제32권 제1호 / ISSN 1738-656x

한국개발연구원

2010 I

KDI 경제정책 저널

금융 중개와 위기 이후의 금융 시스템: 한국에 대한 시사점 ..... 신현송
위기 이후의 금융중개와 금융제도 변천 및 한국에 대한 시사점

경제 위기와 세대 간 경제: 1997~98년 한국 경제 위기로부터 얻은 교훈..... 안종범·이상협·황남희
경제 위기와 세대 간 경제: 1997~98년 경제 위기의 교훈

경제적 자원과 아동 건강: 특정 메커니즘에 대한 평가 ..... 정완교
가계 내 경제적 자원이 자녀의 건강에 미치는 영향에 대한 실증 분석

한국 지역 개발 정책의 목표와 전략 재고 ..... 김광호
우리나라 지역개발 정책에 대한 재고찰

우리나라 주식형 펀드의 투자 성과 평가 ..... 신인석·조성빈
한국 주식형 펀드의 성과 평가

실업급여 지급 기간 변화의 효과 분석..... 문외솔
실업급여 지급 기간 연장이 전체 노동 시장에 미치는 영향

KDI

한국개발연구원
KDI 경제정책 저널

목차

1 금융 중개와 위기 이후의 금융 시스템 한국에 대한 시사점.....신현송 / 1
위기 이후 금융중개와 금융제도의 변천 및 한국에 대한 시사점
… 신현송

2 경제 위기와 세대 간 경제: 한국의 1997~98년 경제 위기에서 얻은 교훈..... 안종범·이상협·황남희 / 37
경제 위기와 세대 간 경제: 1997~98년 경제 위기의 교훈
…… 황남희

3 경제적 자원과 아동 건강: 특정 메커니즘 .....정완교 / 51
가계 내 경제적 자원이 자녀의 건강에 미치는 영향에 대한 실증 분석
… 정완교

4 지역 개발 정책의 목표와 전략 재고 김광호 / 69.....김광호 / 69
우리나라 지역개발정책에 대한 재고찰
… 김광호

5 우리나라 주식형 펀드의 투자 성과 평가.....신인석·조성빈 / 99
한국 주식형 펀드의 성과 평가
… 신인석 조성빈

6 실업급여 지급 기간 변화의 효과 분석 .....문외솔 / 131
실업급여 지급 기간 연장이 전체 노동 시장에 미치는 영향
… 문위솔

한국개발연구원

제32권 제1호(통권 제106호)

금융 중개와 위기 이후의 금융 시스템: 한국에 대한 시사점

신현송

(프린스턴 대학교 휴즈-로저 경제학 석좌교수)

위기 이후 금융중개와 금융제도 변천 및 한국에 대한 시사점

신 현 송

(미국 프린스턴 대학교 경제학과 교수)

*** 신현송: (이메일)hsshin@princeton.edu , (주소) Princeton University, Department of Economics, Princeton, Nj 08544, USA**

• **키워드:** 금융중개, 증권화, 중개사슬, 은행대출

• **JEL 코드:** G21, G28

• **접수일:** 2009년 11월 10일 • **심사 절차 시작:** 2009. 11. 13

• **심사 보고서 완료:** 2010. 2. 19

초록

증권화는 신용 위험을 이를 더 잘 감당할 수 있는 주체들에게 분산시키기 위해 고안되었다. 그러나 실제로는 증권화가 금융 중개 부문 자체에 위험을 집중시킨 것으로 보인다. 본 논문은 증권화가 금융 안정성에 미치는 영향을 평가하기 위한 금융 시스템의 회계 프레임워크를 제시한다. 만약 증권화가 중개 사슬의 연장을 초래한다면, 위험은 중개 부문에 집중되어 금융 안정성에 해로운 결과를 초래하게 된다. 커버드 본드는 이러한 원칙에 위배되지 않는 증권화의 한 형태이다. 본 논문에서는 역주기적 자본 요건과 스페인식 통계적 충당금 제도가 중개 사슬의 연장으로 인한 유해한 영향을 완화하는 데 있어 어떤 역할을 하는지 논의한다. 한국의 경우, 자금 조달의 안정성이 핵심 고려 사항으로 대두된다. 커버드 본드는 은행의 자금 조달 구조를 안정화하는 데 일조할 수 있다.

대출 자산의 증권화는 자산 부실 위험을 분산 , 위기 시 취약한 구조가 되었다. 원래 의도대로 도입되었으나 실제로는 자산 유럽에서 사용되는 커버드본드 제도는 단기 부실 을 키우고 금융중개 부문의 취약성을 증대시켜 중개 제도와 부합하는 제도로서 금융 제도의 취약 성을 증대시키는 결과를 낳았다. 본 논문은 증권화와 자산 안정성에 도움이 된다. 한국의 금융제도 또한 부실 문제를 다룰 수 있는 금융제도 전반의 부채의 안정성을 고려할 때 커버드본드의 위험을 분석할 수 있는 회계 프레임워크를 고안 혜택을 볼 수 있을 것으로 예상된다. 미국의 증권화 제도는 긴 중개 사슬을

I. 서론

최근의 금융 위기는 은행업과 자본 시장의 동향이 밀접하게 얽혀 있는, 유동화 이후 최초의 위기라는 특징을 지닌다. 역사적으로 은행은 항상 외부 환경의 변화에 반응해 왔으며, 경제 상황의 변화에 따라 대출 규모를 확대하거나 축소해 왔다. 그러나 증권화를 기반으로 한 시장 중심의 금융 시스템에서는 은행권과 자본 시장의 동향이 불가분의 관계에 있으며, 현재의 위기는 이 둘 간의 상호작용이 얼마나 강력한지를 생생하게 보여주는 사례이다.

증권화는 신용 위험을 이를 더 잘 감당할 수 있는 주체들에게 분산시키기 위한 것이었으나, 금융 위기 당시에는 위험이 최종 투자자가 아닌 금융 중개 부문 자체에 집중된 것으로 보인다. 금융 위기에서 증권화가 수행한 진정한 역할을 이해하려면, 증권화에 관한 두 가지 통념—하나는 오래된 것이고 다른 하나는 새로운 것—을 버려야 한다. 이제 신뢰를 잃은 오래된 관점은 증권화가 신용 위험을 분산시켜 차입자의 채무 불이행에 대한 금융 시스템의 회복력을 강화하는 데 긍정적인 역할을 했다고 강조했다.

그러나 이러한 오래된 통념을 버린 지금, 유행하는 새로운 관점은 부실 대출을 체인 상의 다음 '더 큰 바보'에게 넘겨준 비양심적인 운영자들의 사슬을 강조하는 것이다. 우리는 이 새로운 유행하는 관점을 '뜨거운 감자 가설'이라고 부를 수 있다. 부실 대출이 마치 사슬을 따라 전달되는 뜨거운 감자와 같기 때문이다. 이 아이디어는 매력적으로 단순하고, 비난할 만한 편리한 악당도 존재하기 때문에, 서브프라임 위기의 원인에 대해 중앙은행 관계자들과 정치인들이 행한 수많은 연설에서 자주 등장해 왔다.

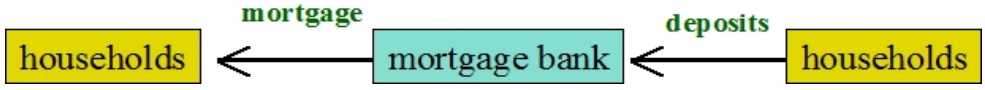
하지만 새로운 통념 역시 기존의 통념만큼이나 결함이 있다. 이는 서브프라임 모기지 위기 이전 30년 동안 증권화가 잘 작동해 왔다는 사실과 모순될 뿐만 아니라, 부실채권을 하류로 *매각하는* 것과 부실채권을 담보로 한 *부채를 발행하는* 것을 구분하지 못하고 있다. 부실채권을 매각하면 그 채권을 처분하게 되며, 이는 더 이상 자신의 문제가 아니라 타인의 문제가 된다. 이런 의미에서 '뜨거운 감자'는 사슬을 따라 다음 단계의 '더 큰 바보'에게 넘겨지는 셈이다. 그러나 두 번째 행위는 다른 결과를 낳는다. 부실 대출을 담보로 부채를 발행하면 부실 대출을 처리할 수 없다. 그 '뜨거운 감자'는 당신의 대차대조표나 당신이 후원하는 특수목적법인(SPV)의 장부에 그대로 남아 있게 된다. 따라서 '뜨거운 감자'를 사슬을 따라 다음 단계의 '더 큰 바보'에게 넘기는 것과는 거리가 멀고, 결국 당신이 그 '뜨거운 감자'를 떠안게 되는 것이다. 사실상 대형 금융 중개 기관들이 사슬의 최후에 위치한다. 해당 증권을 매입한 투자자들은 결국 손실을 입게 되겠지만, 증권을 발행한 금융 중개 기관들은 더 큰 손실 위험에 처해 있다. 중개 기관들은 레버리지를 활용하고 있기 때문에, 일부가 뼈저리게 경험했듯이 자기자본이 전액 소진될 위험에 처해 있다.

실제로 Greenlaw, Hatzius, Kashyap 및 Shin(2008)에 따르면, 약 1조 4천억 달러에 달하는 서브프라임 모기지 총 노출액 중 잠재적 손실의 약 절반은 상업은행, 증권사, 헤지펀드 등 미국의 레버리지 금융기관이 부담한 것으로 나타났다. 해외 레버리지

[그림 1] 기관 유형별 서브프라임 노출 규모 (출처: Greenlaw, Hatzius, Kashyap 및 Shin (2008))

	Total reported sub-prime exposure (US$bn)	Percent of reported exposure
Investment Banks	75	5%
Commercial Banks	418	31%
GSEs	112	8%
Hedge Funds	291	21%
Insurance Companies	319	23%
Finance Companies	95	7%
Mutual and Pension Funds	57	4%
Leveraged Sector	896	66%
Unleveraged Sector	472	34%
Total	1,368	100%

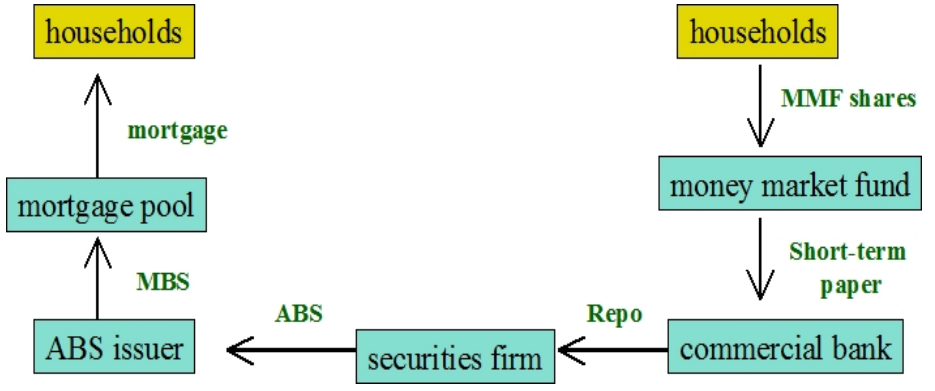
[그림 2] 짧은 중개 사슬



이러한 기관들을 포함하면, 레버리지 금융 기관들의 총 노출 규모는 3분의 2로 증가한다(그림 1 참조). 부실 채권을 사슬의 다음 단계에 있는 '더 큰 바보'에게 떠넘기는 것과는 거리가 멀게도, 가장 정교한 금융 기관들이 부실 자산에 대한 가장 큰 노출을 안게 되었다.

