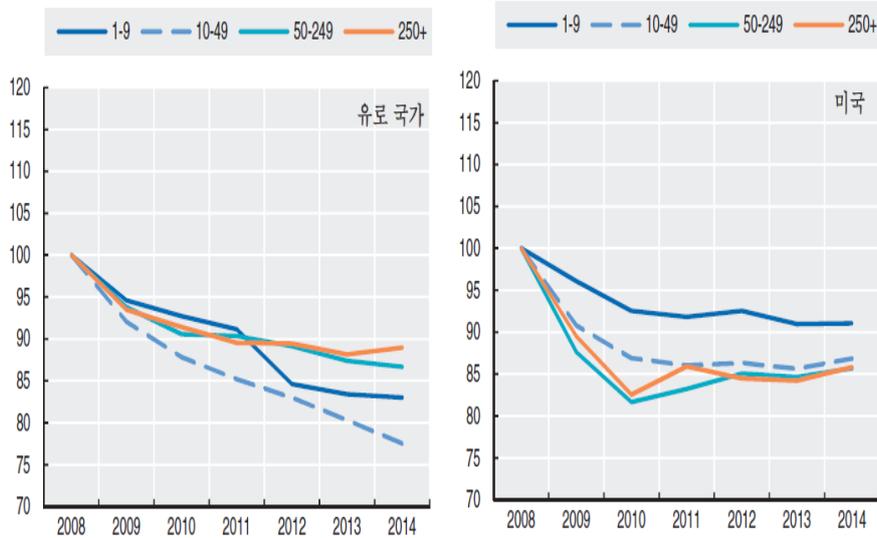


부가가치비중은 50퍼센트 중반이고 고용비중은 20퍼센트보다 약간 낮게 나타난다. 따라서 고용비중은 부가가치 비중에 비해 매우 낮다. 서비스부문에서는 부가가치비중과 고용비중이 서로 비슷하게 약 15퍼센트 수준에 머물러 있다. 서비스부문에서 중소기업 부가가치비중은 약 85퍼센트이고, 중소기업 고용비중은 약 90퍼센트이다. 따라서 서비스부문에서는 대기업보다는 중소기업의 상대적인 중요성이 압도적으로 더 높다고 할 수 있다.

앞에서 설명한 내용에 비추어보면 거시경제의 경기순환이 반복되는 과정에서 대기업과 중소기업의 역할이 다를 수 있음을 짐작해볼 수 있다. 글로벌 금융위기로부터 회복되는 과정에서 대기업과 중소기업의 고용이 어떻게 변화하는지를 소개한다. <그림 5-2>는 OECD 홈페이지에서 다운로드 받은 2008년부터 2014년까지의 기간 중 미국과 유로국가에서 발생한 전산업 고용변화를 비교하고 있다.<sup>8</sup> 고용규모를 기준으로 네 개의 그룹으로 나누어 각 그룹의 고용변화를 보여주고 있다. 각각의 그룹에 대하여 2008년의 고용수준을 1로 정규화하고 있다. 글로벌 금융위기가 전개되면서 250인 이상을 고용하고 있는

<sup>8</sup><그림 5-2>부터 <그림 5-4>까지 수록된 그래프는 OECD에서 발간한 보고서인 'Entrepreneurship at a Glance 2017'의 43페이지에 있는 'Figure 2.8. Employment by enterprise size, Euro area and United States'을 그대로 복사하여 정리한 것임을 밝힌다.

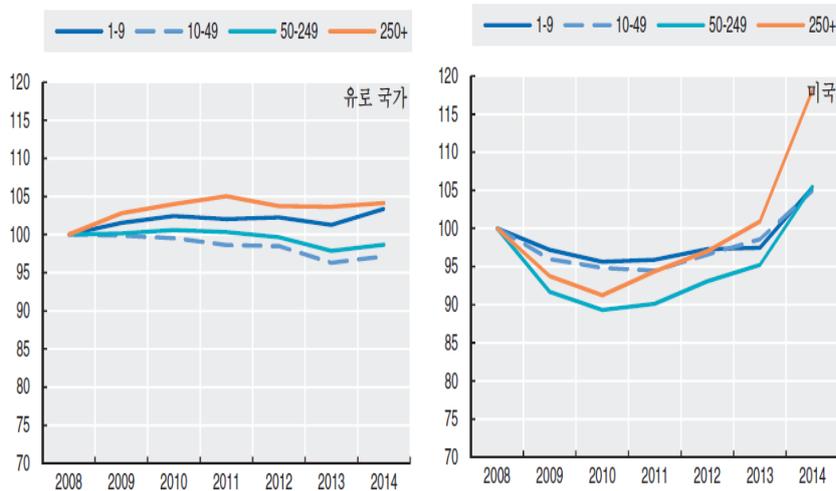
그림 5-3: 기업규모별 고용변화: 제조업



대기업 그룹은 유로국가와 미국은 차이를 보인다. 유로국가 대기업 고용수준은 거의 변화가 없다. 미국의 경우는 2010년 2008년 대비 90퍼센트 수준으로 고용감소를 보이다가 2014년에 이르러 110퍼센트로 증가하는 모습을 보인다. 50-249인 사이를 고용하는 기업의 경우 유로국가의 경우 약간씩 지속적으로 감소하여 2014년에는 2008년 대비 90퍼센트 수준이 된다. 미국의 경우 2010년에 2008년 대비 85퍼센트로 감소했다가 2014년에 거의 2008년 수준으로 회복되어 가고 있는 모습을 보이고 있다. 이와 같은 차이는 노동시장의 제도가 다른 점과 아울러 미국이 상대적으로 더 큰 폭으로 금융위기의 충격을 받았을 수 있다는 점을 반영할 수 있다.

글로벌 금융위기를 겪는 과정에서 제조업과 서비스업에 속하는 기업들의 반응이 다르게 나타난 점을 지적할 수 있다. <그림 5-2>에서는 OECD 홈페이지에서 다운로드 받은 2008년부터 2014년까지의 기간 중 미국과 유로국가에서 발생한 제조업부문 고용변화를 기업규모별로 나누어 보여주고 있다. 미국과 유로국가 모두 2014년까지 제조업부문 고용은 금융위기 이전으로 회복하지 않는다는 점이 공통점이다. 그러나 기업규모별 고용의 변화는 차이가 있다. 미국의 경우 10인 미만을 고용하는 기업보다는 10인 이상을 고용하는 기업들

그림 5-4: 기업규모별 고용변화: 서비스업



<그림 5-2>에서 <그림 5-4>까지 수록된 그래프는 Entrepreneurship at a Glance 2017의 43페이지 그래프를 복사하여 저자가 수정하였음을 밝힌다.

