

The Costs of Business Cycles with Market Incompleteness I^{*}

Joon Hyoung Kim[†] Hyung Seok E. Kim[‡]

Abstract This paper re-examines the welfare costs of business cycles with market incompleteness. We show that the consideration of limited asset market participation in a real business cycle model makes it possible for welfare costs to increase substantially in response to business cycle risks. A high Sharpe ratio, i.e. the risk-return trade-off in financial markets is key to generating welfare estimates two orders of magnitude larger than Lucas (1987)'s ones.

Keywords Business Cycles, Welfare Costs, Limited Asset Market Participation, Sharpe Ratio, Equity Premium

JEL Classification D51, E20, E32, E63, G12

^{*}We thank two anonymous referees for useful comments. Hyung Seok E. Kim acknowledges financial support from the Sogang University Research Grant of 2009 (200910038.01).

[†]NICE information Service Co., Ltd. E-mail address: dnsaud44@nice.co.kr

[‡]Corresponding Author. Department of Economics, Sogang University, C.P.O. Box 1142, Seoul, Republic of Korea. E-mail address: hyung.seok.eric.kim@gmail.com

금융시장의 비완비성을 고려한 경기변동의 후생비용 I *

김준형[†] 김형석[‡]

Abstract Lucas(1987)의 미국거시경제의 단기경기변동의 후생비용에 관한 선구적 연구 이래로, 경기변동의 후생비용에 대한 폭넓은 연구결과가 거시학계에서 진행되어 왔다. 이 소고에서는 Mankiw and Zeldes (1991)가 실증한 미국주식시장에서의 ‘주식시장에 대한 제한적 참여’를 고려한 금융시장의 ‘비완비성’ (Market Incompleteness)을 고려하여 미국거시경제의 경기변동의 후생비용을 계산하였다. 이러한 금융시장의 비완비성이 금융시장의 위험보상체계(Sharpe ratio)에 상당한 수준으로 반영되는 경우, 단기경기변동의 후생비용은 증가할 수 있음을 보였다.

Keywords 경기변동, 경기후생비용, 시장 포트폴리오 위험 보상, 주식시장의 제한적 참여

JEL Classification D51, E20, E32, E63, G12

*본 논문에 유익한 논평을 준 익명의 심사위원들에게 감사의 뜻을 표한다. 본 논문은 2009년도 서강대학교 교내연구비 (200910038.01) 지원을 받아 수행되었다.

[†]NICE평가정보 CB사업2실 대리, dnsaud44@nice.co.kr

[‡]교신저자. 서강대학교 경제학부 조교수 주소: 서울시 마포구 신수동 1, Tel:(02)705-8514, E-mail:hyung.seok.eric.kim@gmail.com

1. 서론

Lucas는 1987년 그의 저서 “Models of Business Cycles”에서 미국거시 경제의 단기거시안정화 정책의 유효성과 관련하여 주목할 만한 연구결과를 발표하였다. Lucas는 거시안정화정책의 유효성을 (이론적으로) 검증하기 위해 단기경기변동이 존재하는 순수교환경제모형에서의 대표적 경제주체 또는 가계(Representative Agent)가 2차 세계대전 이후 미국의 실제 1인당 소비 시계열 자료에 나타나는 1인당 소비와 일치하는 경기변동 하에서 균형소비를 한다는 “사고실험”을 통해 경기변동의 후생을 구하고 다시 모형경제 안에서의 모든 경기변동을 제거하는 가설적인 거시안정화정책 하에서의 대표적 경제주체가 누릴 수 있는 소비를 통한 후생을 구한 후, 이 두 개의 후생수준을 비교하였다. 이 때, 실제 경기변동 하에서의 소비수준과 거시안정화 정책 하에서의 소비수준을 보정해주는 소비가치를 경기변동의 후생비용이라 정의하고, 그 소비가치를 계산하였다. 놀랍게도, 경기변동의 후생비용은 만일 대표적 경제주체가 1년간 경기변동 하에서 평균 5만 달러를 소비한다고 가정하면 경기변동으로 인한 소비의 감소 효과는 4달러에 불과하다고 주장했다.¹ 그러나 실제 시행 가능한 거시안정화 정책이 모든 경기변동을 모형경제에서처럼 완전히 제거할 수는 없다. 사실상 우리가 실현 가능하다고 생각하는 거시안정화 정책의 소비 진작 효과는 4달러 이하이거나 또는 경기변동으로 인한 감소 효과는 4달러 이하에 불과하다.

Lucas(1987)의 경기 후생비용에 관한 선구적 연구이래로 경기변동의 후생비용에 대한 다양한 연구결과가 발표되었다. 대부분의 연구자가 실제 경기변동의 후생비용이 작지 않을 것이라는 “믿음” 하에서 연구를 진행해 왔는데, 특히 Lucas(1987)의 “사고실험”에 쓰인 기본모형의 암묵적 가정의 타당성에 주목하였다. Lucas(1987)는 경기변동의 후생비용 계산에서 모형경제 안에서 세 가지의 중요한 가정을 설정했는데, 첫째는 금융시장의 완비성² (Market Completeness) 가정이고 두 번째는 금융시장의 완비성 가정에 따른 일정한 상대위험회피계수(The Constant Coefficients of Relative

¹앞으로 가설적인 거시안정화 정책 하에서 대표적 경제주체가 1년간 평균 5만 달러를 소비한다고 가정하면, 경기변동으로 인한 소비의 감소 효과는 4달러라는 명제의 동치명제로서, (거시안정화정책 대비) 경기변동의 후생비용은 0.008% (4달러 ÷ 5만 달러)이라고 말하기로 한다.

²모든 “인지 가능한” 확률 상태에 대해 100% 보험을 보장해주는 Arrow-Debreu식 우발채권 (Arrow-Debreu Contingent Claims)을 거래할 수 있는 경우 (금융)시장은 완비성을 갖추었다고 말한다. Gorman 에 따르면 시장의 완비성이 갖추어졌을 경우, 경제는 한 경제주체로 대표 가능하다.