미국식 증권화 시스템에 기반한 금융 중개의 특징은 최종 채권자로부터 최종 차입자에게 자금을 전달하는 과정에서 수많은 금융 중개 기관이 연쇄적으로 관여한다는 점이다. 이러한 차이는 그림 2와 3을 통해 설명할 수 있다. 그림 2는 예금을 유치하고 가계 차입자를 대상으로 한 모기지 자산을 보유하는 전통적인 예금 수취 은행을 보여준다. 1990년경까지 미국의 주택 담보 대출 자산 대부분은 저축 기관과 상업 은행이 보유했다(Adrian and Shin (2008) 참조). 그러나 최근 몇 년간 정부 지원 기업(GSE)의 모기지 풀에 편입된 주택 담보 대출의 비중이 압도적으로 높아졌다. 이에 따라 금융 중개 사슬은 훨씬 더 길어졌으며, 전반적인 자본 시장 상황에 더 크게 의존하게 되었다. 그림 3은 최종 채권자(가계 저축자)로부터 최종 채무자(주택 구입을 위해 모기지를 받는 가계)로 신용이 흐르는 대출 관계의 한 가지 가능한 사슬을 보여준다. 이 예시에서 모기지 자산은

[그림 3] 긴 중개 사슬



모기지 풀 - 모기지 자산을 보유하는 것만을 유일한 역할로 하며, 해당 자산을 담보로 부채(모기지 담보 증권, MBS)를 발행하는 수동적인 기업. 이후 모기지 담보 증권은 자산담보증권(ABS) 발행사가 소유하게 되며, 이 발행사는 MBS를 모아 담보부 채무 의무(CDO)와 같은 또 다른 채무 계층으로 분할(트랜치화)한다. 그 후, 증권사(예를 들어 월스트리트 투자은행)는 수익률을 위해 CDO를 자체 장부에 보유할 수 있지만, 대형 상업은행과의 환매조건부 매매(repo) 계약을 통한 담보 차입으로 이러한 자산을 조달한다. 이에 따라 상업은행은 금융 상업어음과 같은 단기 부채를 발행하여 증권사에 대한 대출 자금을 조달하게 된다. 머니마켓 뮤추얼 펀드는 이러한 단기 채권의 자연스러운 구매자가 되며, 궁극적으로 가계 저축자들이 이러한 펀드의 지분을 보유하게 되므로 머니마켓 펀드가 이 순환 구조를 완성하게 됩니다.

물론, 그림 3의 예시는 실제로는 훨씬 더 복잡하고 얽혀 있을 수 있는 관계들을 단순화한 것입니다. 예를 들어, 대출자가 동일한 유가증권을 다시 다른 대출자에게 담보로 제공(이를 '재담보 제공'이라고 함)함에 따라, 동일한 유가증권이 리포 대출에서 여러 번 사용될 수 있습니다. 이 경우, 그 사슬은 훨씬 더 길고 복잡해질 것입니다. 또한 이 도표는 상업은행이 CDO 및 기타 자산담보부증권(ABS)을 직접 보유하기 위해 자금을 조달하기 위해 설립할 수 있는 구조화 투자 차량(SIV)이나 ABCP 컨듀이트와 같은 대차대조표 외 수단도 고려하지 않았습니다.

그림 3에 등장하는 기관들을 살펴보면, 이들이 바로 2007년과 2008년 금융 위기의 최전선에 섰던 기관들이라는 점이 눈에 띈다. 서브프라임 모기지가 이 사슬 속에서 등장했으며, 베어 스턴스와 리먼 브라더스의 파산 역시 이 사슬의 원활한 작동에 문제가 있었기 때문이었다. 이러한 사실을 깨닫게 되면, 이처럼 긴 중개 사슬을 통해 과연 어떤 이점을 얻을 수 있는지에 대한 의문이 제기된다.

한 가지 가능한 주장은 증권화가 신용 위험을 손실을 가장 잘 감당할 수 있는 주체들에게 분산시키는 것을 가능하게 한다는 것이다. 우리는 이미 이 특정 메커니즘의 명백한 실패에 대해 언급한 바 있으나, 아래에서 이를 더 자세히 살펴보기로 한다. 그 점은 제쳐두고, 긴

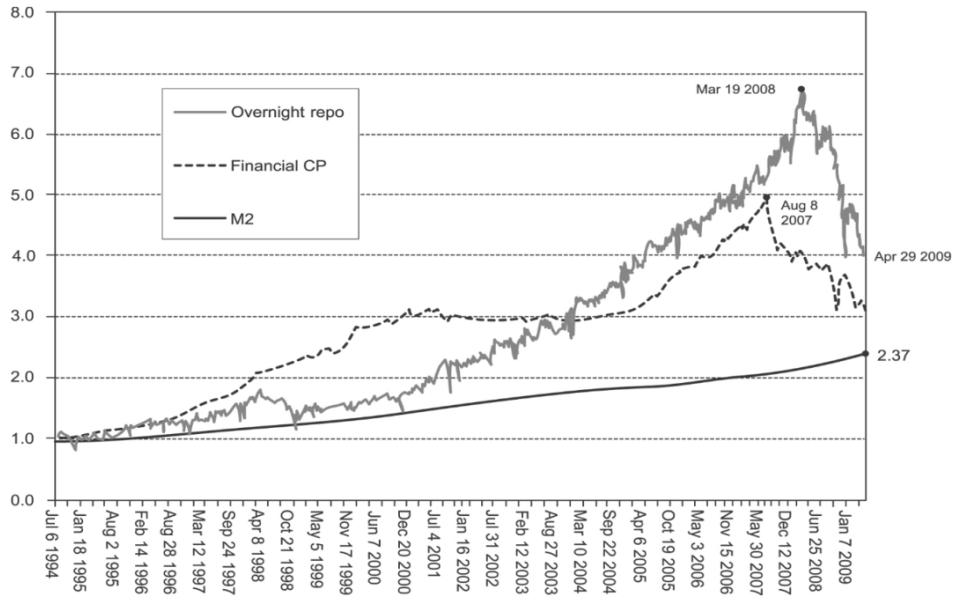
중개 체인의 특징은, 최종 채권자들이 단기 채권을 요구하기 때문에 금융 시스템 내에서 만기 변환이 본질적으로 필요하며, 장기적인 대출 관계를 연속적으로 연결하는 과정이 전체적인 만기 변환 기능을 수행하는 데 더 용이하게 한다는 점이다.

인센티브 측면, 특히 경영진을 견제한다는 점에서 단기 부채가 바람직하다는 주장은 널리 알려져 있다. Calomiris와 Kahn(1991)은 은행의 소유주와 경영진이 예금자 뱅크런을 유발할 위험을 감수하면서 자산 가치를 훼손하는 행위를 하지 않겠다고 약속하는 대응책으로서, 은행의 요구불 예금이 자연스럽게 등장했다고 주장했다. 다이아몬드와 라잔(2001)은 이 주장을 한 단계 더 발전시켜, 예금자 뱅크런에 내재된 조정 문제가 경영진의 기회주의적 행동에 직면했을 때 예금자들이 재협상을 시도하지 않겠다는 약속 장치 역할을 한다고 주장했다. 은행의 예금 잔고가 적정 수준일 때, 은행가가 예금자로부터 이윤을 착취하려는 시도는 예금 인출 사태를 초래하며, 이는 은행가의 이윤을 제로로 만든다. 이를 예견한 은행가는 이윤을 착취하려 하지 않을 것이다. 확실성이 보장된 환경에서는, 은행은 경직되고 취약한 예금 전용 자본 구조로 자금을 조달함으로써 제공할 수 있는 신용 규모를 극대화한다.

그러나 Calomiris와 Kahn(1991) 및 Diamond와 Rajan(2001)의 연구 모두 채권자가 금융중개기관 자체가 아닌 전통적인 은행 예금에 초점을 맞추고 있다. 하지만 최근 목격된 금융 호황과 불황의 주기에서 주목할 점은, 초단기 부채의 가장 큰 변동이 소매 예금자에 대한 부채가 아니라 다른 금융중개기관에 대한 부채와 연관되어 있다는 사실이다. Adrian과 Shin(2009)은 미국 1차 딜러들의 환매조건부 매매(repo) 잔고와 금융 상업어음(CP) 잔고를 M2 잔고 대비 비율로 비교한다. M2에는 소매 예금의 대부분과 머니마켓 뮤추얼펀드 보유분이 포함되어 있으므로, 금융 중개 부문 전체에 대해 최종 채권자들이 보유한 유동성 채권 총량을 나타내는 좋은 지표가 된다. 1990년대 초반만 해도 환매조건부 매매와 금융 상업어음의 규모는 M2의 4분의 1에 불과했다. 그러나 이 총액은 급속히 증가하여 2007년 8월 금융위기 직전에는 M2의 80%를 넘어섰으나, 위기가 시작되자 급락했다.

전체 레포(repo) 시리즈 중 당일물 레포 구성 요소를 그래프로 나타내면, 금융 중개 기관들 간의 채무가 얼마나 초단기적인지 더 잘 파악할 수 있다. 그림 4는 1994년 7월 6일을 1로 표준화한 당일물 레포 잔액, 금융 상업어음 및 M2의 규모를 나타낸 것이다(당일물 레포 데이터는 그 이전 날짜의 자료가 없다). M2 잔액은 약
2.4 1994년 이후로, 그러나 2008년 3월까지 하루 만기 레포 거래 규모는 거의 7배로 증가했다. 브루너마이어(2009)는 하루 만기 레포 거래가 매우 보편화되어, 정점 시기에는 월스트리트 투자은행들이 매일 밤 대차대조표의 4분의 1을 롤오버하고 있었다고 지적했다. 그림 4에서 명백히 드러나는 점은, 일일 리포의 급속한 성장과 그에 따른 붕괴가 소매 예금자들의 단기 유동성 자산에 대한 수요만으로는 쉽게 설명될 수 없다는 것이다.

[그림 4] 오버나이트 리포, 금융 상업어음 및 M2 (1994년 7월 6일을 1로 표준화)



II. 회계 프레임워크

그림 5에 묘사된 경제 내 신용 배분을 위한 단순화된 금융 시스템을 고려해 보자. 이 금융 시스템은 대출자의 저축을 최종 차입자에게 전달하는 역할을 한다. 최종 대출자는 가계이며, 이들은 직접적으로 또는 연금 기금, 뮤추얼 펀드, 생명보험사 등의 기관을 통해 간접적으로 자금을 조달한다.

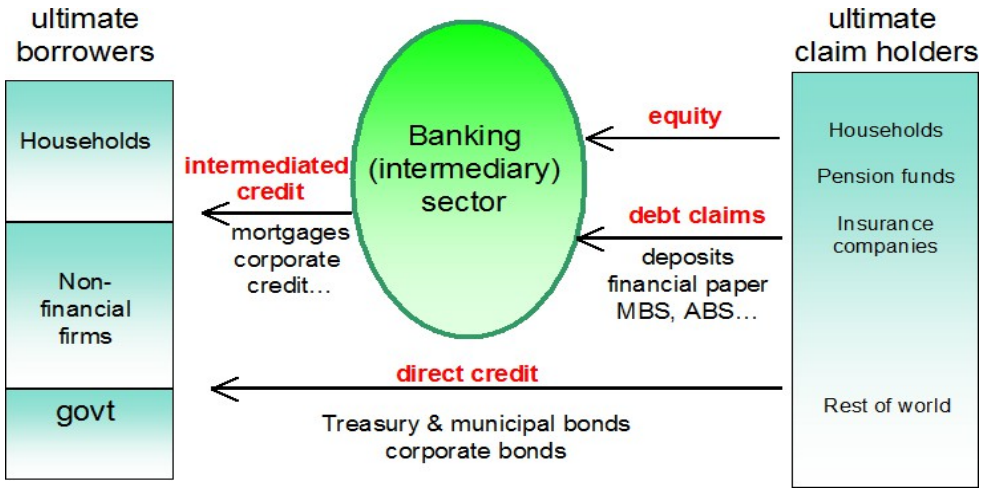
일부 신용은 대출자가 차입자에게 직접 제공되기도 합니다. 국채나 지방채는 대출자가 차입자에 대해 직접적인 채권권을 보유하는 이러한 직접 신용의 좋은 예입니다. 그러나 주택담보대출이나 소비자 부채와 같은 가계 부문의 막대한 차입은 거의 항상 광의의 은행 시스템을 통해 중개됩니다. 2008년 말 기준, 미국 가계 부문의 주택담보대출 부채는 약 10조 6천억 달러에 달했으며, 소비자 부채는 2조 5천억 달러를 차지했다.