의 고용감소가 상대적으로 더 크게 나타난다. 유로국가의 경우는 50인 이상을 고용하는 기업보다는 50인 미만을 고용하는 기업들의 고용감소가 상대적으로 더 크게 나타난다.

<그림 5-4>에서는 OECD 홈페이지에서 다운로드 받은 2008년부터 2014년까지의 기간 중 미국과 유로국가에서 발생한 서비스업부문 고용변화를 기업규모별로 나누어 보여주고 있다. 유로국가의 경우 서비스업부문 고용은 크게 영향을 받지 않은 것으로 보인다. 미국의 경우 2010년까지 고용감소가 나타나지만 그 이후 회복하는 모습을 보인다. 특히 2014년에 이르러 모든 기업의 고용이 금융위기이전 수준 이상으로 회복되는 것을 볼 수 있다. 따라서 미국의 경우 금융위기로부터 발생한 경기침체로부터 벗어나 회복되는 과정에서 서비스 부문이 경제전체의 고용회복을 주도했다고 볼 수 있다.

관련문헌에서는 경기순환국면 변화가 발생할 때 대기업과 중소기업의 일자리 파괴 및 창출 반응이 다르다는 점이 지적되어 왔다. 예를 들어 Moscarini and Postel-Vinay (2012)는 대기업 일자리 창출에서 중소기업 일자리를 빼앗는 차이가 거시경제 전체의 실업률과 어떠한 관계가 있는지를 분석한다. 이들

의 주장은 일자리 창출의 기업규모별 차이는 현재 실업률이 추세보다 더 높을 시기에 낮아지고, 추세보다 더 낮은 시기에 높아지는 모습을 나타낸다는 것이다. 그 이유는 대기업은 실업률이 높은 시기에 중소기업보다 상대적으로 더 큰 폭으로 일자리를 감소시키고, 실업률이 낮은 시기에 중소기업보다 상대적으로 더 크게 일자리를 창출한다는 것이다. 동일한 메시지를 담은 대기업과 중소기업의 고용변화를 앞에서 설명한 <그림 5-2>부터 <그림 5-4>에 수록된 미국의 경우에서 찾아볼 수 있다.

## 6. DSGE모형의 노동시장과 일자리 없는 경기회복

관련 문헌에서 많이 인용되는 DSGE모형들이 채택하고 있는 노동시장은 크게 나누어 두 가지 형태로 구분해 볼 수 있다. 첫 번째 형태는 Christiano *et al.* (2005)와 Smets and Wouters (2007)의 DSGE모형을 포함한다. 여기서 는 가계는 효용극대화의 결과로 노동공급을 결정한다. 여가 시간과 소비 간의 한계대체율과 실질임금이 같다는 조건이 노동공급곡선을 결정한다. 기업은 이윤극대화의 결과로 노동수요를 결정한다. 노동 한 단위 증가로 인한 수입의 증가와 실질임금이 같다는 조건이 노동수요곡선을 결정한다. 두 번째 형태는 근로자의 일자리 탐색과 노동시장의 매칭기능이 반영된 DSGE모형이라고 할 수 있다. Gertler *et al.* (2008), Gertler and Trigari (2009), Christiano *et al.* (2016)의 DSGE모형이 포함된다.

Kydrand and Prescott (1982) 또는 King *et al.* (1988a,b)이 제시한 실물적 경기변동모형의 노동시장 형태를 반영하고 있는 첫 번째 형태의 노동시장에서는 총요소생산성의 증가 또는 노동확장형 기술진보는 노동수요곡선을 우측으로 이동시켜서 균형 일인당 노동시간과 균형 실질임금을 증가시킨다. 자동화를 기술적 실업으로 해석한다면 DSGE모형에서 상정하고 있는 노동시장이 현실의 상황을 정확히 반영하고 있는지에 대한 의문을 가져볼 수 있다. 그 이유는 기술진보가 발생하여 생산과정에 반영되는 과정에서 나타나는 초기효과는 노동수요곡선 우측이동으로 인한 일인당 균형 노동시간의 증가로만 나타나지 않을 수 있다는 것이다.

구체적인 예를 들면 다음과 같다. 신문지상이나 학술연구에서 기술혁신이 실제 생산과정에 적용되는 과정에서 많은 제품들의 생산단계와 유통단계에서 자동화와 디지털화(digitalization)가 광범위하게 적용되고 있음이 지적되어 왔다. 이는 인간의 노동이 직접 투입되어 작업이 진행되던 기존의 일자리들이 사라진다는 것을 의미한다. 이와 같은 현상을 기술진보의 어두운 측면을 나타내는 용어라고 할 수 있는 기술적 실업(technological unemployment)이라는

용어로 지적되어 왔다.<sup>9</sup> 자신의 미래에 대한 불확실성이 증가하는 것으로 소비자들의 인식이 확산되면서 거시 경제적으로 불확실성이 증가하여 총수요의 감소가 발생할 수도 있다는 점도 지적되어 왔다.

다음에서는 자동화의 고용효과를 반영한 일자리 탐색모형을 단순한 형태로 정리하여 소개한다. 먼저 일자리 탐색모형을 간단히 요약한다. 짝짓기 과정이 성사되는 일자리의 수 또는 근로자의 수를  $m_t$ 로 표시하면 노동시장의 매칭기능에 의해서 다음과 같은 형태의 일차동차함수로 나타낸다.

$$m_t = a_t u_t^\tau v_t^{1-\tau} \quad (42)$$

이 식에서  $\tau$ 는 1보다 작은 양수,  $a_t$ 는 매칭함수의 효율성을 나타내는 변수,  $u_t$ 는 일자리를 탐색하는 실업자의 수,  $v_t$ 는 기업이 구인광고를 낸 빈 일자리의 수를 나타낸다. 경제활동인구 중 취업자 수를  $n_t$ , 기존 취업자 대비 신규 취업자의 비율을  $z_t$ 로 표시하면 다음의 식이 성립한다.