Risk Aversion)를 가진 효용함수³로 표현되는 표준 선호체계(“Standard” Preferences)를 가진 대표적 경제주체의 존재, 마지막 세 번째는 순수교환 경제 설정에 따른 내생적 소비, 투자결정의 부재 등을 들 수 있다. 따라서 후속연구는 크게 금융시장의 완비성 가정 완화, 다시 말하면 금융시장의 ‘비완비성’ (Market Incompleteness) 가정하에서의 경기변동의 후생비용계산과 대표적 경제주체가 표준 CRRA 효용함수로 표현될 수 없는 비표준 선호체계를 가질 경우의 경기 후생비용계산 등이다. 전자의 경우, Krusell & Smith(1999,2002), Krusell et al.(2009)등이 대표적 연구결과라 볼 수 있는데 기존 대표적 경제주체 모형과 달리 모형 경제에서 다수의 개별적 경제주체가 각각의 고유의 개별적 위험(Idiosyncratic Risks)-모든 경제주체가 동일하게 경험하는 거시경기변동 위험과 구별되는 - 노출되어 있고 그러한 위험이 금융시장에서 거래되는 Arrow-Debreu 식 우발채권의 거래로 개별적 위험에 대한 100% 보험을 제공하지 못하는 금융시장의 비완비성을 고려한다. 후자의 경우, Dolmas(1998), Otrok(2001), Tallarini(2000)⁴ 등과 같이 표준 CRRA 효용 함수와는 다른 ‘재귀적 효용함수’ (Recursive Utility)를 통해 후생비용을 계산하는 방식이다. 이는 표준 CRRA 효용함수가 상대적 위험 기피계수가 기간 별 대체 탄력성(The Elasticity of Intertemporal Substitution)의 역수와 일치하기 때문에 예비적 저축의 동기(Precautionary Savings Motive)에 의한 균형소비와 기간별 소비 평탄화의 동기(Consumption Smoothing Motive)로 인한 균형소비가 서로 상쇄되어 균형소비로 측정되는 경기변동의 후생비용을 왜곡할 수 있다. 따라서 두 동기가 구분되는 ‘재귀적 효용함수’를 상정하여 경기변동의 후생비용을 고려한다.

미국 금융시장에서 상당한 수준의 시장 포트폴리오에 관한 위험 프리미엄이 존재한다는 것은 잘 알려진 사실이다. 시장 포트폴리오에 관한 위험 프리미엄이란 (금융)시장이 판단하는 경기변동위험에 대한 보상을 말한다. 다시 말하면, 시장 참여자가 경기변동 위험에 노출된 시장 포트폴리오를 보유하는 대가로 시장이 보상하는 금액이 시장 포트폴리오에 관한 위험

³이후부터 ‘일정한 상대위험회피계수(The Constant Coefficients of Relative Risk Aversion)를 가진 효용함수’를 ‘표준 CRRA 효용함수’라고 부르기로 한다.

⁴Tallarini(2000)는 ‘재귀적 효용함수’의 특별한 경우라 할 수 있는 ‘위험 민감도’ (Risk Sensitivity)를 가진 선호의 개념을 도입하여, 상대적 위험회피 계수가 거시변수의 경기변동과 무관하다는 ‘거시경제와 재무의 분리정리’ (Tallarini’s Separation Theorem)를 보였다. 이 경우 상대적 위험회피 계수는 오직 금융시장의 위험 프리미엄을 설명하기 위한 ‘자유모수’ (Free Parameter)로 이용가능하다. 실제 Tallarini는 금융 시장의 위험 프리미엄 데이터를 설명하기 위해 100보다 큰 위험회피 계수를 선택했고 이 때 경기의 후생비용이 크다는 것을 보였다.

프리미엄이다. 이러한 위험 프리미엄이 상당하다는 것은 시장이 판단하는 경기변동에 대한 비용이 크다는 것을 의미한다. 따라서 모형경제에서 시장 포트폴리오에 관한 상당한 수준의 위험 프리미엄이 존재한다면, 경기변동 위험에 대한 후생비용 또한 클 가능성이 있다. 실제, Lucas(1987)가 고려한 모형경제에서는 시장 포트폴리오에 관한 위험 프리미엄이 존재하지 않는다. 더 나아가서, 대부분의 경기변동에 관한 거시 모형에 실제시장에서 관측되는 상당한 수준의 시장 포트폴리오 관한 위험 프리미엄이 존재하지 않는 것으로 알려져 있다. 이러한 거시 경기변동 모형의 금융자산 위험 프리미엄에 대한 설명력의 부재를 ‘금융자산의 위험 프리미엄 퍼즐’ (Equity Premium Puzzle)이란 이름으로 명명되어 있다. Lucas(1987)가 고려한 모형도 ‘금융자산의 위험 프리미엄 퍼즐’에서 자유롭지 못하다. 이런 이유로 이 논문에서는 상당한 수준의 시장 포트폴리오 관한 위험 프리미엄이 존재 가능한 ‘제한적 주식 시장 참여 모형’을 가지고 경기 변동에 따른 후생비용을 계산해 보고자 한다.

Mankiw and Zeldes (1991)의 실증적 연구이래로 미국 가계 중 72% 또는 73%는 주식을 자산으로 전혀 보유하지 않는다는 ‘주식시장의 제한적 참여’는 미국 금융시장의 특성을 보여주는 가장 중요한 실증적 사례로 주목받아 왔다.⁵ 특히 ‘주식시장의 제한적 참여’라는 실증적 사례는 ‘금융자산의 위험 프리미엄 퍼즐’을 해결하기 위한 중요한 요인으로 주목받았는데, 금융자산의 위험 프리미엄을 결정하는 ‘확률적 할인 인자’(Stochastic Discount Factor)가 주식시장 참여자의 소비증가율만으로 결정될 수 있기 때문이다.⁶ ‘금융자산의 위험 프리미엄 퍼즐’의 중요한 원인 중 하나는 만일 ‘주식시장의 제한적 참여’가 존재하지 않는다면 금융자산의 위험 프리미엄을 결정하는 ‘확률적 할인 인자’가 1인당 평균 소비의 증가율로 결정되기 때문이다. 1인당 평균 소비의 증가율로 결정되는 ‘확률적 할인 인자’가 금융자산의 위험 프리미엄을 설명하기 어렵다는 것이 ‘금융자산의 위험 프리미엄 퍼즐’의 중핵논리이다(Mehra and Prescott (1985)).

본고에서는 “주식시장의 제한적 참여”의 경기변동의 후생비용에 대한 효과를 ‘통계실험’하기 위해 Danthine and Donaldson(2002), Uhlig(2006), Guvunen(2009)에서 연구된 이질적인 두 유형의 경제주체를 가진 모형경

⁵Poterba and Samwick (1995), Ameriks and Zeldes (2004) 등 후속연구 또한 미국 가계의 주식 시장 참여가 제한적이라는 것을 실증적으로 규명했다.

⁶Danthine & Donaldson (2002), Gomes & Michaelides (2005)과 Guvenen (2009) 등이 ‘주식시장의 제한적 참여’ 모형을 통해 ‘금융자산의 위험 프리미엄 퍼즐’의 해결을 시도한 대표적 연구이다.