여기서 제시하는 회계 프레임워크는 그림 5에 제시된 신용 흐름 도식을 기반으로 하며, Shin (2009)에서 차용하였다. 최종 차입자와 최종 채권자 사이에는 n개의 금융 중개 기관이 위치해 있다. 편의상, 이러한 중개 기관들을 단순히 '은행'으로 표기한다.

y_i를 은행 i가 최종 차입자(예:

이 논문에서 다루는 목적상, y_i가 액면가인지 시가인지는 크게 중요하지 않다. 이는 본 논문의 목적이 금융 시스템 내의 근본적인 회계 관계를 개괄하는 데 있기 때문이다

[그림 5] 신용을 위한 단순화된 금융 시스템



시스템. 그러나 이하에서는 평가 효과로 인해 비교정적 분석이 더욱 심도 있게 전개되므로, 모든 수치를 시장 가치로 해석하는 것이 유용하다.[1]

은행들은 최종 차입자에 대한 채권뿐만 아니라 서로에 대한 채권도 보유하고 있다. x_i를 *은행 i의* 부채 총액, x_{ij}를 *은행 j가* 보유한 *은행* i의 부채 가치, π_{ij}를 *은행 j가* 보유한 *은행* i의 부채 비중으로 표기한다. e_i를 *은행 i의* 자기자본 가치로 표기하면, 대차대조표는
은행 i의 정체는 다음과 같습니다:

$$y_i + \sum_j x_j \pi_{ji} = e_i + x_i \tag{2.2}$$

좌변은 자산의 가치이며, 우변은 부채(x_i)와 자기자본(e_i)의 합계입니다. 은행 간 채권 및 채무 행렬은 다음과 같이 나타낼 수 있습니다. 표의 (i, j)번째 요소는 은행 *i가 은행 j에게* 진 부채를 나타냅니다. 따라서 행렬의 i번째 행을 합산하면 *은행 i의* 총 부채 가치를 구할 수 있고, i번째 열을 합산하면 은행 *i의* 총 자산을 구할 수 있습니다. 외부 채권자 부문(가계, 연금 기금, 뮤추얼 펀드 등)에 지수 $i + 1$을 부여할 수 있으므로, $x_{i,n+(1)}$은행 i의 외부 채권자에 대한 부채를 나타냅니다. 예금은 이러한 부채의 대표적인 예가 될 것입니다.
은행이 외부 채권자에게 직접 부담하는 채무.

1상호연결된 대차대조표 네트워크에서 장부 가치와 시장 가치 간의 관계에 대한 자세한 내용은 Shin (2009)을 참조하십시오.

	bank 1	bank 2	⋯	bank n	outside	debt
bank 1	0	x_{12}	⋯	x_{1n}	$x_{1,n+1}$	x_1
bank 2	x_{21}	0		x_{2n}	$x_{2,n+1}$	x_2
⋮	⋮	⋮	⋱	⋮	⋮	
bank n	x_{n1}	x_{n2}	⋯	0	$x_{n,n+1}$	x_n
end-user loans	y_1	y_2	⋯	y_n		
total assets	a_1	a_2		a_n		

대차대조표 항등식 (2.2)를 통해, 은행 간 부채 가치 벡터를 다음과 같이 표현할 수 있다. 여기서 Π는 $n \times n$ 행렬이며, (i, j)번째 성분은 π_{ij}이다.

$$[x_1, \cdots, x_n] = [x_1, \cdots, x_n] \begin{bmatrix} & \Pi & \end{bmatrix} + [y_1, \cdots, y_n] - [e_1, \cdots, e_n] \tag{2.3}$$

또는 더 간결하게 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$x = x\Pi + y - e \tag{2.4}$$

y에 대해 풀면,

$$y = e + x(I - \Pi)$$

은행 i의 레버리지를 총 자산 가치와 자기자본 가치의 비율로 정의한다. 레버리지를 λ_i로 표기한다. 즉,

$$\lambda_i = \frac{a_i}{e_i} \tag{2.5}$$

$x_i / e_i = \lambda_i - 1$ 이므로, $x = e(\Lambda - I)$ 가 성립하며, 여기서 Λ는 i번째 대각 원소가 λ_i 인 대각 행렬이다. 따라서

$$y = e + e(\Lambda - I)(I - \Pi) \tag{2.6}$$

따라서 n개 은행이 최종 차입자에게 제공하는 총 대출 규모는 금융 시스템의 세 가지 특징, 즉 분포
은행 시스템 내 자기자본 e, 레버리지 프로필 Λ, 그리고 행렬 Π로 표현되는 금융 시스템의 구조에 따라. 최종 사용자에 대한 총 대출은 예상대로 자기자본과 레버리지의 증가에 비례하여 증가한다. 행렬 Π로 표현되는 금융 시스템의 역할은 좀 더 미묘하다. 벡터 z를 다음과 같이 정의하자.

$$z \equiv (I - \Pi)u \tag{2.7}$$

여기서

$$u \equiv \begin{bmatrix} 1 \\ \mathsf{M} \\ 1 \end{bmatrix}$$

따라서 z_i = 1− $\sum_{j=1}^{n} \pi_{ij}$. 즉, z_i 은행 i의 부채 중
외부 채권자(부문 n + 1)가 보유한 비율이다. 그러면 최종 사용자에 대한 총 대출액

차입자들에 대한 총 대출액 $\sum y_i$는 방정식 (2.6)에 u를 곱하여 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\sum_{i=1}^{n} y_i = \sum_{i=1}^{n} e_i z_i \ (\lambda_i - 1) + \sum_{i=1}^{n} e_i \tag{2.8}$$

식 (2.8)은 은행 간 모든 채권과 채무를 상계한, 금융 부문 전체에 대한 핵심 대차대조표 등식이다. 좌변은 최종 차입자에 대한 총 대출액이다. 식 (2.8)의 우변 두 번째 항은 은행 시스템의 총 자기자본이며, 첫 번째 항은 *외부* 채권자들이 은행 부문에 제공하는 총 자금 조달액이다(참고
두 번째 항은 $\sum_{i=1}^{n} x_i z_i$ 로 표기될 수 있음). 따라서 식 (2.8)로부터 우리는
신용 공급에 있어 금융 시스템 구조의 중요성. 궁극적으로 최종 사용자에 대한 신용 공급은 은행 시스템의 자기자본이나 비은행 기관이 제공하는 자금 조달을 통해 이루어져야 한다. Greenlaw, Hatzius, Kashyap 및 Shin(2008)은 이 프레임워크를 사용하여 서브프라임 손실로 인한 자본 손실과 부채 축소(deleveraging)가 결합되어 발생하는 은행 부문 대출 축소의 총체적 결과를 추정한다.

(2.8)식으로 주어진 금융 중개 부문의 총대차대조표 등식은 다음과 같이 보다 비공식적으로 설명될 수 있다. 그림 6에 제시된 개별 은행의 대차대조표를 살펴보자. 은행은 최종 차입자(기업 및 가계에 대한 대출)에 대한 자산을 보유하고 있지만, 다른 은행에 대한 채권 형태의 자산도 보유하고 있다. 부채 측면에서는 은행이 외부 채권자(예: 소매 예금자)에 대한 채무를 지고 있지만, 다른 은행에 대한 채무도 지고 있다.

[그림 6] 개별 은행의 대차대조표

Assets	Liabilities
Loans to firms, households Claims on other banks	Liabilities to non-banks (e.g. deposits) Liabilities to other banks Equity

Individual bank

[그림 7] 은행 부문의 통합 대차대조표

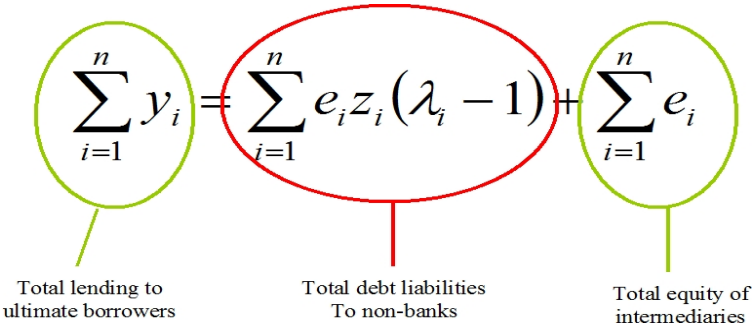
Assets	Liabilities
Total lending to ultimate borrowers (firms, households govt)	**Total debt liabilities to non-banks** Total equity

Banking sector

이제 은행 부문 전체의 총대차대조표를 살펴보겠습니다. 여기서는 개별 은행들의 자산을 합산하고, 부채 역시 은행들을 통틀어 합산합니다. 한 은행이 다른 은행에 대해 지고 있는 모든 부채는, 대출을 제공한 은행의 관점에서 보면 자산이 됩니다. 한 자산은 그와 동등하고 반대 방향의 부채를 상쇄합니다. 전체적으로 볼 때, 은행 간 모든 채권과 채무는 상쇄된다. 따라서 전체적으로 볼 때, 경제의 다른 부문에 대한 은행 부문 전체의 자산은 비은행 차입자에 대한 대출로 구성된다. 이 대출은 두 가지 출처, 즉 은행 시스템의 총 자기자본과 은행 시스템 *외부의* 대출자에 대한 은행의 부채로 충당되어야 한다. 그림 7이 이를 보여준다.

식 (2.8)은 총대차대조표 등식을 나타낸 것이다. 이 식의 유용성은 금융중개 부문 전체의 레버리지가 개별 금융기관의 레버리지에 어떻게 좌우되는지를 보여준다는 점에 있다.

은행 부문의 가계 채권자에 대한 총 부채는 경직성을 띠는 것으로 예상되며, 이는 가계 총자산과 관련이 있을 것이다. 따라서 위 그림의 중앙 풍선에 표시된 식은 가계가 보유한 은행 부문에 대한 채권 총액의 변화에 따라 서서히 변동할 것이다. 단기 비교 정적 분석의 목적상, 이를 대략적으로 일정하다고 가정할 수 있다. 중앙 풍선 속 수식을 상수로 간주하면, 다양한 매개변수의 변화가 금융 시스템의 구조에 미치는 영향에 대해 많은 것을 알 수 있다. 이제 두 가지 시나리오를 살펴보겠다.



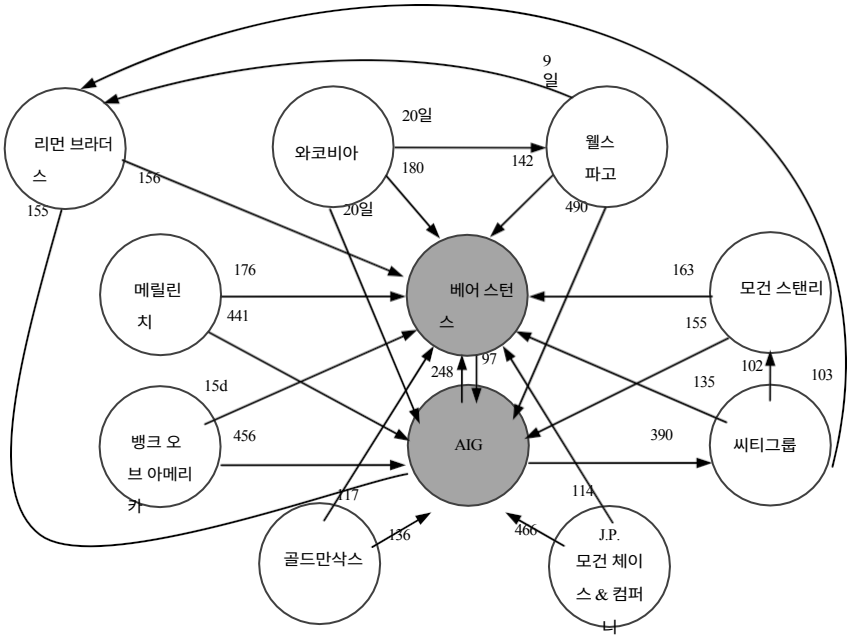
1. 호황 시나리오

은행들의 시가 평가 자본이 건전한(즉, 자본 구조 $\{e_i\}$가 견고한) 호황 시나리오를 가정해 보자. 이때 측정된 위험의 감소는 레버리지 $\{\lambda_i\}$의 증가로 이어진다. 빨간색 풍선 안에 표시된 식이 일정하게 유지되려면, 외부 채권자로부터 조달되는 자금의 비율인 $\{z_i\}$가 전반적으로 감소해야 한다. 다시 말해, 은행들은 견고한 자본 기반을 바탕으로 원하는 위험 감수 프로필과 레버리지를 달성하기 위해
서로에게 더 많은 자금을 대출해야만 한다. 이러한 시나리오에서 은행들은 서로의 부채를 더 많이 떠안게 되며, 채권과 부채의 상호 연계는 더욱 광범위해진다. 이는 좁은 기초 위에 점점 더 정교한 건물을 쌓아 올리는 것과 같아서, 구조는 점점 더 불안정해진다. 따라서 호황 시나리오에서는 시스템적 위험이 증가한다.