$$z_t = m_t / n_t \quad (43)$$

따라서 기존 취업자 중에서 현재 일자리를 떠나는 근로자의 비율을  $\delta_t$ 로 표시하면 일자리 탐색모형에서 함의되는 취업자 수의 기간 간 변화는 다음과 같다.

$$n_{t+1} = (1 - \delta_t + z_t) n_t \quad (44)$$

이 식의 함의는  $\delta_t > z_t$ 이면 취업자의 수가 감소하고,  $\delta_t < z_t$ 이면 취업자의 수가 증가한다. 앞에서 정리한 세 개의 식을 사용하여 자동화가 고용에 미치는 효과를 생각해 보자. 첫째, 먼저 자동화가 진행되면서 현재 취업자의 일자리가 사라지게 되어  $\delta_t$ 가 증가한다는 점이다. 둘째, 자동화가 진행되면 예전에 비해 기업의 구인광고도 줄어들어  $z_t$ 가 감소한다. 식 (42)에 있는 정의되어 있는 짝짓기 함수의 값이 낮아진다. 이는  $z_t$ 가 낮아지는 것을 의미한다. 식 (43)에 정리되어 있는 정의에 의하면  $\delta_t$ 도 감소된다. 앞에서 설명한 두 개의 효과를 식 (44)에 적용하면 취업자의 수를 감소시키는 효과를 발생시킨다는 것을 짐작해 볼 수 있다.

어떠한 과정을 거쳐서 노동이 물리적 자본으로 대체되는지를 설명하기 위해 Acemoglu and Restrepo (2018)과 Acemoglu and Restrepo (2019) 등에서 제시한 자동화모형을 단순화시켜서 요약한다. 개별 기업의 총 부가가치 산출은

<sup>9</sup>기술혁신이 단기적으로 일자리 감소를 발생시킨다는 주장에 대하여 많은 사람들이 동조한다. 그러나 기술혁신이 장기적으로도 실업을 증가시킨다는 주장은 논란의 여지가 있다는 점을 지적한다.

고용된 근로자들이 담당하는 다양한 서로 다른 업무가 생산한 산출에 의해서 결정된다. 각 업무의 부가가치는 자본과 노동의 결합으로 산출된다. 각 업무의 산출량은 투입된 자본스톡과 노동의 선형함수로 가정한다.

$$y(i) = q(i)k(i) + h(i) \tag{45}$$

이 식에서  $y(i)$ 는 업무  $i$ 의 산출량,  $q(i)$ 는 업무  $i$ 를 수행하는 데 자본의 노동 한 단위 대비 상대적 효율성,  $k(i)$ 는 업무  $i$ 의 자본투입,  $h(i)$ 는 업무  $i$ 의 노동투입을 나타낸다.

$$TC(i) = rk(i) + wh(i) \tag{46}$$

이 식에서  $TC(i)$ 는 업무  $i$ 의 부가가치 산출을 위해 지불해야하는 비용,  $r$ 은 자본스톡 한단위당 실질임대료,  $w$ 는 실질임금을 나타낸다.

기업은 주어진 산출량을 생산하기 위해 소요되는 비용을 최소화하는 노동과 자본의 투입을 결정한다. 식 (45)에 있는 생산함수가 선형함수이므로 자본만 고용하든가 아니면 노동만 고용하는 코너해가 발생한다는 점을 그림을 사용하면 설명할 수 있다. 예를 들어, 업무의 산출량을 고정시키면 x축에 노동 투입, y축에 자본투입을 나타내는 평면에서 식 (45)에 있는 생산함수의 식을 사용하여 등생산곡선을 그릴 수 있다. 동일한 평면에 식 (46)에 있는 비용함수의 식을 사용하여 등비용곡선을 그릴 수 있다. 등생산곡선의 y축 절편과 등생산곡선의 x축 절편 중 하나가 비용최소화 문제의 해가 된다. 등비용곡선이 등생산곡선에 비해 가파르면 y축의 절편을 지나는 경우 생산비용이 x축의 절편을 지나는 경우 생산비용보다 더 낮다. 이 조건이 만족되면 자본만 고용한다. 등비용곡선이 등생산곡선에 비해 더 평탄하면 반대로 y축의 절편을 지나는 경우 생산비용이 x축의 절편을 지나는 경우 생산비용보다 더 높다. 이 조건이 만족되면 노동만 고용한다.

### 7. DSGE모형의 정부예산제약식과 정부부채

정부의 기간 간 예산제약식을 어떠한 형태로 DSGE모형에 포함시켜서 분석을 진행할 것인가에 대한 의문이 발생하여 Christiano *et al.* (2005)와 Smets and Wouters (2007)에서 분석한 DSGE모형을 참고하려고 할 때 명확한 해답을 얻기 어려울 수 있다. 이들이 분석한 모형에서는 정부의 예산제약식이 명시적으로 포함되어 있기 때문이다. 그러면 잠재 GDP와 생산 갭을 추계할 때 정부의 예산 제약식에 포함되는 변수들의 역할을 무시해도 되는 것인지를 질문으로 이어진다. 이 부분에서 기존 DSGE모형분석이 놓친 부분이 있지 않은지의 우려를 가지게 하는 연구결과들이 있다. 예를 들어 Reinhart and Rogoff (2010)

은 과도한 공공부채는 결국 경제성장을 저해하는 요인으로 작용할 것이라고 지적하고 있다. 구체적으로 선진국이든 이머징 국가이든 GDP 대비 부채의 비율이 90퍼센트를 넘으면 성장률이 낮아질 수 있다는 점을 지적하고 있다.

GDP 대비 정부부채의 비율을 일정수준 이하로 관리하는 것이 바람직하다면 이를 위해 재정수지를 적극적으로 조정해야하는지 아니면 수동적으로 조정해도 가능한지의 여부에 정부부채가 미래 시점의 경제성장에 미치는 효과가 달라질 수 있다는 점이 지적할 수 있다. 이에 대하여 두 가지 서로 다른 견해가 있는 것으로 볼 수 있다. 첫 번째 견해는 Reinhart *et al.* (2012)에 반영되어 있는 것으로 볼 수 있다. GDP 대비 정부부채의 비율에 대하여 미래지향적 현재가치 예산제약식이 성립한다면 정부부채가 과거시점부터 현재 시점에 이르기까지 과도하게 축적된다면 이는 미래시점의 재정흑자를 통해 원리금이 상환되어야 한다. 그 결과 미래 시점에서 조세의 증가와 정부지출의 감소가 발생하여 경제성장에 마이너스 효과를 발생시킬 수 있다.