제를 고려했다⁷ 주식 시장과 (무위험) 채권 시장 모두 참여해서 거래가 가능한 ‘자본가’라고 명명된 유형의 경제 주체와 주식의 보유는 불가능하나 (무위험) 채권 시장에서 무위험 채권거래는 가능한 다수의 ‘노동자’라고 명명된 유형의 경제주체가 있다고 가정한다. 따라서 모형경제의 균형에서 ‘자본가’만이 주식을 거래, 보유하기 때문에 금융자산의 위험 프리미엄을 결정하는 ‘확률적 할인 인자’(Stochastic Discount Factor)가 ‘자본가’의 소비증가율만으로 결정수 있고 만일 ‘자본가’의 소비증가율이 모형경제의 1인당 평균 소비증가율보다 변동성이 크다면, 상당한 수준의 금융자산의 위험 프리미엄이 존재 가능하다. 실제 모형경제의 균형에서 ‘자본가’의 소비증가율이 ‘노동자’의 소비증가율보다 변동 폭이 크데, 이는 낮은 수준의 부를 가진 ‘노동자’가 ‘자본가’와의 무위험 채권거래를 통해 경기변동에 대한 위험을 헤지(hedge)할 수 있고 이렇게 헤지(hedge)된 위험은 ‘자본가’로 전이(傳移)되기 때문이다. 부언하면 전이된 위험의 양만큼 ‘자본가’의 소비 변동성은 증가한다. 이러한 ‘자본가’의 소비증가율의 변동에 대한 보상은 금융시장에서 시장 포트폴리오의 위험 프리미엄으로 현시(現視)된다. 시장 포트폴리오의 위험이란 ‘분산가능하지 않은 거시경기변동 위험’(non-diversifiable aggregate risk)을 의미하는데, 이러한 위험에 대한 금융시장의 보상이 크다는 것은 경기변동의 후생비용에 대한 시장의 평가가 크다는 것을 의미하기에 이 모형경제에서는 Lucas방식의 경기변동 후생비용이 클 가능성이 있다.

본 연구의 결과는 아래와 같이 요약할 수 있다.

첫째, 시장 포트폴리오의 위험에 대한 보상 또는 프리미엄을 상당한 수준으로 평가하는 모형경제에서는 Lucas(1987) 방식의 경기변동의 후생비용 또한 크다는 것을 통계실험을 통해 규명하였다.

둘째, 동일한 경기변동 위험 충격에 대해 부(富)의 소유정도에 따라 경제 주체들의 후생비용은 다름을 보였다. 본 연구에서 ‘자본가’ 즉 주식 보유자의 경기 변동의 후생비용은 ‘노동자’ 즉 주식 시장 미 참여자의 5배에서 30배에 달했다.

⁷Lee(2011) 또한 이질적인 두 유형의 경제주체를 가진 모형경제에서 후생비용의 효과를 분석하였다. 그러나 Lucas방식의 후생비용 분석이 아닌 경제 불확실성의 감소에 따른 이질적 경제주체간의 후생비용의 차이에 대한 분석이 초점이며 본 논문과는 상반되는 결론을 도출하였다.

2. 본론

서론에서 논의한 바와 같이 “주식시장의 제한적 참여”를 고려한 모형 경제를 고려한다. 여기서 모든 거시 변수는 실물변수를 의미한다.

2.1. 모형

2.1.1 가계

모형경제에 두 가지 유형의 가계가 존재한다고 가정한다. 주식 시장과 (무위험) 채권 시장 모두 참여해서 거래가 가능한 ‘자본가’라고 명명된 유형의 경제 주체와 주식의 보유는 불가능하나 (무위험) 채권 시장에서 무위험 채권거래는 가능한 다수의 ‘노동자’라고 명명된 유형의 경제주체가 있다고 가정한다. 각 경제 주체들은 평생 ‘자본가’(h)와 ‘노동자’(n) 두 유형 중 한 유형으로 살아가고 ‘자본가’의 인구(μ)와 ‘노동자’의 인구($1 - \mu$)는 변하지 않는다. 두 가지 유형의 경제주체 모두 매 기 한 단위의 시간을 부여받으며 시간은 노동 공급 또는 여가로 활용된다.

각 경제주체는 아래와 같은 한 기간 선호를 기초로 한

$$u^i(c_t, 1 - l_t) = c_t^\gamma (1 - l_t)^{(1-\gamma)} \quad (1)$$

$$i = h, n \quad (2)$$

아래의 Epstein and Zin(1989)의 ‘재귀적 효용’(Recursive Utility) 체계를 가지고 있다고 가정한다.

$$U_t^i = [(1 - \beta)u^i(c_t, 1 - l_t) + \beta(E_t(U_t^i)^{1-\eta^i})^{\frac{1-\beta^i}{1-\eta^i}}]^{\frac{1}{1-\beta^i}} \quad (3)$$

여기서 c_t 는 1인당 소비, l_t 는 1인당 노동공급을 의미한다. 또한 매개변수 (parameter) η^i 는 각 경제 주체 $i = h, n$ 의 상대적 위험 기피 계수를, $\frac{1}{\beta^i}$ 은 기간 별 대체 탄력성 (The Elasticity of Intertemporal Substitution)을 의미한다. 앞서 서론에서 언급했다시피, 표준 CRRA 효용함수는 상대적 위험 기피계수가 기간 별 대체 탄력성의 역수와 일치하는데 비해, 재귀적 효용함수는 상대적 위험 기피계수가 기간 별 대체 탄력성의 역수는 일치할 필요가 없다. 따라서 예비적 저축의 동기(Precautionary Savings Motive)에 의한 균형소비의 효과와 기간별 소비 평탄화의 동기(Consumption Smoothing Motive)로 인한 균형소비의 효과를 구분가능하다. 또한 Attansio et al (2002), Vissing-Jorgensen (1998)의 실증적 연구에 의하면 주식보유자—일반적으로 주식보유자는 주식미보유자에 비해 부유한 가계임이 통계자료를 통해 알려져

있다—의 기간별 대체 탄력성은 주식미보유자의 기간별 대체 탄력성보다 5배에서 10배 이상 큰 것으로 알려져 있다. 재귀적 효용함수는 이러한 주식보유자와 주식미보유자 사이의 기간별 대체 탄력성의 차이를 다룰 수 있는 매우 유용한 효용함수라 할 수 있다. 표준 CRRA 효용함수의 경우 기간별 대체 탄력성의 차이는 곧 상대적 위험 회피 계수의 차이를 의미한다. 그러나 주식보유자의 상대적 위험 회피 계수가 주식미보유자의 상대적 위험 회피 계수가 다르다는 것을 실증하는 것은 어렵다. 이런 이유로 재귀적 효용함수는 상대적 위험회피 계수의 변화 없이 경제주체 간 기간별 대체 탄력성의 차이를 만들어 낼 수 있다.