그림 8은 미국 금융기관에 대한 조건부 가치위험(CoVaR, 다른 기관의 부실 발생을 조건으로 한) 측정값을 나타낸 지도이다(Adrian and Brunnermeier (2009), IMF (2009)). Andy Haldane (2009)은 최근 금융위기 직전 금융기관들 간의 높은 상호연결성을 강조한 바 있다.
위의 회계 등식은 은행의 자본 건전성이 양호하고 측정된 위험이 낮은 호황 시나리오에서, 대차대조표가 이처럼 밀접하게 상호 연결되어 있는 것이 왜 필수적인 특징인지 보여줍니다. 가계 부문에서 조달할 수 있는 자금의 총량이 고정되어 있는 상황에서, 금융 중개기관의 대차대조표 규모를 크게 늘리려면 *서로 간에 차입과 대출을* 통해야만 가능합니다. 여기서 핵심 변수는 $\{z_i\}$로, 이는 중개 부문 외부에서 조달한 자금의 비율을 나타냅니다. 중개 부문 내 레버리지 비율 $\{\lambda_i\}$을 높이기 위해서는, 은행들이 동일한 제한된 외부 자금 풀을 놓고 경쟁하고 있기 때문에 자금 조달 비율 $\{z_i\}$을 낮춰야 한다. 외부 자금은 증가하는 수요를 충족시키기에 불충분하므로, 은행들은 서로 간에 차입과 대출을 통해야만 원하는 수준까지 위험 노출을 높일 수 있다.

건축에 비유해 설명하는 것이 적절할 것입니다. 토지 부족으로 인해 건축 면적이 제한된 집에 방을 더 짓기 위해서는
토지 부족으로 인해 건축 면적이 제한된 집에 방을 더 짓기 위해서는 맨해튼의 고층 빌딩처럼 위쪽으로 짓는 것만이 유일한 방법이다. 자금 조달 프로필 $\{z_i\}$이 낮을수록,

[그림 8] 미국 금융기관의 공동 위험 측정 지표 (출처: IMF 글로벌 금융 안정 보고서, 2009년 4월)



마천루가 높을수록 그렇다. 그러나 이 비유조차 다소 오해의 소지가 있는데, 맨해튼의 마천루는 사전에 계획되어 일관된 전체로서 건설되기 때문이다. 위쪽으로 확장되는 상호 연결된 금융 시스템은 훨씬 덜 조율되어 있으므로, 더 큰 의도치 않은 파급 효과를 초래할 가능성이 높다. 이는 마치 기존 층 위에 추가 층을 짓는 것과 같으며, 하층의 설계자들은 그 위에 더 지어질 것을 예상하지 못했던 것과 같다.[2]

만기 단축은 중개 사슬의 연장과 자연스러운 상응 관계에 있다. 사슬의 각 단계가 수익성 있는 레버리지 거래가 되려면, 해당 거래의 자금 조달 부분은 더 낮은 금리로 이루어져야 한다. 수익률 곡선이 상승세를 보일 때, 이는 사슬의 각 단계에서 점점 더 짧은 만기의 자금을 조달해야 함을 의미한다. 현재의 위기 이전에 증권사들이 주된 자금 조달 수단으로 오버나이트 레포를 선호했던 현상은 이러한 맥락에서 이해할 수 있다. 초단기 부채의 활용은 긴 중개 사슬의 필수적인 요소이다.

단기 금리가 규모와 취약성을 결정하는 데 있어 갖는 중요성

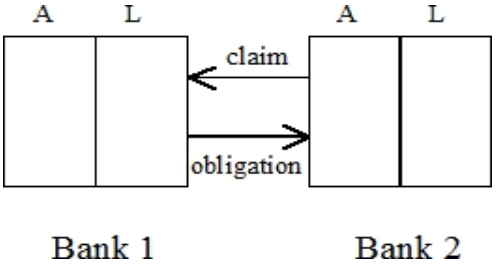
2건축적 측면에서 가장 유사한 사례는 2007년 3월 7일자 데일리 텔레그래프에 보도된 러시아 아르한겔스크의 수티아긴 저택일 것이다. 13층 높이에 144피트(약 44미터)에 달하는 이 목조 건축물은 널빤지가 뒤엉킨 듯한 모습이라 묘사되며, '세계 8대 불가사의'로 불리기도 한다. 구글 이미지 검색에서 'Sutyagin House'를 검색하면 이 건물의 사진 수십 장을 확인할 수 있다.

이러한 금융 시스템의 특성은 앞서 제시한 논리에서 확인할 수 있다. 단기 금리가 장기간 낮은 수준을 유지하는 시기(중앙은행이 단기 금리 저금리 기조를 지속하겠다는 확신을 주는 경우)는 이러한 단기 투기를 감행하기에 매우 유리한 환경이다. Adrian과 Shin(2008)은 연방기금 금리가 증권사의 대차대조표 성장에 중요한 결정 요인이며, 이는 다시 실물 경제에 상당한 영향을 미친다는 점을 보여준다. 따라서 중개 사슬의 길이가 늘어나는 현상에는 통화 정책적 측면이 존재한다.

2. 경기 침체 시나리오

이제 호황 시나리오의 반전 상황을 생각해 보자. 즉, 위험 인식이 높아지면서 가치위험(VaR)이 증가하고 금융 시스템의 부채 축소가 유발되어 $\{\lambda_i\}$가 감소하는 경우다. 게다가 자산 가격 하락과 잠재적인 신용 손실은 시가 평가 기준 자기자본 수준인 $\{e_i\}$를 잠식한다. 이는 금융 시스템 전체에 이중 타격이 된다. 왜냐하면 빨간 풍선 안의 식이 대략 일정하게 유지되려면 $\{z_i\}$가 상당히 *증가해야* 하기 때문이다. z_i 의 증가는 자금 조달의 더 큰 비중이 외부 채권자들로부터 온다는 것을 의미한다. 즉, 은행들이 서로에게 제공했던 자금이 이제 회수되어야 한다는 뜻이다. 이는 은행들이 다른 은행을 상대로 예금 인출 사태를 일으키는 전형적인 뱅크런 시나리오이다. 노던 록(Northern Rock), 베어 스턴스(Bear Stearns), 리먼 브라더스(Lehman Brothers)에 대한 뱅크런은 모두 이러한 뱅크런의 사례입니다.

[그림 9] 경기 침체 시나리오에서의 금융 중개 기관 뱅크런



이러한 유형의 뱅크런이 직접적으로 나타나는 양상은 Morris와 Shin(2008)에서 인용한 다음 두 은행의 예시를 통해 더 간단히 설명할 수 있다. 은행 1은 은행 2로부터 자금을 차입했다. 은행 2는 은행 1에 대한 대출 외에도 다른 자산을 보유하고 있다. 은행 2가 이러한 다른 대출에서 신용 손실을 입었지만, 은행 1의 신용도는 변함없다고 가정하자. 은행 2가 입은 손실은 자기자본을 감소시킨다. 이러한 충격에 직면했을 때, 은행 2가 취할 수 있는 신중한 조치는 전체 위험 노출을 줄여, 축소된 자기자본으로도 무리 없이 감당할 수 있는 규모로 자산 포트폴리오를 축소하는 것이다.

은행 2의 관점에서 볼 때, 은행 1에 대한 대출을 포함해 전체 대출 규모를 축소하는 것이 시급한 과제입니다. 대출을 축소함으로써 은행 2는 위험 노출을 줄이려는 미시적 건전성 목표를 달성하게 됩니다. 그러나 은행 1의

관점에서는 은행 2의 대출 축소가 자금 조달원의 철회를 의미한다. 은행 1이 대체 자금 조달원을 찾지 못한다면, 대출을 축소하거나 유동성 자산을 매각하는 방식으로 자사의 자산 보유 규모를 줄여야 할 것이다.

(i) 은행 1이 대체 자금 조달원을 확보하지 못한 상태이고, (ii) 은행 2의 대출 축소가 심각하며, (iii) 은행 1의 자산이 유동성이 극히 낮아 헐값에나 팔 수 있는 상황이라면, 은행 2의 대출 철회는 은행 1의 입장에서 볼 때 예금 인출 사태처럼 느껴질 것이다. 다시 말해, 은행 2의 관점에서 볼 때 신중한 위험 노출 축소는 은행 1의 관점에서 볼 때 뱅크런이 된다. 이러한 유형의 뱅크런은 노던 록, 베어 스턴스, 리먼 브라더스에 일어난 사태의 한 요인이라고 볼 수 있다.

III. 해법

호황과 불황 시나리오와 관련된 변동성을 완화하기 위한 처방은 총대차대조표 등식(2.8)을 통해 이해할 수도 있다. 특히 규제 개입, 다양한 형태의 선행적 충당금 설정, 그리고 금융 중개에 관여하는 기관의 개혁 등 세 가지 방안을 논의한다.

접근법 1. 규제 개입.

첫 번째 접근 방식은 최근 제네바 보고서(Brunnermeier 외 (2009))와 스콰밋 레이크 워킹 그룹의 자본 요건에 관한 메모(Squam Lake Working Group (2009))에서 주창한 역주기적 자본 목표와 같이, 명백한 역주기적 요소를 포함한 자본 규제를 통해 레버리지와 대차대조표 규모의 변동을 완화하는 것이다. 최근 스위스에서 도입된 레버리지 상한선(Hildebrand (2008)) 또한 이러한 맥락에서 이해할 수 있다.

$$\sum_{i=1}^{n} y_i = \sum_{i=1}^{n} e_i z_i (\lambda_i - 1) + \sum_{i=1}^{n} e_i$$

레버리지 상한선 또는 역주기적 자본 목표는 호황기에 레버리지 $\{\lambda_i\}$의 증가를 억제함으로써, 금융 사이클의 해당 불황 단계가 초래하는 피해를 줄이거나 아예 방지하는 것을 목표로 한다. 위 식에서 $_i\lambda_i\}$의 변동성을 완화한다는 것은 시가 평가된 자기자본 가치 $\{e_i\}$와 외부 자금 조달 비율 $\{z_i\}$ 또한 적정 범위 내로 유지될 수 있음을 의미하며, 이를 통해 상호 노출이 급격히 축적되었다가 이후 다른 은행에 대한 뱅크런으로 인해 무질서하게 해소되는 상황을 방지할 수 있다.

이와 밀접하게 관련된 일련의 제안들은 자본 비율보다는 자산 구성을 다루는 것이다. 이 아이디어는 사이클의 침체기에 발생하는 외부 효과를 제한하기 위해 은행에 유동성 요건을 부과하는 것이다. Cifuentes, Ferrucci 및 Shin(2004)은 이 제안에 대한 초기 논문을 제시했으며, 이는 이후

영란은행의 시스템적 위험을 위한 RAMSI 프레임워크.[3]

Morris와 Shin(2008, 2009)은 유동성 요건의 근거를 설명하고, 이에 작용하는 메커니즘에 대한 분석을 제시한다. 그 핵심은 위기와 자기강화적 뱅크런의 악순환을 초래하는 요인들을 파악하여, 이를 활용해 안정적인 결과로 이어지는 *선순환적* 신념 체계를 구축하는 데 있다. 유동성 요건은 일정 기간 동안 현금 자산의 완충 장치를 의무화하는 것으로, 예를 들어 은행이 정해진 유지 기간 동안 중앙은행에 준비금을 보유하도록 요구하는 것이 이에 해당한다. 이러한 유동성 요건은 금융 중개 기관 간에 파급될 위험을 조절함으로써 뱅크런과 관련된 외부효과를 완화할 수 있다. 차입 은행의 유동성 수준이 높을 경우, 채권 은행들의 자금 인출은 해당 은행의 유동성 자원을 통해 (적어도 부분적으로) 충당될 수 있으며, 이는 채무 은행이 다른 은행을 상대로 뱅크런을 일으킬 가능성을 낮춘다. 채권자 은행의 경우 두 가지 효과가 있다. 첫째, 채무자 은행이 뱅크런에 덜 취약하다는 사실을 알면 순전히 조정 동기로 인해 발생하는 뱅크런 유인이 줄어든다. 또한 각 채권자 은행이 다른 채권자 은행들의 유동성 수준이 더 높다는 것을 인식하면, 채권자 은행들 간의 조정 문제는 전략적 위험에 덜 민감해지며, 이는 뱅크런 시나리오에 직면했을 때 그들이 덜 불안해하게 만든다. 채권자와 채무자의 이러한 여유로운 태도는 상호 강화되는 성격을 띠는데, 이는 타인의 경영난과 생존 가능성에 대한 우려가 스스로를 강화하는 것과 마찬가지이다. 이러한 방식으로, 뱅크런 심리의 악순환을 초래하는 동일한 요인들을 활용하여 안정의 *선순환을* 창출할 수 있다.

접근법 2. 선행적 충당금 설정.