두 번째 견해는 Blanchard (2019)의 주장을 반영하여 현실경제의 자료를 보면 GDP 대비 정부부채의 비율에 대하여 미래지향적 현재가치 예산제약식이 존재하지 않을 수 있다는 것이다. DSGE모형에서 많이 사용되어 온 정부의 기간 간 예산제약식의 형태를 직접 현실 경제의 자료에 적용하면 GDP 대비 정부부채의 비율의 조정을 위해 미래 시점의 적극적인 조정이 필요한지의 여부는 이자율과 경제성장률 간의 상대적 크기에 따라서 결정된다는 점을 강조한다.

앞에서 간단히 요약한 Blanchard (2019)의 주장이 한국 자료에 대해서도 성립하는 지를 살펴보기 위해 GDP 대비 정부부채의 비율에 관한 기간 간 예산제약식을 도출하는 과정을 설명한다. 화폐단위로 표시한 정부부채에 대하여 적용되는 정부의 기간 간 예산제약을 말로 적으면 (현재 정부부채) = (1+명목이자율) x (과거 정부부채)+(재정적자)의 형태가 된다. 위에서 말로 적어서 설명한 정부의 기간 간 예산제약을 수식으로 표시하면 다음과 같다.

$$B_t = (1 + i_{t-1})B_{t-1} + P_t(g_t - \tau_t) \quad (47)$$

이 식에서 현재 정부부채의 명목가치를  $B_t$ , 과거 정부부채에 대하여 지불되는 명목 이자율은  $i_{t-1}$ , 현재 물가수준을  $P_t$ , 현재 정부지출의 실질가치는  $g_t$ , 현재 조세수입의 실질가치는  $\tau_t$ 이다.

명목가치로 표시된 정부의 기간 간 예산의 식을 조작하여 GDP 대비 정부부채 비율에 적용되는 제약식을 도출한다. 예를 들어, 식 (47)에 있는 기간 간 예산제약식의 양변을 현재 명목 GDP로 나누면 GDP 대비 정부부채의 비율에 대한 식이 도출된다. 이를 말로 적으면 (현재 부채비율) = (조정계수) x (과

거 부채비율)+(재정적자비율)의 형태로 쓸 수 있다. 위의 수식에서 (조정계수)라는 용어가 사용되고 있는데, 이 용어에 대한 정의는 (조정계수)=(1+명목이자율)/(1+경제성장률)이 된다. 위에서 말로 설명한 정부부채 비율에 적용되는 기간 간 예산제약을 수식으로 표시하면 다음과 같다.

$$r_{B,t} = a_t r_{B,t-1} - s_t, \quad a_t = (1 + i_{t-1}) / (1 + G_{Y,t}) \quad (48)$$

이 식에서 현재 GDP 대비 정부부채의 비율을  $r_{B,t}$ , 앞에서 설명한 조정계수를  $a_t$ , 현재 GDP 대비 재정흑자의 비율을  $s_t$ 로 나타낸다. 또한 뒤에 있는 식에서  $G_{Y,t}$ 는 명목 GDP의 증가율을 나타낸다. 따라서 식 (48)의 조정계수는 앞에서 이미 설명한 바와 같이 명목채권투자의 수익률을 명목 GDP의 상승률로 나눈 비율이다.

식 (48)의 함의를 설명하기 위해 먼저 이자율과 경제성장률의 상대적 크기에 따라서 조정계수의 값이 달라진다는 점을 지적한다. 다음과 같은 세 가지 경우가 가능하다. 첫 번째 경우는 (이자율>경제성장률)의 부등식이 만족되는 경우이다. 이 경우 조정계수의 값이 1보다 큰 양수가 된다. 두 번째 경우는 (이자율=경제성장률)의 등식이 만족되는 경우이다. 이 경우 조정계수의 값이 1이 된다. 세 번째 경우는 (이자율<경제성장률)의 부등식이 만족되는 경우이다. 이 경우 조정계수의 값이 1보다 작은 양수가 된다.

식 (48)에서 정리된 식을 GDP 대비 정부부채의 비율에 관한 차분방정식으로 해석할 수 있다. 이 경우 조정계수의 절대값이 1보다 큰 경우와 1보다 작은 경우에 따라서 차분방정식을 만족하는 미래지향적인 안정적인 해(forward-looking stationary solution)가 존재하는지의 여부가 판별된다. 조정계수의 값이 항상 양수의 값이라고 가정할 때 조정계수의 값이 1보다 크다면 식 (48)에 대하여 미래지향적인 안정적인 해가 존재한다. 조정계수의 값이 1보다 작다면 식 (48)에 있는 차분방정식의 형태가 차분방정식을 만족시키는 안정적인 해의 기간 간 변화를 나타내는 식이 된다.

$$r_{B,t-1} = \sum_{k=0}^{k=\infty} E_t[m_{t,t+k} s_{t+k}], \quad m_{t,t+k} = (a_t \cdots a_{t+k})^{-1} \quad (49)$$

식 (48)에서 식 (49)을 도출하기 위해서 다음의 세 단계를 거친다. 첫 번째 단계에서 미래 시점에서 식 (48)과 동일한 형태의 조건이 성립할 것으로 모든 경제주체들이 예측한다는 가정을 부과한다. 현재에서 가지고 있는 정보 하에서 모든 경제주체들이 동일하게 예측하는 것이므로 미래 시점에서 값이 결정되는 변수들에 대해서는 라고 하는 기댓값을 나타내는 기호를 앞에 붙인다. 두 번째 단계에서는 인접한 두 시점의 식에 대하여 다음 시점에서 성립하는 식을 이전 시점에서 성립하는 식에 대입하여 이전 시점의 정부부채 비율을

소거한다. 이러한 조작을 선행대입(forward substitution)이라고 한다. 선행대입을 미래 먼 시점부터 출발하여 현재 시점까지 계속하여 반복한다. 세 번째 단계에서는 두 번째 단계에서 도출된 식에 다음의 조건을 적용한다.