2.1.2 기업

기존문헌에서와 같이 모형경제 내에 ‘규모에 대한 수익불변’(Constant Returns to Scale)의 생산기술을 가진 대표적 기업이 있다고 가정한다. 대표적 기업의 규모에 대한 수익불변 생산 기술은 아래와 같이 자본(K_t)과 노동(L_t)의 Cobb-Douglas 생산함수이며

$$Y_t = z_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (4)$$

총 요소 생산성(z_t)은 아래와 같은 AR(1)의 확률과정(Random Process)을 따른다고 가정한다.

$$\log(z_{t+1}) = \rho \log(z_t) + \varepsilon_{t+1}, \varepsilon_t \text{ i.i.d.} N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (5)$$

대표적 기업의 목표는 아래와 같이 주식 보유자 또는 주주의 미래 배당 흐름 $\{D_{t+j}\}_{j=1}^\infty$ 의 현재가치를 극대화한다고 가정한다. 따라서 배당흐름의 현재가치는 주식보유자 또는 주주의 확률적 할인 인자의 흐름으로 (stochastic discount factor)로 $\{\beta^j \frac{\Lambda_{t+j}}{\Lambda_t}\}_{j=1}^\infty$ 할인한 가치를 의미한다.

$$\max_{I_{t+j}, L_{t+j}} P_t^s + D_t = E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} \beta^j \frac{\Lambda_{t+j}}{\Lambda_t} D_{t+j} \right] + D_t \quad (6)$$

s.t.

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + \Phi\left(\frac{I_t}{K_t}\right)K_t \quad (7)$$

$$D_t = z_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - W_t L_t - I_t \quad (8)$$

여기서 $P_t^s \equiv E_t[\sum_{j=1}^{\infty} \beta^j \frac{\Lambda_{t+j}}{\Lambda_t} D_{t+j}]$ 는 주식가격을 의미한다. 모형경제에서 발행된 주식의 수를 1로 정규화(Normalization) 할 경우 P_t^s 는 배당 후 기업 가치를 의미하기도 한다. 주식 가격을 의미하기도 한다. W_t 는 완전경쟁적인

노동시장에서의 노동임금을 뜻한다. I_t 와 L_t 는 각각의 대표적 기업의 투자와 노동요소의 수요를 의미한다. 생산에 필요한 생산자본의 소유자는 기업이기 때문에 기업은 자본 축적 방정식에 의한 투자결정을 한다고 가정한다. 자본 축적 방정식은 $0 < \delta < 1$ 의 자본 감가상각 비율을 가지며, 자본 조정 비용($\Phi(\bullet)$)을 가진다.

2.1.3 경제주체들의 동적 최적화 문제

각 경제 주체들의 매기 ‘정보 집합’은 모형경제의 ‘거시경제 상황’을 나타내는 거시변수들과 개별적 경제 주체의 ‘상태변수’(State Variables)로 구성되어 있다. ‘거시경제 상황’에 대한 정보를 주는 변수로 당 기간 모형경제의 총요소생산성 (z_t), 전체 자본량(K_t), ‘노동자’ (주식 미 보유자)의 무위험 채권 보유량(B_t)으로 구성되어 있고, 개별 경제주체의 ‘상태변수’로 각각의 채권 보유량(b_t^i)과 주식 보유량(s_t^i)으로 구성되어 있다. 모형경제의 금융 시장에서는 주식 (s_t^i : 유형 i 에 따른 주식 소유 비율)과 무위험 채권 (b_t^i : 유형 i 에 따른 채권 소유 량)이 거래되며, 매 기간 채권의 순 공급은 없는 것으로 가정한다. 경제 주체 유형($i = h, n$)에 따른 문제는 아래와 같이 서술된다.

$$V^i(b_t^i, s_t^i; K_t, B_t, z_t) = \max_{c_t^i, b_{t+1}^i, s_{t+1}^i} \left[(1 - \beta)u^i(c_t, 1 - l_t) + \beta(E_t(V^i(b_{t+1}^i, s_{t+1}^i, K_{t+1}, z_{t+1})))^{1-\eta^i} \right]^{\frac{1-v^i}{1-\eta^i}} \quad (9)$$

s.t.

$$c_t^i + P_{t+1}^f b_{t+1}^i + P_{t+1}^s s_{t+1}^i \leq b_t + s_t(P_t^s + D_t) + W_t l^i \quad (10)$$

$$K' = \Gamma_k(K, z) \quad (11)$$

$\Gamma_k(K, z)$ 은 균형 상태에서 사회 전체 자본의 변화를 나타내는 식이고, P_t^f 는 무위험채권의 가격, P_t^s 는 주식의 가격을 의미한다. 무위험채권 수익률과 주식 수익률은 아래와 같이 주어지며,

$$R_{t,t+1}^f \equiv \frac{1}{P_t^f} - 1 \quad (12)$$

$$R_{t,t+1}^s \equiv \frac{(P_{t+1}^s + D_{t+1})}{P_t^s} - 1 \quad (13)$$

주식의 위험 프리미엄은 아래와 같이 정의 된다.

$$R_{t,t+1}^p \equiv R_{t,t+1}^s - R_{t,t+1}^f \quad (14)$$

2.1.4 균형과 시장 청산 조건

모형경제의 시장균형으로 노동시장, 상품시장, 금융시장 모두 완전 경쟁적 시장을 가정한 완전 경쟁적 균형을 고려한다. 즉 각 경제 주체는 임금, 채권 및 주식의 가격 등을 수용하는 가격수용자일 때의 최적행동에 따른 시장청산조건을 고려한다. 시장의 균형 청산조건은 아래와 같다.