경기 호황과 불황의 주기적 변동을 완화하는 두 번째 방법은 은행의 자기자본 $\{e_i\}$에 직접적으로 개입하는 것이다. 스페인에서 시행된 선행적 통계적 충당금 적립 방식은 이러한 방법의 좋은 예이다. 신규 대출이 발생할 때 충당금을 적립하도록 함으로써, 해당 대출을 실행하는 은행의 자기자본 수준이 그에 상응하여 감소하게 된다. 은행이 목표로 하는 레버리지 비율에 상관없이, 자기자본 수준이 낮아지면 총자산도 줄어들게 되므로, 이는 대차대조표의 급속한 성장을 억제하는 효과가 있다.

$$\sum_{i=1}^{n} y_i = \sum_{i=1}^{n} e_i z_i(\lambda_i - 1) + \sum_{i=1}^{n} e_i$$

스페인의 사전 충당금 적립 제도는 호황기4에 얻을 수 있는 중요한 교훈 중 하나를 잘 보여준다. 호황기에는 은행 시스템 내 *자기자본이 과도하게 많은* 것이 문제다. 총 자본 규모가 지나치게 높다는 점에서 과잉 공급 상태가 발생한다. 즉, 자본 규모가 신중한 대출만 이루어지는 수준보다 더 높은 것이다.

3영란은행(Bank of England)의 RAMSI 프레임워크는 IMF의 최근 『글로벌 금융 안정 보고서(Global Financial Stability Report)』(2009년, 제2장)에 설명되어 있다.

4스페인의 사전 충당금 적립 제도에 대한 설명은 페르난데스, 파게스, 사우리나(2000)의 스페인 중앙은행 워킹 페이퍼를 참조하십시오.

과잉 생산 능력은 수익률 추구와 신용 기준의 완화를 초래한다. 필자는 다른 논문(Shin (2009))에서 이러한 메커니즘을 바탕으로 서브프라임 대출이 등장하는 과정을 개략적으로 설명한 바 있다. 대차대조표의 확대는 부풀어 오르는 풍선과 같다. 풍선이 부풀어 오르려면 공기가 필요하듯이, 대차대조표가 확장되려면 새로운 자산 창출이 필요하다. 그러나 모든 우량 모기지 차입자에 대한 대출이 이미 완료된 상황에서는 새로운 자산을 창출하기 위해 대출 기준을 낮출 수밖에 없다. 따라서 서브프라임 대출은 대차대조표를 확장하려는 욕구에서 비롯된다.

제네바 보고서에서 우리는 '피고비안 세금(Pigovian Tax)'이라 불리는 스페인식 사전 충당금 제도의 변형에 대한 장점을 논의한다. 이 아이디어는 충당금을 통해 자기자본을 축소하는 대신, 호황기에 명시적인 중앙 집중식 세금을 부과함으로써 자기자본을 낮출 수도 있다는 것이다. 이 세금은 도시의 교통 혼잡세를 통해 교통 흐름을 개선하는 것과 마찬가지로, 전체 금융 시스템의 효율성을 높일 잠재력을 지니고 있다. 세금을 통해 기존의 비효율을 상쇄함으로써, 유해한 외부효과를 억제할 수 있습니다. 교통 혼잡 통행료와 마찬가지로, 이 세금으로 조성된 세수는 제도의 필수적인 구성 요소가 아닙니다. 그러나 피고비안 세금을 통해 조성된 세수를 별도의 은행 해산 기금에 투입할 수 있다면, 이 제도는 은행 부문에서 순자금이 유출되는 결과를 초래하지 않을 것입니다.

접근법 3. 금융 중개 구조 개혁.

세 번째 접근 방식은 보다 장기적인 관점에 입각하며, 금융 중개 부문 전체의 시장 구조에 영향을 미치는 것을 목표로 한다. 이 접근 방식의 핵심은 중개 사슬의 연장을 억제하고, 더 짧은 중개 사슬의 형성을 장려하는 것이다.

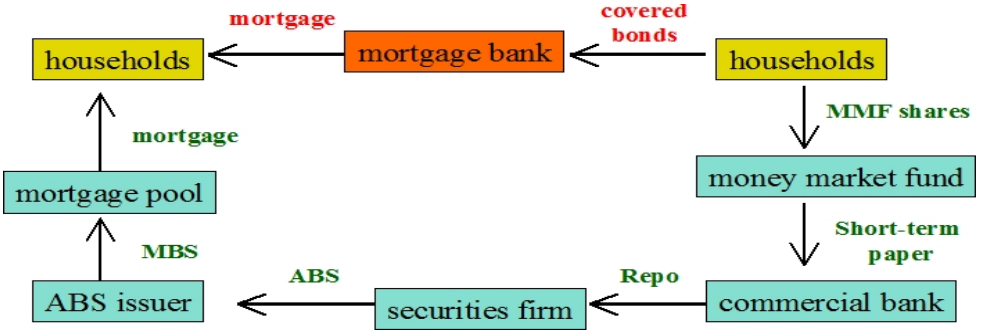
$$\sum_{i=1}^{n} y_i = \sum_{i=1}^{n} e_i z_i (\lambda_i - 1) + \sum_{i=1}^{n} e_i$$

총대차대조표 등식 측면에서 볼 때, 목표는 자금 조달 프로필 $\{z_i\}$을 높은 수준으로 유지함으로써 금융 중개 방식에 직접적으로 작용하여, 중개자 수 n을 제한하고
레버리지와 총자산의 변동성을 완화하는 것이다. 궁극적인 차입자와 궁극적인 대출자를 보다 직접적으로 연결함으로써 금융 중개 사슬의 단축을 유도하려는 것이다.

이러한 중개 사슬의 단축을 유도할 수 있는 한 가지 방법은 담보부 채권(covered bonds)의 발행을 장려하는 것이다. 담보부 채권은 은행 대차대조표상의 분리된 자산을 담보로 발행되며, 발행 은행 자체에 대한 구상권을 가진다.

커버드 본드와 관련된 중개 체인은 짧습니다. 은행이 최종 차입자에 대한 모기지 채권을 보유하며, 이를 담보로 발행한 커버드 본드를 가계나 뮤추얼 펀드, 연금 펀드와 같은 롱온리(long-only) 기관에 직접 판매할 수 있기 때문입니다. 이 채권은 자산의 듀레이션과 일치하는 더 긴 듀레이션을 제공합니다. 부채의 듀레이션이 더 긴 것에는 두 가지 장점이 있습니다. 첫째, 자산과 부채 간의 듀레이션 일치는 발행 은행이

[그림 10] 커버드 본드를 통한 중개 체인의 단축



자금 조달 과정에서 만기 변환을 수행하지 않는다는 것을 의미한다. 이러한 부채를 담보로 대출이 분리되어 있을 경우, 시가평가의 엄격한 적용은 타당성이 떨어진다. 제네바 보고서에서 우리는 이러한 자산의 회계 처리가 현행 시가평가 제도 하에서처럼 단순히 은행의 의도에 호소하기보다는, 은행이 실제로 보유할 수 있는 능력을 고려할 수 있어야 한다고 주장해 왔다.

둘째, 부채의 듀레이션이 길다는 사실은, 커버드 본드가 가계나 연금 기금, 뮤추얼 펀드와 같은 롱온리(long-only) 기관에 의해 직접 보유될 경우, 긴 금융 중개 사슬에서 흔히 볼 수 있는 단기 자금 조달 방식이 덜 활용될 가능성이 높다는 것을 의미합니다. 이러한 증권의 긴 만기는 연금 부채의 긴 만기와 매칭을 원하는 연금 기금에게 자연스럽게 선호되는 만기 구조의 원천이 될 것이다. 가계 저축자들도 이러한 상품을 국채 펀드의 훌륭한 대체 수단으로 여길 것이다. 이러한 방식으로 중개 체인이 단축되면 금융 호황과 불황의 주기에서 레버리지와 대차대조표 규모의 변동을 완화하는 데 있어 중요한 이점을 가져올 것이다.

커버드 본드는 많은 유럽 국가, 특히 덴마크(모기지 채권)와 독일(판트브리페)에서 오랫동안 익숙한 금융 상품으로 자리 잡아 왔다. 그러나 현재 유럽의 20여 개국이 금융 시스템 내에서의 역할을 뒷받침하는 법률에 근거한 어떤 형태의 커버드 본드를 보유하고 있다. Packer, Stever 및 Upper(2007)는 커버드 본드 시스템에 대한 최근의 개요를 제시하며, 2007년 중반 기준으로 커버드 본드의 발행 잔액이 1조 7천억 유로에 달했다고 보고했다.

앞서 언급한 바와 같이, 커버드 본드는 은행이 발행하고 '커버 풀'이라 불리는 전용 분리 대출 포트폴리오로 담보가 제공되는 증권입니다. 커버드 본드 보유자에게는 두 가지 안전장치가 있습니다. 첫째, 이 채권은 커버 풀에 의해 담보되며, 파산 시 채권 보유자는 해당 커버 풀에 대해 우선 변제권을 가집니다. 둘째, 커버드 본드는 발행 은행의 채무이므로, 커버 풀이 채권 상환 의무를 이행하기에 불충분할 경우 채권 보유자는 은행에 대해 구상권을 행사할 수 있습니다. 이러한 두 번째 측면에서, 커버드 본드는 미국식 모기지 담보 증권(MBS)과 다릅니다. 미국식 MBS는 특수목적법인(SPV)의 채무인데, 특수목적법인은 자산을 보유하는 것만을 목적으로 하며 해당 자산을 담보로 부채를 발행하는 수동적인 회사입니다. 커버드 본드를 담보로 하는 대출은 은행의 대차대조표에 그대로 남아 있어, 금융 중개 사슬에서 한 단계를 생략할 뿐만 아니라

발행 은행이 대출을 매각하여 대차대조표에서 완전히 제외시킬 수 있는 '발행 후 분배(originate to distribute)' 방식의 증권화 모델에서 발생할 수 있는 잠재적인 인센티브 문제를 방지합니다.

커버드 본드가 제공하는 이중 보호 장치는 이 상품을 선순위 무담보 채권 및 자산유동화증권(ABS)과 구별 짓는 특징입니다. ABS와 달리, 커버 풀은 주로 신용 보강 수단으로 기능하며 기초 자산에 대한 노출을 확보하기 위한 수단은 아닙니다. 또한 커버 풀은 발행사가 품질이 저하되었거나 조기 상환된 자산을 교체할 수 있다는 점에서 동적인 성격을 띠는 경향이 있습니다. 이러한 특징들은 커버드 본드가 신용 위험에 대한 노출을 얻기 위한 수단이라기보다는, 국채에 비해 수익률이 높은 대안으로 인식되고 있음을 시사합니다.

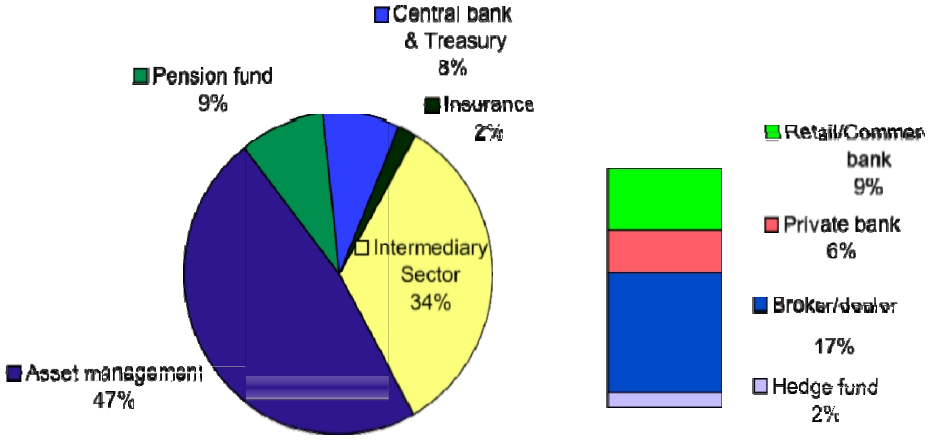
커버드 본드의 이러한 상환 특성은 이를 보유하는 투자자의 정체성에 반영된다. 투자자의 정체성은 중개 부문의 자금 조달 프로필 $\{z_i\}$을 결정하는 데 있어 매우 중요하다. 투자자가 가계 저축자이거나 연금 기금 및 뮤추얼 펀드와 같은 비은행 기관일 경우, 더 높은 자금 조달 프로필을 달성한다는 목표가 실현된다. 2009년 5월, 유럽 커버드 본드 딜러 협회(SIFMA (2009))가 커버드 본드 투자자 설문조사 결과를 발표했으며, 이는 그림 11에 재현되어 있다. 그림에서 볼 수 있듯이, 커버드 본드 투자자의 대다수는 비은행 기관이며, 그중에서도 자산운용사가 가장 큰 비중을 차지한다. 레버리지 기관과 중개 기관은 전체의 약 3분의 1에 불과하다. 중개 부문 내에서도 사립 은행과 같은 기관은 중개 체인을 연장하는 브로커 딜러와 같은 중개업체보다 자산 운용사와 성격이 더 가깝다.