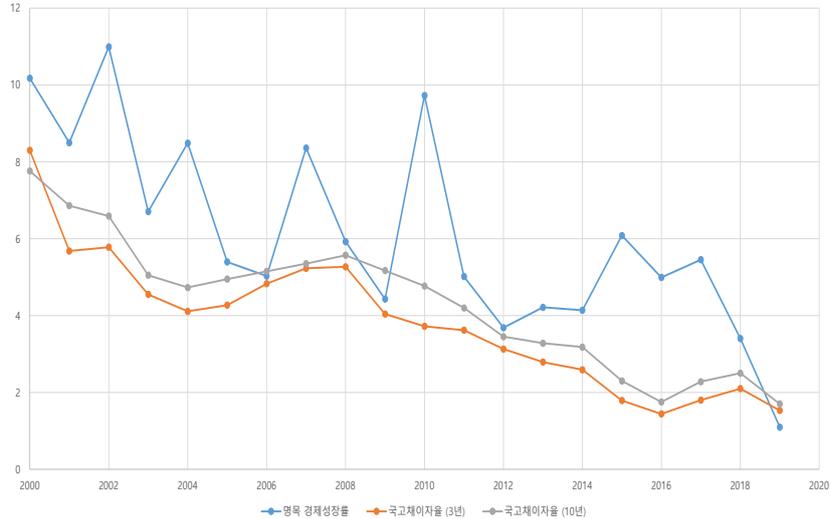
$$\lim_{k \rightarrow \infty} E_t[m_{t,t+k}r_{t+k}] = 0 \quad (50)$$

식 (49)의 우변을 보면 의 절대값이 시간이 무한히 지나면서 결국 0으로 수렴해야 무한급수의 유한값이 존재한다는 것으로 알 수 있다. 이 조건은 무한급수의 값이 유한값을 가지기 위해 조정계수의 절대값이 1보다 커야한다는 것을 의미한다. 조정계수의 값은 현실 자료를 사용하여 추계할 수 있다. Blanchard (2019)에서는 미국, 일본, 영국 등을 포함한 여러 국가의 실제 자료에서 평균적으로 1보다 작은 양수의 값으로 나타난다는 점을 보였다. 따라서 여러 국가의 자료는 식 (48)에 있는 차분방정식의 차분방정식의 형태가 그대로 차분방정식을 만족시키는 안정적인 해의 기간 간 변화를 나타내는 식이 된다는 것을 함의한다는 것이다.

미래 재정정책의 운영에 대한 함의는 무엇인가? 식 (49)의 형태가 안정적인 해를 보장하는 해가 아니라면 GDP 대비 정부부채의 비율에 대하여 미래지향적 현재가치 예산제약식이 존재하지 않을 수 있다는 것으로 해석할 수 있다는 점이 하나의 중요한 포인트가 된다. GDP 대비 정부부채의 비율의 조정을 위해 미래 시점에서 재정수지의 적극적인 조정이 이루어지지 않아도 된다는 것이다. 이러한 함의가 정부부채를 상환하지 않아도 된다는 것을 의미하지 않는다. 정부부채의 크기가 과도하게 증가하면 이를 상환하기 위해 필요한 미래의 재정수지 흑자규모도 커진다는 논리는 그대로 성립한다. 하지만 적어도 현재 시점에서 실현된 GDP 대비 정부부채 비율이 미래 시점에서 실현될 GDP 대비 정부부채 비율에 미치는 효과라고 하는 측면에서는 미래 시점에서 GDP 대비 재정흑자의 적극적인 조정이 없더라도 경제규모가 늘어나는 속도가 이자부담이 증가속도보다 더 크다는 사실로 인해서 감소되는 부분이 발생한다는 것이다.

앞의 설명을 이해하고 나면 한국 자료에서는 어떻게 나타나는지에 대하여 궁금할 것으로 추측된다. <그림 7-1>은 2000년부터 2019년까지 기간 중 각 연도 별로 명목 경제성장률과 국고채 명목이자율의 추이를 보여주고 있다. 파란색 실선은 명목 경제성장률을 나타낸다. 주황색 실선과 회색 실선은 각각 3년 만기 국고채와 10년 만기 국고채의 명목이자율을 나타낸다. 그림에서 2000년이 시작점이 된 이유는 10년 만기 국고채 명목이자율의 자료가 2000년 이후부터 시작하기 때문이다. 이 그림이 함의하는 점은 2000년 이후 거의 모든 기간에서 경제성장률의 크기가 이자율의 크기보다 더 크게 나타난다는

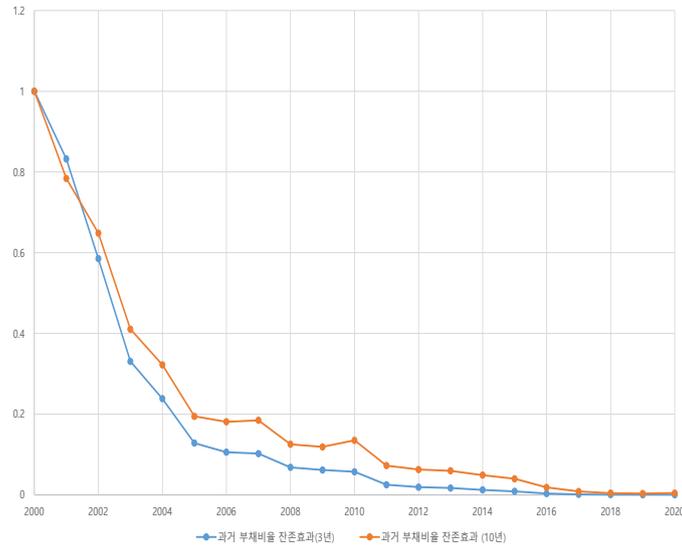
그림 7-1: 명목 경제성장률과 국고채 이자율



점이다. 따라서 현실의 자료를 사용하여 정부부채 비율의 기간 간 변화의 조정계수를 실증 분석하면 조정계수의 값이 1보다 작다는 것이다. 조정계수의 값을 실제의 자료를 사용하여 추정할 수 있다면 이를 사용하여 과거 시점의 특정한 시점에서 축적된 정부부채비율의 값이 그 이후 정부부채비율에 어떠한 부담을 주는 지를 추계할 수 있다.