- a) $L_t = \mu l_t^h + (1 - \mu)l_t^n$: 노동시장의 시장 청산 조건
- b) $0 = \mu b_t^h + (1 - \mu)b_t^n$: 채권시장의 시장 청산 조건
- c) $1 = \mu s_t^h$: 주식시장의 시장 청산 조건
- d) $(C_t = \mu c_t^h + (1 - \mu)c_t^n)$: 생산물 시장의 시장 청산 조건

‘주식시장의 제한적 참여’가정에 따라 ‘노동자’(주식 미보유자)는 채권의 거래는 가능하나 주식의 거래 또는 주식 시장의 참여는 제한된다. (부연하면 $s_t^n = 0$ 이다) 반면에 ‘자본가’(주식 보유자)의 경우 채권과 주식 모두 거래가 가능하므로 주식시장의 청산 조건은 위의 c)와 같다. 경쟁적 노동시장의 가정에 따라 임금은 아래와 같이 주어진다.

$$W_t = (1 - \alpha) \frac{Y_t}{L_t} \quad (15)$$

2.2. 후생비용의 계산

Lucas(1987)방식의 경기변동 후생비용을 계산하기 위해 먼저 모형경제에서 총요소생산성의 확률과정으로 나타나는 생산성 충격에 따른 경기변동 하에서의 각 개별주체의 경기변동의 후생을 구하고 모형경제의 균제균형상태(Steady-State Equilibrium) 하에서의 경기변동의 후생을 구한 후 두 ‘경제정책’의 후생수준을 비교한다. 모형경제의 ‘균제균형상태’는 경기변동의 변동성을 완전히 제거한 ‘최적 거시안정화 정책’(Maximal Stabilization Policy)으로 볼 수 있다. 환언하면 경기변동의 후생비용은 어떠한 정책적 개입도 고려하지 않은 경기변동 하에서의 개별 소비자의 후생 수준에서 균제균형상태의 균형소비경로를 제공하는 ‘최적 거시안정화 정책’하의 후생 수준으로 이행할 때 개별 소비자가 지불해야 할 때 기간 소비 비율로 정의한다. 그러한 비율을 λ^i 라 할 때 λ^i 는 아래의 관계를 만족한다.

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u^i((1 + \lambda^i)c_t^i, 1 - l_t^i) = \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u^i(\bar{c}^i, 1 - \bar{l}^i) \quad (16)$$

따라서 λ^i 는 모형경제의 경기상황과 관계없이 매 기간 지불해야 하는 일정 비율의 소비액을 뜻한다. 여기서 \bar{c}^i 와 \bar{l}^i 는 각각 균제균형상태의 최적 소비량, 최적 노동 공급량을 뜻한다. 모형경제에서 두 가지 유형의 경제주체가 존재하기 때문에 경기변동의 후생비용은 개별 주체의 후생비용의 평균으로 계산한다. 즉 아래와 같이 계산한다.

$$\int_0^1 \lambda^i di = \mu \lambda^h + (1 - \mu) \lambda^n \quad (17)$$

일반적으로 ‘균제경기변동모형’(Dynamic Stochastic General Equilibrium Model)은 특정한 함수와 모형 매개변수로 표현되는 ‘닫힌 해’(Closed-Form Solution)가 존재하지 않기 때문에 근사해(Approximated Solution)를 이용하여 각 거시변수의 균형시계열을 구한다. 또한 거시변수의 시계열을 구하기 위해 수치해석 방식 중 섭동법(perturbation methods)에 기초한 정책함수(policy function)의 이차 근사 방식을 사용하였다.⁸

2.3. 구조적 모수 설정(Calibration)

모형의 기간단위는 분기로 가정한다. Cooley and Prescott (1995)의 경우와 같이 생산성 충격 z_t 는 아래와 같은 AR(1)과정을 따른다.

$$\log z_{t+1} = 0.95 \log z_t + \varepsilon_{t+1} \quad (18)$$

여기서 ε_t 는 평균 0, 표준편차 σ_ε 을 따르는 백색잡음이다. 충격의 표준편차는 기존경기변동문헌과 동일하게 0.712%를 택하였다. 주관적 할인율 β 는 정상상태의 실질이자율이 연 이자율로 4%가 되도록 $\beta = 0.99$ 로 설정하였다. 자본재의 분기 감가상각률 δ 는 0.02로 설정되었다. 생산함수의 모수 α 는 0.36으로 설정되었다.

Lucas(1987) 방식의 경기변동의 후생비용을 계산하기 위해서는 균제균형상태의 부(富)의 분포를 구해야한다. 그러나 일반적으로 두 유형의 경제주체를 가진 경기변동모형에서는 균제균형상태의 부(富)의 분포 특히 채권시장의 채권소유의 분포는 불확정적인(Indeterminacy) 것으로 알려져 있다. 본고에서는 균제균형상태의 부(富)의 분포를 확정하기 위해 부(富)

⁸Kim and Kim (2003)에 의해 2차 섭동법은 경기변동의 후생비용을 계산하기 위한 충분한 수치해석법으로 알려져 있다. 본 논문에서는 Schmitt-Grohe and Uribe (2004)의 2차 근사 섭동법을 활용하여 분석하였다.

의 분포에 관한 실증자료의 관측치를 구한 후 그 관측치와 부합하는 균제균형상태의 부(富)의 분포를 확정하는 역설계방식의 구조적 ‘모수설정법’(Calibration)을 취한다. 이를 위해 먼저 모형경제가 함의하는 부(富)의 분포를 구하고자 한다. 모형경제에서 t 기간의 ‘자본가’ 계급(총 주식 보유자)의 전체 부(富)를 ω_t^h 라 하면

$$\omega_t^h \equiv \mu b_t^h + K_t \quad (19)$$

로 표현할 수 있다. 한편 총 ‘노동자’(주식 미보유자)의 부(富)를 ω_t^n 라 하면

$$\omega_t^n \equiv (1 - \mu) b_t^n \quad (20)$$

으로 표현할 수 있다. Poterba and Samwick(1995)과 Guvenen(2006)에 의하면 상위 20퍼센트의 가계가 전체 미국경제의 82퍼센트 이상의 순자산을 소유하고 90퍼센트 이상의 금융자산을 소유한다는 실증적 사실 관계에 의하면 모형경제의 장기적인 부(富)의 분포를 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$\frac{\omega_t^h}{\omega_t^h + \omega_t^n} \approx 0.9 \quad (21)$$

따라서 균제균형상태의 부(富)의 분포가 위의 관계를 만족한다고 가정하면 채권시장의 청산조건과 결합하여 균제균형상태의 부(富)의 분포 ($\bar{\omega}^h, \bar{\omega}^n$) 또는 채권시장의 채권소유의 분포 (\bar{b}^h, \bar{b}^n)을 결정할 수 있다. 또한 The Surveys of Consumer Finance에 의하면, 1962년부터 1992년까지 30년의 기간 동안 미국에서 거래된 98% 이상의 주식이 상위 20%의 가계가 소유하기 때문에 가계의 주식시장 참여비율 또는 ‘자본가’(주식 보유자)의 비중 μ 는 0.2로 설정할 수 있다. 자본조정비용(Cost of Adjusting Capital) 함수 $\Phi(\frac{I_t}{K_t})$ 는 Jermann(1998)에서 제시한 다음의 형태를 따르는 것으로 가정한다⁹.

$$\Phi\left(\frac{I_t}{K_t}\right) = \frac{a_1}{1 - \frac{1}{\xi}} \left(\frac{I_t}{K_t}\right)^{1 - \frac{1}{\xi}} + a_2 \quad (22)$$

이 자본조정비용 함수의 특징은 균형균제상태의 자본량 \bar{K} 와 투자량 \bar{I} 이 자본조정비용이 없는 경우의 균형균제상태의 자본량, 투자량과 일정하다는 점이다. 따라서 자본조정비용으로 인해서 장기적인 실물자원의 배분이

⁹자본조정비용이 없는 경우 Tobin's q는 1임이 알려져 있다. Tobin's q가 1이라면 모형경제의 주식가격 P_t^s 는 자본재의 가치 K_t 와 같음을 보일 수 있다. Danthine and Donaldson (2002)을 참조하라. 따라서 주식가격의 변동성을 생성하기 위해서는 자본조정비용이 반드시 고려되어야 한다.