커버드 본드 중에서도 덴마크의 모기지 채권 제도는, 주택담보대출 차주들이 해당 모기지 채권을 시가로 매입함으로써 채무를 상환할 수 있다는 추가적인 특징 덕분에, 최근 가계 주택담보대출 금융을 위한 탄력적인 제도적 틀로서 상당한 주목을 받고 있다(Boyce (2008) 참조). 시장 가격으로 채무 의무를 소멸시킬 수 있게 됨으로써, 가계 차주들은 모기지 채권 시장의 구매자로서 참여하게 되며, 2007년과 2008년 금융 위기 당시 미국에서 목격된 모기지 담보 증권(MBS)의 붕괴와 같은 사태를 방지할 수 있다.

커버드 본드 제도의 운영을 뒷받침하는 데 필요한 법적 체계는 지역마다 발전 수준이 상이합니다. 이 분야에서 유럽은 세계를 선도하고 있습니다. 유럽연합(EU)에서는 자본요건지침(CRD)에 따라 커버드 본드가 정의되며, 이 지침은 인정되는 담보의 범위와 최대 대출 대비 담보 가치 비율(LTV)을 제한하고 있습니다. CRD는 특별 법률에 따라 발행된 증권만을 커버드 본드로 인정하지만, 시장 참여자들은 구조화 금융의 요소를 활용한 사적 계약에 따라 발행된 채권을 포함하는 보다 포괄적인 정의를 사용하는 경향이 있다. 이러한 구조화 커버드 본드는 주로 커버드 본드 관련 법률이 없는 국가(예: 영국, 네덜란드, 미국)에서 다수 발행되었다(Packer, Stever 및 Upper (2007) 참조).

실제로, 담보부 채권 제도의 광범위한 도입을 가로막는 주요 장애물 중 하나는, 담보 풀에 대해 예금보험기관, 나아가 은행의 일반 예금자보다 우선순위가 높은 채권자 계층을 도입해야 하는 법적 문제였다. 담보부 채권의 담보 풀 규모가 클수록

[그림 11] 커버드 본드 투자자 (출처: SIFMA(2009))



예금보험기관이 활용할 수 있는 일반적인 자산 풀. 미국의 경우, FDIC는 커버드 본드의 취급에 관한 성명을 발표하여, 발행 후 커버드 본드의 규모를 총 부채의 4%로 제한하고 있다.[5] 중개 체인의 단축과 관련된 이점을 고려할 때, 커버드 본드 제도의 운영을 허용하기 위해 관련 법률을 개정하는 데 얼마나 많은 정치적 의지가 발휘될 수 있을지에 대한 정당한 의문이 제기된다.

대안적인 법적 접근 방식으로는, 부채를 커버드 본드만으로 제한하여 예금보험기관의 보험 적용 대상이
예금보험기관에 의해 보험 적용 되지 않는 전문 좁은 은행을 허용하는 것이다. 이러한 좁은 은행은
부채와 자산의 만기가 완벽하게 일치하고, 자기자본이 채권 보유자들에게 완충 역할을 제공하는 덴마크의 모기지 은행과 유사할 것이다.

IV. 한국에 대한 시사점

한국은 은행 위기와 통화 위기가 서로를 악화시키는 이중 위기에 취약해 왔다. 이러한 위기는 두 위기가 서로를
상호 강화되는 특성, 그리고 위기의 증폭으로 인한 경제
기초 여건의 급격한 악화 때문에 그 영향력이 특히 강력하다. 쌍둥이 위기는 국가와 시대에 따라 다양한 형태를 띠지만, 이를 모두 연결하는 공통된 요인은 과도한 외화 표시 단기 부채로 인해 발생하는 국가 전체 차원의 대차대조표 불일치이다.

이중 위기에 대한 취약성을 해소하기 위한 세 가지 잠재적 방안은 다음과 같다:

5FDIC의 커버드 본드에 관한 성명서는 http://www.fdic.gov/news/news/financial/2008/fil08073.html에서 확인할 수 있습니다.

- 외환 보유고를 더 많이 유지
- 은행 부문 자산의 증가를 억제
- 은행 부문의 자금 조달원을 다각화한다.

그러나 첫 번째와 두 번째 방법은 바람직하지 않은 경제적 결과를 초래할 가능성이 높으며, 금융 부문의 회복탄력성을 위한 장기 전략으로는 부적합하다. 한국 금융 부문의 회복력을 강화하는 최선의 방법은 세 번째 방안, 즉 은행 부문의 자금 조달원을 다각화하는 것입니다. 미국식 증권화는 이번 위기에서 결함이 있는 것으로 드러났습니다. 대신, (유럽에서 200년 넘게 사용되어 온) 커버드 본드를 도입하는 것이 시스템의 안정성을 유지하면서 은행 부문의 자금 조달을 다각화할 수 있는 더 유망한 장기 전략입니다.

한국의 외환보유고는 지난 5월 2,270억 달러로 증가했으며, 이는 리먼 브라더스 파산으로 인한 유동성 위기가 한창이던 지난 가을에 비해 크게 늘어난 수치다. 외환보유고의 적정 규모를 둘러싸고 활발한 논의가 진행 중이며, 일부에서는 외환보유고를 지속적으로 늘려야 한다고 주장하고 있다. 단기적으로는 외환보유고를 늘리는 것이 바람직할 수 있으나, 장기적으로 볼 때 한국이 막대한 외환보유고를 유지하는 것은 실현 가능하지도 않고 바람직하지도 않은 선택이다.

거액의 외환보유고를 유지하는 데는 비용이 많이 든다. 이는 사실상 외국인에게 매우 낮은 금리로 자금을 빌려주는 것과 다름없다. 미국의 막대한 재정적자가 계속 증가하고 있으며 달러화 가치가 급격히 하락할 가능성이 있는 점을 고려할 때, 이러한 보유 자산으로 인해 막대한 자본 손실이 발생할 수 있다. 거대한 외환보유고는 자본 유입을 상쇄하기 위해 국내 채권을 발행해야 하므로, 한국은행이 추진하는 국내 통화정책의 원활한 운영을 저해한다. 자본 유입은 국내 유동성 준비금을 건전한 수준으로 유지하는 데 어려움을 초래한다. 마지막으로, 국제 정치경제적 문제도 있다. 막대한 외환보유고는 한국의 의도를 오해하고 인위적으로 통화를 약세로 유지한다고 비난할 수 있는 미국 정치인들의 정치적 압력에 한국을 노출시킨다.

이러한 이유로, 막대한 외환 보유고를 유지하는 것은 바람직한 장기 전략이 아니다. 한국 금융 부문의 취약성을 줄여, 막대한 외환 보유고를 보유할 필요성을 낮추는 편이 훨씬 낫다.

한국 금융 부문의 취약성을 줄일 수 있는 한 가지 방법은 호황기에 대출이 급증하는 것을 억제하는 것이다. 자산의 급속한 증가를 제한하면 이러한 취약성이 쌓이는 것을 완화할 수 있겠지만, 그러한 정책은 막대한 비용을 수반하기도 한다. 자산 증가를 제한하면 대출 증가율은 소매 예금 증가율 수준으로 제한될 것이다. 그러나 급성장하는 경제의 경우, 이러한 제한은 대출에 비효율적으로 과도한 제약을 가하게 될 것이다.

또한 은행들이 담보 확보에 지나치게 집중함으로써, 기업 자금 조달이 소홀해지는 대신 주택 부동산 담보 대출로 대출이 편중될 위험도 있다. 대기업은 자본시장을 활용할 수 있지만, 은행 대출에 크게 의존하는 중소기업(SME)의 경우 그렇지 않다. 따라서 자산 증가를 제한하는 것은 중소기업에 대한 대출을 위축시키는 바람직하지 않은 부작용을 초래할 가능성이 있다.

이러한 우려는 머니마켓펀드(MMF)와 같은 예금 유사 저축 상품 제공업체들의 경쟁에 직면해 은행들이 소매 예금을 유지하기 위해 경쟁해야 하는 제도적 변화로 인해 더욱 커지고 있다.

증권사가 제공하는 상품. 은행 대출의 과도한 증가를 억제하는 것은 한국 금융 부문의 전반적인 전략의 일부가 되어야 하지만, 이에 전적으로 의존할 경우 바람직하지 않은 비용이 따르게 된다. 이러한 정책을 은행 자금 조달 다각화를 위한 장기적 정책과 결합하는 것이 중요하다. 이제 이 문제로 넘어가겠다.

대출을 특수목적법인(SPV)에 매각하는 미국식 증권화는 현재의 위기를 통해 그 결함이 드러났다. 증권화는 은행 대출과 관련된 위험을 분산시켜 손실을 더 잘 감당할 수 있는 자금력이 풍부한 투자자들이 위험을 분담하도록 하기 위한 것이었다. 그러나 앞서 논한 바와 같이, 실제로 증권화는 모든 위험을 은행 시스템 자체에 집중시키는 역효과를 낳았다. 전 세계적 금융 위기, 특히 미국 내 위기의 심각성은 미국식 증권화의 결함과 실물 경제에 비해 과도하게 성장한 증권 산업의 문제점을 여실히 드러내고 있다.

미국식 증권화에 대한 유망한 대안 중 하나는 담보부 채권 제도입니다. 담보부 채권은 두 가지 주요 이점을 제공합니다. 첫째, 은행 시스템에 장기적인 국내 자금 조달원을 제공함으로써 은행 부문의 부채 구조가 더욱 탄력적으로 만들어집니다. 자금 조달은 (i) 장기화되고 (ii) 자국 통화로 표시된다. 이 두 가지 이유로 인해 커버드 본드는 유동성 위기와 통화 위기가 동시에 발생하는 이중 위기에 대비할 수 있게 해준다. 둘째, 커버드 본드는 (은행 예금과 달리) 가계가 금리 변동에 대비해 헤지할 수 있는 장기 저축 수단을 제공한다. 커버드 본드 시스템의 운영을 뒷받침하는 데 필요한 법제화는 유럽연합(EU)에서 가장 잘 갖춰져 있다. 유럽 이외의 지역에서 담보부 채권 제도의 광범위한 도입을 가로막는 주요 장애물은, 담보 풀에 대해 예금보험기관 및 그에 따라 은행의 일반 예금자보다 우선순위가 높은 채권자 계층을 도입해야 하는 법적 장벽이다. 그러나 안정적인 국내 자금 조달원 확보와 장기 저축 수단 제공이라는 큰 이점을 고려할 때, 담보부 채권 제도의 발전은 정책 입안자들의 더 큰 관심을 받을 만하다.

예금자 우선순위 문제를 해결할 수 있는 한 가지 방법은 부채를 담보부 채권으로만 제한하여 예금보험공사의 보장을 받지 않는 전문 '좁은' 은행을 설립하는 것이다. 덴마크의 모기지 은행들은 이러한 방식으로 운영된다. 실제로 덴마크는 금융 부문의 회복탄력성을 국내 모기지 차입자에 대한 적극적인 대출과 어떻게 조화시킬 수 있는지 잘 보여주는 사례입니다. 덴마크의 주택 붐은 미국의 주택 붐에 버금갈 정도로 컸습니다. 그러나 덴마크는 미국과 같은 금융 위기를 겪지 않았습니다. 이러한 대조는 주로 금융 구조의 차이와 커버드 본드 제도의 운영 방식에 기인합니다.

한국의 경우, 덴마크(뿐만 아니라 독일, 프랑스, 스페인 등)의 커버드 본드 제도는 안정적인 장기 국내 자금 조달원을 확보하고, 가계에 장기 저축 수단을 제공한다는 두 가지 이점을 가져다줄 것이다.