<그림 7-2>는 2000년 당시 정부부채의 원금을 상환하지 않고 이자비용만 지불하면서 계속해서 이월한다면 그 이후 시점의 부채비율에 어느 정도 부담을 주는지를 보여 주고 있다. 이 그림에서는 2000년의 정부부채비율을 1이라고 가정한다. 또한 그 이후 정부는 균형재정을 유지하여 (세입=세출)이 항상 달성되도록 재정정책을 실시하는 것으로 가정한다. 이와 같은 상황 하에서 과거 시점의 정부부채비율이 그 이후 시점의 정부부채비율에 어떠한 효과를 미치는 지를 분석한다. 이와 같은 분석은 과거 시점에서 실현된 정부부채비율의 미래 잔존 효과를 분석하는 것으로 간주할 수 있다. 이 그림에서는 자료를 사용하여 추계한 조정계수를 사용하면 계산하면 2000년에 쌓아올린 정부부채비율의 잔존 효과가 시간이 지나면서 감소하는 것으로 볼 수 있다. 이와 같은 결론이 도출되는 이유는 2000년 이후 대부분의 시점에서 경제성장률이 이자율보다 상대적으로 높기 때문이다.

그림 7-2: 과거 정부부채 비율의 잔존효과



조정계수의 값이 1보다 작다는 사실은 DSGE모형에서 통화정책과 재정 정책 간의 상호작용이 어떻게 진행되는지에 관한 중요한 함의가 있다. 예를 들어 식 (48)에 있는 GDP 대비 정부부채 비율의 제약식이 DSGE모형에 명시적으로 포함되는 경우를 생각해보자. 조정계수 값이 1보다 큰 경우에는 DSGE 모형의 안정적인 해가 존재하기 위해 중앙은행이 사용하는 이자율 준칙에서 명목 이자율의 인플레이션을 변화에 대한 반응계수가 1보다 작아야 한다는 제약이 발생할 수 있다. 그러나 식 (48)에 있는 GDP 대비 정부부채 비율의 제약식이 DSGE모형에 포함되지 않는다면 명목 이자율의 인플레이션에 대한 반응계수의 크기에 부과되는 제약이 없다. 이는 식 (48)에 있는 조정계수의 크기를 1보다 큰 경우로 고정시킨다면 재정정책과 통화정책의 상호작용이 반영된 DSGE모형에서 안정적인 해가 존재하기 위해 통화정책의 테일러 원칙이 성립하지 않아야 한다는 제약이 있다는 의미이다. 그러나 조정계수가 1보다 작다면, 테일러 원칙이 성립하면서도 적어도 식 (48)의 형태로 정부의 기간 간 제약식이 포함된 DSGE모형을 사용하여 GDP 대비 정부부채 비율과 관련된 다양한 이슈의 장단기 효과를 분석할 수 있는 유연성이 확보될 수 있다는 점을 생각해볼 수 있다.

다음에서는 앞에서 설명한 내용에 대한 구체적인 의미를 확인하기 위해

간단한 뉴케인지언 모형을 분석한다. 첫 번째 식은 기대를 고려한 IS곡선의 식이다.

$$x_t = E_t[x_{t+1}] - \sigma(i_t - r_t^* - E_t[\pi_{t+1}]) \quad (51)$$

이 식에서  $x_t$ 는 생산갭,  $i_t$ 는 명목이자율,  $r_t^*$ 는 자연이자율,  $\pi_t$ 는 인플레이션율을 의미한다. 또한  $\sigma$ 는 총수요의 이자율 탄력성을 나타낸다. 두 번째 식은 이자율 준칙을 나타낸다.

$$i_t = r_t^* + \phi E_t[\pi_{t+1}] \quad (52)$$

이 식에서  $\phi$ 는 명목 이자율의 예상 인플레이션을 변화에 대한 반응계수이다. 식 (52)에서 명목 이자율이 생산갭에 반응하는 부분은 분석편의를 위해 생략한다. 세 번째 식은 필립스 곡선을 나타낸다.

$$\pi_t = \kappa x_t \quad (53)$$

이 식에서  $\kappa$ 는 필립스 곡선의 기울기를 나타내는 양수이다. 식 (53)에서도 분석편의를 위해 예상 인플레이션율의 역할이 생략된 필립스 곡선을 가정한다.

다음에서는 재정정책변수의 결정에 관한 단순한 모형을 소개한다. 먼저 GDP 대비 재정흑자는 경기호황에서 높고, 경기불황에서 낮아지는 경향이 있기 때문에 아래의 식이 성립하는 것으로 가정한다.

$$s_t = \gamma x_t \quad (54)$$

이 식에서  $\gamma$ 는 GDP 대비 재정흑자의 생산갭에 대한 반응계수를 의미하고 양수로 가정한다. 식 (48)에 있는 GDP 대비 정부부채에 관한 기간 간 예산 제약식에서 조정계수의 값이 상수로 고정되어 있다는 가정을 부과하여 다음과 같이 정리한다.

$$r_{B,t-1} = a^{-1}(r_{B,t} + s_t) \quad (55)$$

식 (51), (52), (53)로 구성된 모형에서 테일러 원칙이 적용되면 의 조건이 만족되어야 한다. 세 개의 변수에 대하여 세 개의 균형조건이 있기 때문에 정부의 기간 간 예산제약식이 반영되지 않더라도 모형의 해를 사용하여 생산갭과 인플레이션율의 결정을 분석할 수 있다. 여기에는 식 (54)과 식 (55)의 부분이 포함되어 있지 않다. 이러한 모형 구조는 Smets and Wouters (2007)의 DSGE 모형에 대응된다. DSGE모형을 사용하여 거시경제의 다양한 상황이 GDP 대비 정부부채 비율에 미치는 효과를 분석하고자 한다면, 식 (54)과 식 (55)을 추가하여 다섯 개의 식으로 구성된 DSGE모형의 분석을 생각해볼 수 있다. 조정계수를 나타내는 계수인 의 값이 1보다 크면 모형의 안정적인 해가 존재하기

위해의 절대값이 1보다 작아야 한다. 따라서 조정계수를 나타내는 계수인  $\phi$ 의 값이 1보다 크다고 주장이 반영된 DSGE모형을 사용하여 분석하기 위해 테일러 원칙이 포기되어야 한다는 것이다.