영향을 받지 않는다. 모수 α_1, α_2 는 균형균제상태에서

$$\Phi(\delta) = \delta \tag{23}$$

$$\Phi'(\delta) = 1 \tag{24}$$

의 관계식을 만족하도록 구해진다. ξ 는 Tobin's q에 대한 투자-자본 비율의 탄력성을 나타내는 모수이다. Christiano and Fisher (1998)의 실증분석에 의하면 ξ 는 0.42 1.14의 값을 가지고 있는 것으로 추정된다. 본고에서는 ξ 을 0.42로 추정한다.

앞에서 논의한 바와 같이 Attansio et al (2002), Vissing-Jorgensen (1998)의 실증적 연구에 의하면 주식보유자의 기간별 대체 탄력성은 주식미보유자의 기간별 대체 탄력성보다 5배에서 10배 이상 큰 것으로 알려져 있다. 따라서 자본가(주식 보유자)의 기간별 대체 탄력성 계수 ($1/\eta^h$)는 0.5, 노동자(주식 미보유자)의 탄력성 계수 ($1/\eta^n$)은 0.1로 추정하였다. 또한 기본 모형에서 재귀적 효용함수를 가정했기 때문에 기간별 대체 탄력성 계수와 상대적 위험회피 계수는 독립적으로 결정될 수 있다. 상대적 위험회피 계수 $v^i (i = h, n)$ 자본가, 노동자 모두 동일하게 6으로 추정한다. 일 기간 효용함수의 모수 γ 는 균제균형 상태에서의 노동 공급량이 $\frac{1}{3}$ 이라는 사실로부터 역계산하였다.

2.4. 결과

위험 프리미엄과 경기 변동에 따른 후생비용간의 관계를 살펴보기 위해 재귀적 효용함수를 가정한 기본 모형과 기본 CRRA 효용함수를 가정한 모형1, 모형2를 비교하였다. 모형 1과 모형 2는 ‘주식시장의 제한적 참여’의 직접적인 효과를 기본모형과 비교하기 위해 고려되었다. 기본모형과 같이 자본가와 노동자의 기간별 대체 탄력성 계수의 차이를 주기 위해 자본가의 위험 기피의 크기는 2 노동자의 위험 기피는 10을 가정하였다. ([표3] 참조) 따라서 두 경제유형간 기간별 대체 탄력성의 계수의 차이는 기본모형의 탄력성 계수의 차이와 동일하다.

$$\text{모형 1: } \frac{c_t^{1-v^i}}{1-v^i}$$

$$\text{모형 2: } \frac{(c_t^\gamma (1-l_t)^{(1-\gamma)})^{1-v^i}}{1-v^i}$$

표 1: 구조적 모수 값

모수	설명	값
공통 모수		
β	시간 할인율	0.99
η	주식 시장 참여도	0.2
ρ	충격의 지속정도	0.95
σ_ε	충격의 표준편차 (%)	0.712
α	산출물에 대한 자본 비중	0.36
ξ	자본 조정함수 계수	0.43
δ	감가 상각률	0.02
기본 모형의 모수		
$1/\eta^h$	주식 보유자의 기간 간 대체 탄력도	0.5
$1/\eta^n$	주식 미 보유자의 기간 간 대체 탄력도	0.1
$v^h = v^n$	상대적 위험 기피계수	6

표 2: 위험 기피도(모형 1.2)

모수		값
v^h	시장 참여자의 상대적 위험 기피계수	2
v^n	주식 시장 미 참여자의 상대적 위험 기피계수	10

표 3: 산출량에 대한 상대적인 표준편차

	산출량	노동	자본	소비	임금	투자	배당
기본모형	1.59	0.73	0.46	0.61	0.26	2.26	2.03
모형1	1.64	-	0.06	0.51	1.00	2.54	2.25
모형2	1.53	0.16	0.05	0.77	0.84	1.70	0.50
	채권가격	주식가격		소비(h)	소비(n)	노동(h)	노동(n)
기본모형	0.08	1.58		2.04	0.26	1.27	0.61
모형1	0.08	1.82		1.69	0.21	-	-
모형2	0.07	1.08		1.23	0.63	0.87	0.42

n : 주식 미보유자, h : 주식 보유자

산출량의 표준편차는 $\sigma_y \equiv \sigma(\log Y_t)$ 를 의미하고 나머지 표준편차는 거시변수 x 의 상대적 표준편차, 즉 $\frac{\sigma_x}{\sigma_y}$ 를 의미한다.

각 모형의 경기변동에 대한 모의 통계실험의 결과는 [표4-1]에 요약되어 있다. 특히 고려된 세 가지 모형 모두 주식 보유자(자본가)의 소비 변동성이 주식 미보유자(노동자)의 소비 변동성에 비해 큰 것으로 나타났다. 여기서 모형경제 총소비의 변동성(표준편차)을 $\sigma(\log C_t)$ 이라 하면

$$\sigma(\log C_t) \equiv \int_0^1 \sigma(\log(c_t^i)) di = \eta \sigma(\log(c_t^h)) + (1 - \eta) \sigma(\log(c_t^n)) \quad (25)$$

로 계산할 수 있다. 따라서 기본모형의 경우 주식보유자의 소비변동성과 총소비의 변동성을 비율을 아래와 같이 계산할 수 있다.

$$\frac{\sigma(\log c_t^h)}{\sigma(\log C_t)} = \frac{2.04}{0.616} = 3.3 \quad (\text{기본모형})$$

$$\frac{\sigma(\log c_t^h)}{\sigma(\log C_t)} = \frac{1.69}{0.506} = 3.3 \quad (\text{모형1})$$

$$\frac{\sigma(\log c_t^h)}{\sigma(\log C_t)} = \frac{1.23}{0.75} = 1.64 \quad (\text{모형2})$$