V. 결론

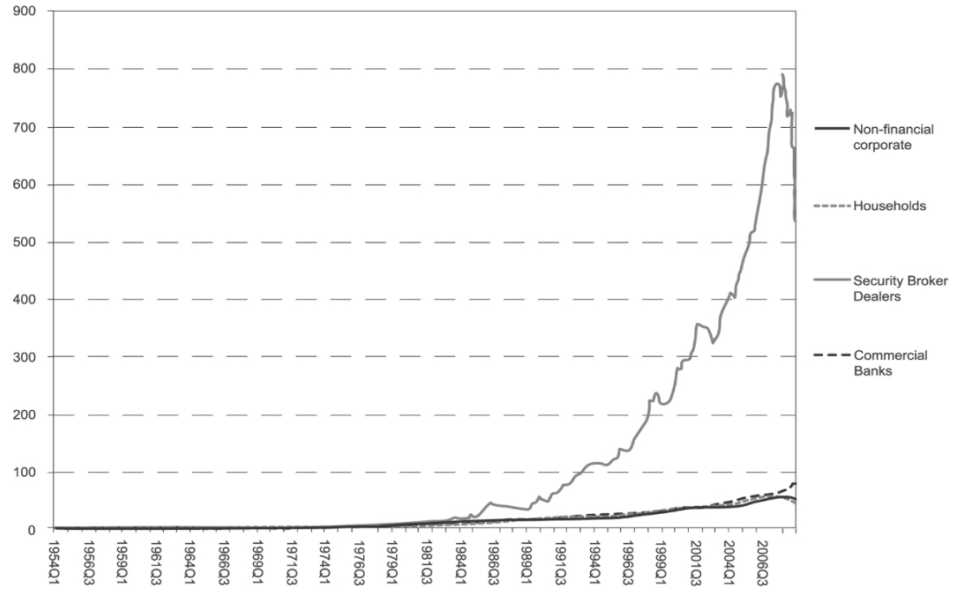
본 논문의 주된 주제는 긴 중개 체인과 짧은 중개 체인이 금융 시스템 전반에 미치는 영향이다. 긴 중개 체인은 미국에서 증권화되고 시장 중심의 금융 시스템이 급속히 발전하는 것과 연관되어 왔다. 필자는 긴 중개 체인이 레버리지와 대차대조표 규모의 호황과 불황 주기에서 변동폭을 확대시키는 비용을 수반한다고 주장해 왔다. 반면, 짧은 중개 체인은 금융 시스템의 안정성에 이점을 제공한다.

금융 산업의 경우, 핵심적인 질문은 증권화와 시장 기반 시스템의 급속한 발전이 어느 정도까지 표준으로 간주될 수 있는지, 아니면 더 지속 가능한 금융 시스템으로 발전해 나가는 과정에서 길지만 궁극적으로는 일시적인 단계로 볼 수 있는지에 있다. 그림 12와 13은 연방준비제도(Fed)의 자금 흐름 계정에서 발췌한 미국 내 4개 부문(비금융 기업 부문, 가계 부문, 상업은행 부문, 증권 중개·딜러 부문)의 성장세를 보여준다. 이 시계열은 1954년 1분기 규모를 1로 설정하여 표준화되었다. 대부분의 부문은 1954년 규모의 약 80배까지 성장했으나, 증권 중개·딜러 부문은 1954년 수준의 약 800배까지 성장한 후 현재의 위기 속에서 붕괴되었다. 그림 13은 동일한 차트이지만 로그 척도로 표시한 것이다. 로그 척도 차트가 제공하는 더 상세한 정보를 통해 보면, 증권 부문은 1980년경까지 다른 경제 부문과 비슷한 성장세를 보였으나, 그 후 다른 부문들을 앞지르는 급격한 성장세를 보이기 시작했다. 위기 직전, 증권 부문은 경제 내 다른 부문들에 비해 약 10배 규모로 성장해 있었다. 분명히 이러한 성장 속도는 영원히 지속될 수 없었다. 낙관적인 시나리오를 가정하더라도, 증권 부문의 성장은 경제의 다른 부문과 보조를 맞추기 위해 더 지속 가능한 수준으로 점차 둔화되었을 것이다.

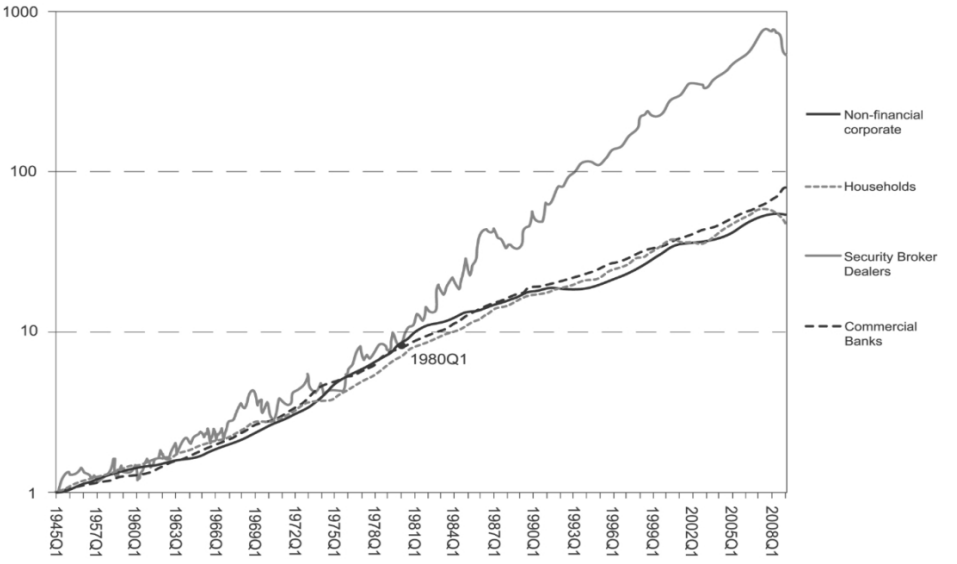
증권 부문의 상대적 규모는 시장 기반 금융 중개 시스템에서 중개 사슬이 길어지고 있음을 반영하는 지표로 볼 수 있다. 증권 부문이 확장되던 '인디언 서머' 시기에 나타났던 일부 기교적인 현상들(예: CDO-squared와 같은 이색적인 자산담보부 증권의 성장)은 이제 영원히 사라졌으며, 증권 부문이 안정된 상태에 접어들었을 때는 다시 나타나지 않을 것이라고 합리적으로 결론지을 수 있다.

전반적으로 볼 때, 현재의 위기를 극복하고 지속 가능한 형태로 재탄생할 증권 부문은 규모가 더 작아지고, 중개 체인이 단축되며, 전체적인 수익성은 다소 낮아지고, 만기 변환 기능도 축소될 것이라고 추측하는 것이 타당할 것이다. 이러한 변화의 배경에는, 현재의 금융 위기를 대공황 이후 가장 심각한 위기로 만든 주된 요인이었던 레버리지와 대차대조표 규모의 변동을 완화하기 위한 규제적 견제와 균형 장치가 자리 잡고 있을 것이다.

[그림 12] 미국 4대 부문의 성장 추이 (1954년 1분기 = 1) (출처: 자금 흐름 보고서, 연방준비제도)



[그림 13] 미국 4개 부문의 성장률 (1954년 1분기 = 1)(로그 척도)



참고문헌

Adrian, Tobias 및 Markus Brunnermeier, “CoVaR,” 워킹 페이퍼, 뉴욕 연방준비은행 및 프린스턴 대학교, 2009.

Adrian, Tobias 및 Hyun Song Shin, “Liquidity and Leverage,” *Journal of Financial Intermediation,* 2007.

Adrian, Tobias 및 Hyun Song Shin, “금융 중개 기관, 금융 안정성 및 통화 정책,” 잭슨 홀에서 열린 캔자스시티 연방준비은행 심포지엄 회의록, 2008.

Adrian, Tobias 및 Hyun Song Shin, “Money, Liquidity and Monetary Policy,” *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 2009.

보이스, 앨런, “커버드 본드 대 증권화: 투명성 대 불투명성, 무엇이 올바른 질문인가,” 워킹 페이퍼, 압살론, 2008. https://www.ibm.com/developerworks/blogs/resources/adler/20090325_1.pdf

브루너마이어, 마르쿠스, “2007년 신용 위기의 해독,” *『경제 전망 저널』* 23(1), 2009, pp.77~100

Brunnermeier, Markus, Andrew Crockett, Charles Goodhart, Avi Persaud, Hyun Song Shin, *“금융 규제의 기본 원칙*,” 제네바 세계 경제 보고서 11, 2009.

칼로미리스, 찰스 및 찰스 칸, “최적의 은행 구조 수립에서 요구불 부채의 역할,” *『미국경제학저널』* 81, 1991, pp.497~513

Cifuentes, Rodrigo, Gianluigi Ferrucci 및 Hyun Song Shin, “유동성 위험과 전염 효과: 잉글랜드은행,” 워킹 페이퍼 264, 2004, 요약본은 *Journal of the European Economic Association*, 3, 2005, pp.556~566에 게재됨. http://www.bankofengland.co.uk/publications/ Working Paper /wp264.pdf

Diamond, Douglas 및 Raghuram Rajan, “유동성 위험, 유동성 창출 및 금융 취약성: 은행업 이론,” *Journal of Political Economy* 109, 2001, pp.287~327.

Fernandez, S., J. Pages, 및 J. Saurina, “스페인 은행의 신용 성장, 부실 대출 및 신용 위험 충당금,” 워킹 페이퍼 18, 2000. http://www.bde.es/informes/be/docs/dt0018e.pdf

Greenlaw, D., J. Hatzius, A. Kashyap, 및 H. S. Shin, “레버리지 손실: 모기지 시장의 교훈,” Meltdown 미국 통화정책 포럼 보고서 2, 2008. http://www.chicagogsb.edu/usmpf/docs/usmpf2008confdraft.pdf

Haldane, Andrew, “금융 네트워크 재고,” 2009년 4월 28일 암스테르담 금융학생협회에서 발표한 연설. http://www.bankofengland.co.uk/publications/speeches/2009/speech386.pdf

힐데브란트, 필립, “바젤 II로 충분한가? 레버리지 비율의 이점,” 금융시장그룹 강연, 2008. www.bis.org/review/r081216d.pdf

국제통화기금(IMF), “글로벌 금융 안정 보고서,” 2009년 4월, 워싱턴 DC. 모리스, 스티븐 및 신현송, “시스템적 맥락에서의 금융 규제,” *브루킹스 경제 활동에 관한 논문*, 2008년 가을, pp.229~274.

모리스, 스티븐 및 신현송, “신용 위험의 비유동성 요소” 워킹 페이퍼, 프린스턴 대학교, 2009.

Packer, F., R. Stever, C. Upper, "담보부 채권 시장," *BIS 분기 리뷰*, 2007년 9월, pp.43~55.

Shin, Hyun Song, "증권화와 금융 안정," *Economic Journal* 119, 2009, pp.309~332.

SIFMA, *제1 차 유럽 커버드 본드 투자자 설문조사*, 유럽 커버드 본드 딜러 협회, 2009년 5월.
http://europe.sifma.org/ecbda.shtml

스콰미 레이크 워킹 그룹, "금융 기관에 대한 자본 요건 개혁," 정책 메모, 2009.
http://www.squamlakeworkinggroup.org/

한국개발연구원

제32권 제1호(통권 제106호)

경제 위기와 세대 간 경제: 1997~98년 한국 경제 위기로부터 얻은 교훈

안정범

(성균관대학교 경제학과 교수)

이상협

(하와이 대학교 마노아 캠퍼스 경제학과 교수)

황남희

(성균관대학교 경제학과 박사과정)

경제 위기와 세대 간 경제: 1997~98년 경제 위기의 교훈

안 종 범

(성균관대학교 경제학과 교수)

이 상 협

(하와이대학교 마노아 캠퍼스 경제학과 교수)

황 남 희

(성균관대학교 경제학과 대학원생)

* 본 논문은 BK21(Brain Korea 21) 사업의 일환으로 진행되는 성균관대학교 경제핵심인재 양성사업단의 지원으로 작성되었다.

** 안종범: (이메일)cban@skku.edu , (주소) (110-745) 서울특별시 종로구 명륜동 3가 53
이상협: (이메일)leesang@hawaii.edu , (주소) 2500 Campus Road, Honolulu, HI 96822, U.S.A
황남희: (이메일)nhui@naver.com , (주소) 110-745 서울 종로구 명륜동 3가 53

• **키워드:** 세대 간 경제, 이전, 경제 위기, 고령화

• **JEL 코드:** J18, H53, I35

• 접수일: 2009. 10. 19 • 심사 시작: 2009. 10. 22

• 심사 완료: 2009. 12. 30

초록

본 논문은 1997~1998년 금융위기 전후 한국의 세대 간 자원 배분 양상에 대한 통찰을 제공한다. 금융위기 전후 세 시기(1996년, 2000년, 2005년)의 데이터 세트를 사용하여 결과를 비교하였다. 본 연구는 특히 다음 두 가지 관련 문제를 다룬다: i) 경제 위기의 세대 간 영향, ii) 세대 간 경제 위험을 분산시키는 연령별 재분배 시스템의 역량. 연구 결과에 따르면, 금융위기 기간 및 그 이후에 연령별 소비 평준화와 자원 재분배가 크게 이루어진 것으로 나타났다. 1996년부터 2000년 사이 아동 대상 사교육 및 민간 의료 소비는 감소했다. 그러나 사교육 및 민간 의료 소비의 감소는 공공 소비의 증가로 인해 완화되었다. 공공 부문은 경제 위기가 소비에 미치는 부정적 영향을 완화했을 뿐만 아니라, 세대 간 격차 확대를 줄인 것으로 보인다. 이전 지출 내에서 민간 이전 지출이 급격히 감소하는 동안, 노인을 위한 공공 이전 지출은 크게 증가했다. 마지막으로, 노년층의 자산 기반 재분배가 크게 증가했다. 자산 기반 재분배의 증가는 1996년부터 2000년 사이에는 주로 자산 소득의 증가에 기인했으나, 2000년부터 2005년 사이에는 거의 전적으로 저축 감소(즉, 저축 감소)에 기인했다. 이는 한국 노인들이 충분한 연금 혜택이 없었음에도 불구하고 위기 기간 동안 어느 정도 지원 체계를 갖추고 있었던 것으로 보인다는 것을 시사한다. 인구 고령화로 인해 공적 연금 기금이 감소함에 따라, 자산 축적에 대한 의존도 증가는 한국의 장기적인 관점에서 매우 중요한 요소가 될 것이다.