앞에서 소개한 Blanchard (2019)의 분석이 함의하는 점은  $0 < a < 1$ 의 조건이 현실의 자료와 일치할 가능성이 높다는 것이다. 특히  $0 < a < 1$ 의 조건이 성립하면 식 (51), 식 (52), 식 (53), 식 (54), 식 (55)의 다섯 개로 구성된 DSGE모형에서의 절대값이 1보다 작아야 한다는 제약조건이 부과될 필요가 없다. 구체적으로 설명하기 위해  $0 < a < 1$ 의 조건이 성립할 때 모형의 해를 계산한다. 생산 갭과 인플레이션율에 대한 안정적인 균형해는  $x_t = \pi_t = 0$ 이다. 균형에서 GDP 대비 정부부채의 비율은 다음과 같이 진행된다.

$$r_{B,t} = ar_{B,t-1} \quad (56)$$

그러나  $a > 1$ 의 조건이 부과되는 경우  $0 < \phi < 1$ 의 조건이 만족될 때 안정적인 균형해가 존재한다는 것으로 보일 수 있다. 이 경우 균형에서 GDP 대비 정부부채의 비율은 다음과 같이 진행된다.

$$r_{b,t} = (1 + \sigma(1 - \phi))^{-1} r_{b,t-1} \quad (57)$$

또한 균형 생산갭은 GDP 대비 정부부채 비율의 함수가 된다.

$$x_t = \frac{\sigma(1 - \phi) - (1 - a)}{a\gamma} r_{b,t-1} \quad (58)$$

## 8. 결론

Smets and Wouters (2007)는 잠재GDP를 마크업 충격이 없는 상황에서 명목가격과 명목임금이 모두 완전 신축적인 모형의 균형 실질GDP로 정의한다. 또한 실질GDP, 실질소비, 실질투자, 실질임금 등의 변수에 공통 추세가 있는 것으로 가정하고 있고, 공통 추세의 증가율을 하나의 파라미터로 추정하고 있다. 모형의 추정 결과에 따르면 1966년 1분기부터 1979년 2분기까지 기간 중 미국 자료에서는 추세 증가율의 평균과 표준편차는 각각 0.33퍼센트와 1.01퍼센트로 나타나고, 1984년 1분기부터 2004년 4분기까지 기간 중 미국 자료에서는 추세 성장률의 평균과 표준편차는 각각 0.44퍼센트와 0.59퍼센트이다. 따라서 두 기간 중 평균 경제성장률은 약 30퍼센트의 증가가 있고, 표준편차는 약 40퍼센트의 감소가 있다. 이와 같은 추정결과에 대하여 Smets and Wouters (2007)는 대안정기(Great Moderation)에 관측된 경제성장률의 변동성 감소를

반영한 경제성장률에 관한 마코프-스위칭 모형의 가능성을 인정하고 있는 것으로 보인다. 그러나 평균 경제성장률의 마코프-스위칭 모형에 관한 언급은 없다.

Stock and Watson (1988)에서 추세성장률이 임의보행을 따른다는 가정이 반영된 실증모형을 추정하여 1947년부터 1970년까지 기간 중 평균 추세성장률이 1970년부터 1995년까지 기간 중 평균 추세성장률보다 더 높게 나타난다는 것으로 보여주고 있다. Smets and Wouters (2007)와 Stock and Watson (1988)의 추정결과를 보면 Smets and Wouters (2007)에서 분석한 DSGE모형에 추세성장률이 임의보행을 따른다는 가정이 추가한 후 Stock and Watson (1988)에서 분석한 표본기간과 동일한 기간의 미국자료를 사용하여 모형을 추정하면 어떠한 추정결과가 발생하는지에 대하여 궁금할 수 있다.

특히 Smets and Wouters (2007)의 모형을 잠재성장률이 지속적으로 하락하고 있는 한국에 적용한다면 추세성장률이 임의보행을 따른다는 가정이 추가하여 수정한 후 적용하는 것도 의미가 있을 수 있다는 추측도 가능하다. 그러나 Gali (2005)에서 강조된 바와 같이 이와 같은 시도에 대한 제약은 일인당 노동시간의 지속적인 감소가 다른 변수의 변화와 상충되지 않도록 모형의 구조를 수정해야 하는 작업이 필요하다는 것이다. 따라서 단순히 추세성장률의 확률과정만 수정하는 단순한 작업 이상의 노력이 필요할 수 있다는 점을 동시에 지적한다.

잠재성장률에 대한 정확한 이해는 자연이자율의 정확한 이해와 연결된다는 점을 지적할 수 있다. 2015년 전후 미국의 장기침체 가능성에 대한 논쟁이 벌어졌을 때 많이 인용되었던 변수가 자연이자율이다. 자연이자율은 자료의 수집을 통해서 직접 관측되지 않는 변수이기 때문에 경제상황에 대한 다양한 견해가 제시될 수 있다. Laubach and Williams (2003)의 자연이자율의 실증모형에서는 추세성장률이 임의보행 과정을 따른다는 가정을 부과하여 자연이자율을 추계하고 있다. 또한 DGSE모형을 사용한 정책분석에서도 자연이자율은 중요한 역할을 하고 있다는 점은 이미 잘 알려져 있다. 잠재성장률의 모형을 어떠한 형태로 DSGE모형에 포함시킬 것인지의 문제는 가볍지 않은 이슈가 될 수도 있다는 점을 지적한다.

본 논문의 두 번째 주제인 소득불평등의 거시경제적 효과는 대표적 경제주체의 뉴케인지언 모형(Homogeneous Agent New Keynesian Model) 과 비동질적 경제주체의 뉴케인지언 모형(Heterogenous Agent New Keynesian Model) 간의 구분과 관련이 있다. 앞에서 설명한 Smets and Wouters (2007)의 모형은 대표적 경제주체의 뉴케인지언 모형구조를 채택하고 있는 것으로 해석할 수 있다. 최근 Kaplan and Violante (2018)은 대표적 경제주체의 뉴케인지언 모형

으로 분석할 수 없었던 다양한 주요 경제 이슈의 분석이 비동질적 경제주체의 뉴케인지언 모형에서 가능하다는 점을 자세히 정리하고 있다.

그러나 상위소득계층의 투자자금이 금융시장을 거쳐서 어떠한 경로를 거쳐서 주택가격과 소득 대비 가계부채의 지속적인 상승에 영향을 미칠 수 있는지에 대한 분석은 자세히 설명되어 있지 않다. 특히 논문의 두 번째 주제에서 소개한 항상소득가설의 동태적 소비모형도 일종의 비동질적인 경제주체를 상정한 동태적 거시경제모형으로 해석할 수 있다. 본 논문의 두 번째 주제에서 다른 내용에 비추어볼 때 상위소득계층 소득비중에 영구적인 효과를 미치는 충격이 어떠한 경로를 통해 주택가격과 소득 대비 가계부채의 지속적인 상승으로 전달되는지를 보다 더 완전한 형태의 비동질적 경제주체를 상정한 DSGE 모형을 사용하여 분석한다면 이는 한국경제의 분석에 제공하는 유용한 함의가 있을 것으로 판단된다.