표 4: 연간 주식 위험 프리미엄

	제한적 참여 모형(%)
기본모형	1.64
모형1	0.06
모형2	0.03

Mankiew and Zeldes (1991)의 실증적 연구에 의하면 주식보유자의 소비변동성과 총소비의 변동성 비율은 배 이상인 것으로 알려져 있다. 본고에서 고려한 ‘주식시장의 제한적 참여’ 모형은 Mankiew and Zeldes(1991)의 실증적 연구결과와 부합되는 주식보유자의 소비변동성을 생성함을 알 수 있다. (부유한) 주식보유자의 소비 변동성이 평균적인 소비자의 소비 변동성보다 높은 이유는 주식 미보유자(노동자)가 (부유한) 주식보유자와의 무위험 채권거래가 주식미보유자의 경기변동으로 인한 가계소득 변동위험을 (부유한) 주식 보유자로 이전시키는 기능이 있다고 해석한다. (Danthine and Donaldson(2002), Guvunen(2009)) 이렇게 이전된 위험은 주식보유자의 큰 소비변동성으로 현시(顯示)되기에 이러한 소비변동성의 확대에 대한 보상이 성립해야하는데 이러한 보상은 균형에서 주식위험프리미엄의 증가로 현시(顯示)된다. 다시 말하면 이 모형경제에서는 주식시장 참여자가 경기변동 위험에 노출된 시장 포트폴리오를 보유하는 대가로 시장이 보상하는 금액이 커야만 한다. [표4-2]는 모형경제의 시장 포트폴리오(주식)의 위험프리미엄을 나타낸다. Mehra and Prescott(1985)에 의하면 미국경제의 주식 위험 프리미엄은 연간 6

$$U_t = [(1 - \beta)u(c_t, 1 - l_t) + \beta(E_t(U_t)^{1-\eta})^{\frac{1-\nu}{1-\eta}}]^{\frac{1}{1-\nu}} \quad (26)$$

$$\nu = 6 \quad (27)$$

$$\frac{1}{\eta} = 0.5 \quad (28)$$

의 선호를 가진 대표자 모형을 말한다. 대표적 모형에서는 대표적 경제주체가 동시에 주식보유자이므로 기간별 대체 탄력성 계수는 ‘주식시장의 참여 제한’ 모형의 주식보유자의 기간별 대체 탄력성 계수와 동일하도록 추정했다. 모형1과 모형2에 대응하는 대표자 모형도 아래와 같이 동일한 방식으로 고려하였다.

$$\begin{aligned} \text{대표자 모형 1 : } & \frac{c_t^{1-\nu}}{1-\nu} \\ \text{대표자 모형 2 : } & \frac{(c_t^\gamma(1-l_t)^{(1-\gamma)})^{1-\nu}}{1-\nu} \\ \nu &= 6 \end{aligned}$$

여기서 대표자 모형 모두 상대적 위험계수 6을 가정하였다. 대표적 경제주체를 가정한 기존경기변동모형에서는 경기변동의 후생비용이 ‘주식시장 참여의 제한’ 모형에 비해 경기변동의 후생비용이 거의 0에 가깝다. Cho et al (2014)에서 보였듯이 대표적 경제주체를 가정한 경기변동모형에서는 노동, 자본 등 생산요소를 마찰 없이 자유롭게 이동, 배분 가능하기 때문에 경기변동의 위험에 반응하여 균형 산출량이 위험이 없을 때보다 오히려 증가 가능하다. 따라서 역설적으로 Lucas(1987)의 경기변동 후생비용보다 더 작은 후생비용이 존재 가능하다. 또한 대표적 경제주체를 가정한 경기변동 모형에서는 시장포트폴리오에 대한 위험이 사실상 존재하지 않기에 경기변동에 대한 후생비용은 작다고 말할 수 있다. 대표자 모형에 비해 ‘주식시장 참여의 제한’ 모형은 10배에서 40배에 가까운 후생비용의 크기를 보여 준다. 이러한 후생비용은 사회 구성원의 부(富)의 수준에 따라 경기변동에 대해서 다른 후생효과를 보이는 것에 기인한다. Krusell et al.(2009)의 모형 경제에서와 같이 부유한 가계의 경우 Lucas방식의 경기안정화 정책의 보상은 매우 크지만 부유하지 않은 대부분의 가계의 경우 상대적으로 Lucas방식의 경기안정화 실험에 의한 보상은 크지 않다. 그럼에도 불구하고 경기후생비용에 대한 이질적인 반응의 원인은 Krusell et al.(2009)와 다르다. 본 모형경제에서는 부유한 가계는 주식보유자를 의미한다. 모형경제에서 경기변동위험에 노출된 시장 포트폴리오(주식)의 소유에 대해 금융시장이 제공하는 위험 프리미엄 또는 보상이 크기 때문에 가상적인 정부가 거시안정화정책으로 직접적으로 제공하는 경기변동위험에 대한 보상 또한 크다. Lucas방식의 경기변동에 대한 보상은 주식보유자 입장에서는 주식이 갖고 있는 경기변동위험의 직접적인 제거를 의미하기 때문이다. 이에 비해 Krusell et al.(2009)의 모형경제에서는 모든 가계가 경기변동위험과 더불어 각각의 고유의 개별적 위험(Idiosyncratic Risks)에 노출되어 있다. 따라서 가계의 예비적 저축의 동기(Precautionary Savings Motive)에 의해 모형경제의 파레토 배분 수준의 자본재량보다 더 많은 자본재를 경제전체에서 축적하게 된다. 여기서 부유한 가계는 상당한 수준의 자본재소유자를 의미한다.

표 5: 후생비용

	제한적 참여 모형			대표자 모형
	주식 보유자	주식 미 보유자	사회	사회
기본모형	1.07%	0.23%	0.40%	0.00%
모형1	1.25%	0.02%	0.26%	0.025%
모형2	0.53%	0.02%	0.12%	0.004%

Lucas방식의 경기변동위험제거는 전체 가계의 예비적 저축의 동기의 완화를 의미하게 때문에 자본재에 대한 수요 감소를 야기하고 이에 따라 현재 자본재가격의 하락을 야기한다. 현재 자본재가격의 하락은 미래 자본재의 수익률 증가를 의미하기 때문에 많은 자본재를 소유한 부유한 가계의 보상은 크다. 부유한 가계는 주식보유자를 의미한다. 모형경제에서 경기변동위험에 노출된 시장 포트폴리오(주식)의 소유에 대해 금융시장이 제공하는 위험 프리미엄 또는 보상이 크기 때문에 가상적인 정부가 거시 안정화정책으로 직접적으로 제공하는 경기변동위험에 대한 보상 또한 크다. Lucas 방식의 경기변동에 대한 보상은 주식보유자 입장에서는 주식이 갖고 있는 경기변동위험의 직접적인 제거를 의미하기 때문이다.

3. 결론

시장 포트폴리오에 관한 위험 프리미엄이란 (금융)시장이 판단하는 경기변동위험에 대한 보상을 말한다. 다시 말하면, 시장 참여자가 경기변동위험에 노출된 시장 포트폴리오를 보유하는 대가로 시장이 보상하는 금액이 시장 포트폴리오에 관한 위험 프리미엄이다. 이러한 위험 프리미엄이 상당하다는 것은 시장이 판단하는 경기변동에 대한 비용이 크다는 것을 의미한다. 따라서 모형경제에서 시장 포트폴리오에 관한 상당한 수준의 위험 프리미엄이 존재한다면, 경기변동 위험에 대한 후생비용 또한 클 가능성이 있다. 이 소고에서 상당한 수준의 시장 포트폴리오 관한 위험 프리미엄이 존재 가능한 '제한적 주식 시장 참여 모형'을 가지고 경기 변동에 따른 후생비용을 계산하였다. 대표자 모형에 비해 '주식시장 참여의 제한'

모형은 10배에서 40배에 가까운 후생비용의 크기를 보여준다. 이러한 후생비용은 사회 구성원의 부(富)의 수준에 따라 경기 변동에 대해서 다른 후생효과를 보이는 것에 기인한다. 부유한 가계의 경우 Lucas방식의 경기안정화 정책의 보상은 매우 크지만 부유하지 않은 대부분의 가계의 경우 상대적으로 Lucas방식의 경기안정화 실험에 의한 보상은 크지 않다. 그럼에도 불구하고 경기후생비용에 대한 이질적인 반응의 원인은 Krusell and Smith(1999, 2002), Krusell et al(2009)와 다르다. 이 소고에서 고려된 모형경제에서 부유한 가계는 주식보유자를 의미한다. 모형경제에서 경기변동위험에 노출된 시장 포트폴리오(주식)의 소유에 대해 금융시장이 제공하는 위험 프리미엄 또는 보상이 크기 때문에 가상적인 정부가 거시안정화정책으로 직접적으로 제공하는 경기변동위험에 대한 보상 또한 크다. Lucas방식의 경기변동에 대한 보상은 주식보유자 입장에서는 주식이 갖고 있는 경기변동위험의 직접적인 제거를 의미하기 때문이다.

참고문헌

- Atkeson, Andrew, and Phelan, Christopher (1994), "Reconsidering the costs of business cycles with in complete markets," in Stanley Fischer and Julio J. Rotemberg, eds., NBER Macroeconomics Annual 1994. pp. 187-207.
- Alvarez, Fernando and Jermann, Urban J. (2004), "Using asset prices to measure the cost of business cycles," *Journal of Political Economy* 112(6), pp. 1223-1256
- Ameriks, John and Zeldes, Stephen P. (2004) "How do household porfolio shares vary with age?," working paper
- Attanasio, O., J. Banks, and S. Tanner (2002), "Asset Holding and Consumption Volatility," *Journal of Political Economy* 110, pp 771-792.
- Cho, J.O., Cooley, T.F. and H. S. E. Kim (2014) "Business Cycle Uncertainty and Economic Welfare," *Review of Economic Dynamics*, forthcoming.
- Christiano, Lawrence J and Fisher, Jonas D.M. (1998), "Stock market and investment good prices," Working paper series WP 98-6 Federal Reserve Bank of Chicago.

- Epstein, L.G., Zin, S.E., 1989. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: a theoretical framework. *Econometrica* 57, 937-969.
- Gomes, Francisco and Michaelides, Alexander, "Asset pricing with limited risk sharing and heterogeneous agent," mimeo, London School of Business and Centre for Economic Policy Research
- Guvenen, Faith(2006), "Reconciling conflicting evidence on the elasticity of intertemporal substitution: A Macroeconomic Perspective," *Journal of Monetary Economics* 53(7), pp. 1451-1472
- Guvenen, Faith (2009), "A Parsimonious Macroeconomic Model for Asset Pricing," *Econometrica*, *Econometric Society*, vol. 77(6), pp. 1711-1750, November.
- Lee, Soyoung (2011), "Limited Asset Market Participation: Welfare Cost Analysis," *Mimeo*.
- Jermann, Urban J. (1998), "Asset pricing in production economies," *Journal of Monetary Economics* 41(2), pp. 252-275
- Kim, J., and S. Kim (2003), "Spurious Welfare Reversals in International Business Cycle Models," *Journal of International Economics* 60, 2003, 471-500.
- Per Krusell & Anthony A. Smith, Jr., (1999). "On the Welfare Effects of Eliminating Business Cycles," *Review of Economic Dynamics*, Elsevier for the Society for Economic Dynamics, vol. 2(1), pages 245-272, January.
- Per Krusell & Anthony A. Smith, Jr., (2002). "Revisiting the Welfare Effects of Eliminating Business Cycles," mimeo, University of Rochester and Carnegie Mellon University
- Per Krusell & Toshihiko Mukoyama & Aysegul Sahin & Anthony A. Smith, Jr., 2009. "Revisiting the Welfare Effects of Eliminating Business Cycles," *Review of Economic Dynamics*, Elsevier for the Society for Economic Dynamics, vol. 12(3), pages 393-402, July.
- Lucas Robert (1987), *Models of Business Cycles*, Basil Blackwell

- Mankiw, Gregory N, and Stephen Zeldes (1991), "The consumption of stockholders and non-stockholders," *Journal of Financial Economics* 29, pp 97-112
- Poterba, James M, and Samwick, Andrew A. (1995), "Stock ownership patterns, stock market fluctuations and consumption". *Brooking Papers on Economic Activity* 1995(2) pp. 295-372.
- Schmitt-Grohe, Stephanie & Uribe, Martin, (2004). "Solving dynamic general equilibrium models using a second-order approximation to the policy function," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, vol. 28(4), pages 755-775, January
- Tallarini, Thomas, (2000), "Risk sensitive and business cycles," *Journal of Monetary Economics* 45(3), pp.507-532
- Uhlig, Harald, (2006), "Macroeconomics and Asset Markets: Some Mutual Implications," Mimeo.
- Vissing-Jørgensen, A., 1998. Limited asset market participation and the elasticity of intertemporal substitution, Working Paper, University of Chicago.