## References

- Acemoglu, D., Carvalho, V.M., Ozdaglar, A., and A. Tahbaz-Salehi (2012). “The Network Origin of Aggregate Fluctuations,” *Econometrica* 80(5), 1977-2016.
- Acemoglu, D. and P. Restrepo (2018). “The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment,” *American Economic Review* 108(6), 1488-1542.
- Acemoglu, D. and P. Restrepo (2019). “Automation and New Tasks: How Technology Displaces and Reinstates Labor,” *Journal of Economic Perspectives* 33(2), 3-30.
- Acemoglu, D. and P. Azar (2020). “Endogenous Production Networks,” *Econometrica* 88(1), 33-82.
- Aguiar, M. and G. Gopinath (2007). “Emerging Market Business Cycles: The Cycle Is the Trend,” *Journal of Political Economy* 115(1), 69-102.
- Aguiar, M. and M. Bilal (2015). “Has Consumption Inequality Mirrored Income Inequality?,” *American Economic Review* 105(9), 2725-2756.
- Autor, D. and D. Dorn (2013). “The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market,” *American Economic Review* 103(5), 1553-1597.
- Blanchard, O. (2019). “Public Debt and Low Interest Rates,” *American Economic Review* 109(4), 1197-1229.
- Christiano, L., Eichenbaum, M., and C. Evans (2005). “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy,” *Journal of Political Economy* 113(1), 1-45.
- Christiano, L., Eichenbaum, M., and M. Trabandt (2016). “Unemployment and Business Cycles,” *Econometrica* 84(4), 1523-1569.
- Christiano, L., Eichenbaum, M., and M. Trabandt (2018). “On DSGE Models,” *Journal of Economic Perspectives* 32(3), 113-40.
- Gabaix, X. (2011). “Granular Origins of Aggregate Fluctuations,” *Econometrica* 79(3), 733-772.

- Gabaix, X. (2016). "Power Laws in Economics: An Introduction," *Journal of Economic Perspectives* 30(1), 185–206.
- Gali, J. (2005). "Trends in Hours, Balanced Growth, and the Role of Technology in the Business Cycle," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 87(4), 459-486.
- Gertler, M., and A. Trigari (2009). "Unemployment Fluctuations With Staggered Nash Wage Bargaining," *Journal of Political Economy* 117(1), 38-86.
- Gertler, M., Sala, L., and A. Trigari (2008). "An Estimated Monetary DSGE Model with Unemployment and Staggered Nominal Wage Bargaining," *Journal of Money, Credit and Banking* 40(8), 1713-1764.
- Hamilton, J. (1989). "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica* 57(2), 357-384.
- Jaimovich, N. and H. Siu (2020). "Job Polarization and Jobless Recoveries," *Review of Economics and Statistics* 102(1), 129-147.
- Long, J. and C. Plosser (1983). "Real Business Cycles," *Journal of Political Economy* 91(1), 39-69.
- Kaplan, G. and G. Violante (2018). "Microeconomic Heterogeneity and Macroeconomic Shocks," *Journal of Economic Perspectives* 32(3), 167-194.
- King, R., Plosser, C., and S. Rebelo (1988a). "Production, Growth and Business Cycles: I. The Basic Neoclassical Model," *Journal of Monetary Economics* 21(2-3), 195-232.
- King, R., Plosser, C., and S. Rebelo (1988b). "Production, Growth and Business Cycles: II. New Directions," *Journal of Monetary Economics* 21(2-3), 309-341.
- Kumhof, M., Rancière, R., and P. Winant (2015). "Inequality, Leverage, and Crises," *American Economic Review* 105(3), 1217-1245.
- Kydrand, F. and E. Prescott (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations," *Econometrica* 50(6), 1345-1370.

- Laubach, T., and J. Williams (2003). "Measuring the Natural Rate of Interest," *Review of Economics and Statistics* 85(4), 1063-1070.
- Mian, A. and A. Sufi (2014). "What Explains the 2007-2009 Drop in Employment?," *Econometrica* 82(6), 2197-2223.
- Mian, A., Sufi, A., and E. Verner (2017). "Household Debt and Business Cycles Worldwide," *The Quarterly Journal of Economics* 132(4), 1755-1817.
- Mian, A. and A. Sufi (2018). "Finance and Business Cycles: The Credit-Driven Household Demand Channel," *Journal of Economic Perspectives* 32(3), 31-58.
- Moscarini, G. and F. Postel-Vinay (2012). "The Contribution of Large and Small Employers to Job Creation in Times of High and Low Unemployment," *American Economic Review* 102(6), 2509-2539.
- OECD (2016). *Employment by Enterprise Size, Entrepreneurship at a Glance 2016*, OECD publishing, Paris.
- OECD (2017). *Employment by Enterprise Size, Entrepreneurship at a Glance 2017*, OECD publishing, Paris.
- Reinhart, C., and K. Rogoff (2010). "Growth in a Time of Debt," *American Economic Review* 100(2), 573-578.
- Reinhart, C., Reinhart, V.R., and K. Rogoff (2012). "Public Debt Overhangs: Advanced-Economy Episodes since 1800," *Journal of Economic Perspectives* 26(3), 69-86.
- Smets, F. and R. Wouters (2007). "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach," *American Economic Review* 97(3), 586-606.
- Stock, J. and M. Watson (1998). "Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time-Varying Parameter Model," *Journal of the American Statistical Association* 93(441), 349-358.
- García-Cicco, J., Pancrazi, R., and M. Uribe (2010). "Real Business Cycles in Emerging Countries?," *American Economic Review* 100(5), 2510-2531.

- Yun, T. (2016). “State Space Models for the Estimation of the Potential GDP in Korea (in Korean, 상태공간모형에 의거한 한국의 잠재 GDP 추정),” DSGE Research Center.
- Yun, T. (2017). “A DSGE Model for Shinking Cities in Korea,” *Journal of Economic Theory and Econometrics* 28(2), 1–28.