본 연구에서는 1996년, 2000년, 2005년의 (사적 이전)이 감소한 것으로 나타났다. 3) 노년층 국민이전계정(National Transfer Accounts)에 따른 자산 재분배가 크게 증가했다. 1997년 말 외환위기와 2000년 이후의 경제 위기에도 불구하고 총소비는 크게 위축되지 않았는데, 이는 급속한 인구 고령화로 인한 세대 간 재분배로 파악되며, 이에 대해 정부의 확대 재정 정책이 미친 영향에 대해 분석하였다. 국민이전계정에 따른 공공소비의 증가는 총소비를 일정 수준으로 유지(consumption smoothing)하는 데 기여했으며, 이는 세대 간 이전(intergenerational transfers)을 측정할 수 있었기 때문이다. 한편, 노년층의 재정 상태는 회계 방식에 따라 달라진다. 국민이전계정을 통해 분석한 결과, 우리나라의 국민연금 제도가 아직 미성숙한 단계임에도 불구하고, 자산 축적을 통해 스스로 노후를 대비하고 있는 것으로 파악되었다.

1) 유년층(0~19세)의 민간 소비(보건, 교육)는 노후 소득을 마련하기 위한 자산 축적이 크게 감소한 반면, 공공 소비(보건, 교육)는 지속적으로 활발하게 이루어질 경우 증가할 것으로 보인다. 2) 노년층(65세 이상)의 공적 이전(public transfers)은 급속한 인구 고령화로 인해 증가한 반면, 사적 이전 은 재정 부담을 경감시켜 줄 수 있을 것이다.

I. 서론

한국은 1997~1998년 위기의 최악의 국면을 넘겼지만, 위기 기간과 그 이후에 드러난 수많은 사회경제적 문제에 직면하게 되었다. 가장 심각한 문제로는 취약 계층의 증가, 고용 불안정, 빈부 격차 확대, 그리고 노인을 위한 가족 내 지원 체계의 급격한 약화 등이 꼽힌다. 위기를 겪은 국가들의 경제가 회복된 지 오래되었음에도 불구하고, 사회적 여파는 여전히 지속되고 있다.

위기 기간과 그 이후에 한국 경제와 경제 지원 체계에는 큰 변화가 있었습니다. 주택 및 주식 가격의 변동으로 인해 자산 가치에 상당한 등락이 있었습니다. 많은 중년 근로자들이 조기 퇴직을 강요받았으며, 이들 중 상당수는 경제 위기가 끝난 후에도 노동 시장에 재진입하지 못했습니다. 신규 일자리 감소로 인해 젊은 근로자들은 졸업 후 정규직 일자리를 구하기가 어려워졌습니다. 반면, 주로 경제 및 사회 환경의 변화와 일부 정치적 요인으로 인해 사회 지출이 크게 증가했습니다. 특히 경제 위기가 한국 경제에 큰 타격을 입힌 이후, 복지에 대한 사회적 요구가 증가하고 있음이 인정되고 있습니다. 이러한 지출은 한국 정부가 의도했든 그렇지 않았든 간에 종종 특정 연령대를 대상으로 이루어집니다.

동시에, 위기 기간과 그 이후에 출산율이 급격히 감소한 것은 사회의 고령화 과정을 가속화하는 새로운 경제적 위협으로 대두되었다. 전례 없이 빠른 인구 고령화는 노인 부양에 대한 부담을 가중시켰다. 전통적으로 이러한 부담은 노인과 함께 거주하는 성인 자녀로부터 이전되는 소득으로 감당해 왔다. 그러나 전통적인 가족 부양 체계가 약화됨에 따라 노부모와 함께 사는 가정의 수는 감소하고 있다. 위기 기간 동안 많은 가정이 경제적 어려움을 겪었고, 그 결과 사적 부양은 크게 줄어들었다. 그러나 한국 정부는 금융 위기 이후 실업과 빈곤 문제를 해결하기 위해 복지 예산을 증액했다.

1997~1998년 한국 경제 위기의 원인은 복잡하다. 많은 연구자들은 이 위기를 초래하는 데 기여한 여러 국내적, 지역적, 세계적 요인들을 지적해 왔다. 한국 경제 위기의 영향은 그 원인만큼이나 복잡한 것으로 보인다. 본 논문에서는 위기의 전후 한국 경제의 세대 간 구조와, 세대 간 경제·금융 위험을 분산시키는 연령별 재분배 제도의 역량이라는 두 가지 관련 주제에 초점을 맞춘다. 본 분석은 세대 간 경제적 흐름을 포괄적으로 추정해 주는 국가이전계정(NTA)을 활용한다. 분석은 위기가 소비 및 연령대별 주요 소비 구성 요소에 미치는 영향을 중점적으로 다룬다. 두 번째 분석 단계에서는 소비에 자금을 공급하는 경제적 흐름에 초점을 맞춘다. 자산 가치와 노동 소득은 직접적인 영향을 받는다. 이전 소득과 저축은 간접적인 영향을 받으며, 경제 위기의 영향을 완화하는 역할을 할 수 있다.

우리는 1996년, 2000년, 2005년 세 시기의 데이터를 사용합니다. 1996년이 선정된 이유는

금융 위기가 발생하기 직전이었으며 고령화 사회에 진입하기 전의 해였기 때문이다. 2005년은 고령화 사회에 진입한 직후의 해이며, 강화된 사회 정책의 효과가 나타나는 해이다. 우리는 실업률이 회복되기 시작하고 1인당 소득이 경제 위기 이전 수준으로 회복된 것으로 보이는 2000년과 이를 비교하고자 한다. 따라서 본 연구는 인구 고령화의 영향과 경제 위기로 인한 세대 간 자원 배분의 변화를 파악하기 위해 1996년과 2005년을 비교 연도로 설정한다.

위기 전후의 결과를 비교하는 방법론에는 한계가 있다는 점을 언급해야 한다. 이는 시계열 사건이 경제에 미치는 순수한 영향을 파악하기가 매우 어렵기 때문이다. 이는 주로 대조군 사건이 존재하지 않기 때문이며, 따라서 다른 경제 사건, 정책 및 추세가 미치는 영향을 위기 자체의 영향에서 분리해 내기 어렵기 때문이다. 반면, 이러한 사건, 정책 및 추세 중 일부는 금융 위기의 결과물로서, 세대 간 경제의 후속 변화에 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 따라서 경제 위기의 순 효과를 규명하기는 어렵지만, 위기는 촉매제라는 더 광범위한 역할을 수행하여 세대 간 자원 재분배에 영향을 미쳤을 수 있다.

또한 우리는 경제 위기의 단기적 영향에만 초점을 맞추고 있다. 이러한 영향은 지속적인 효과를 미칠 수 있으며, 각 세대의 개인이 평생에 걸쳐 보이는 행동 양상은 평생 예산 제약에 의해 좌우될 수 있다. 위기의 장기적 영향은, 예를 들어 합성 코호트 지표를 구축하는 등의 방법을 통해 경제 위기의 평생 부의 효과를 계산함으로써 분석할 수 있다
예를 들어, 합성 코호트 지표를 구축하는 방식이다.[1] 그러나 각 연령/코호트 집단에 대한 경제 위기의 평생 영향
에 대한 분석은 다른 프로젝트 국가 팀들과의 협력을 통해 별도의 보고서에서 다루고 있다. 반면, 한국의 경제 위기는 매우 짧은 기간 동안 급격한 하락을 보였으며, 이는 장기적인 경제 불황과는 구별되는 특징일 수 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장에서는 경제 위기와 연구 방법론을 간략히 검토한다. 제3장에서는 연구 결과를 논의한다. 마지막 장에서는 결론을 제시한다.

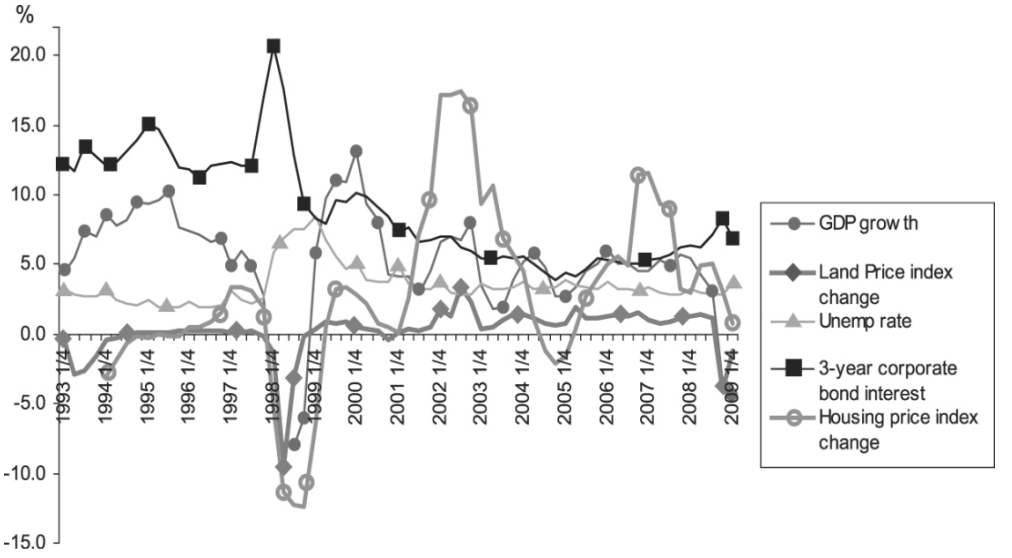
II. 배경

1. 1997-98년 한국의 경제 위기

한국은 1990년대 중반까지 놀라운 발전 과정을 겪었다. 1962년부터 1996년까지 1인당 실질 국내총생산(GDP)은 연평균 6.6%의 성장률을 기록했으며, 1인당 소득은 1962년 87달러에 불과했던 것이 1996년에는 12,197달러로 급증했다. 이러한 경제 발전 과정에서 투자율과 저축률은 30% 이상을 유지했다. 한국의 총저축률은 1960년대 국민총생산(GNP)의 10%에서 1988년 40.4%로 지속적으로 증가했다. 이처럼 높은 경제 성장에도 불구하고, 1990년대 중반 내내 인플레이션은 약 4% 수준으로 비교적 낮게 유지되었다. 그러나 1997년 말, 한국이 OECD 회원국이 된 지 얼마 되지 않아,

1본문에 대한 귀중한 의견을 주신 존 M. 김 씨께 감사의 말씀을 전합니다.

[그림 1] 주요 거시경제 지표: 분기별, 1993년 1분기~2009년 1분기



한국 경제는 심각한 경제 위기를 겪었습니다. 환율의 대폭적인 하락과 맞물려 1998년 1인당 소득은 7,355달러로 급감했습니다.

1993년 1분기부터 2009년 1분기까지 주요 거시경제 지표의 변화는 그림 1에 나와 있다. 1인당 실질 GDP 성장률은 1997년 3분기까지 4.4%에서 10.3% 사이를 오갔으나, 1997년 4분기에는 2.8%로 하락했다. 1998년 1분기에는 실질 성장률이 -5.3%로 떨어졌는데, 이는 1980년대 초 정치적 혼란 이후 한국에서 기록된 가장 낮은 성장률이었다. 1998년 3분기에는 성장률이 -8.1%로 급락했다. GDP 성장률은 1999년에 반등하여 2000년 3분기에는 위기 이전 수준으로 완전히 회복되었다.

3년 만기 회사채의 명목금리로 측정된 시장 금리는 위기 기간 동안 20%를 훌쩍 넘어섰습니다. 금리는 1999년에 10% 미만으로 급격히 하락했으며, 2004년까지 하락세를 이어갔습니다. 위기 기간 동안 자산 가격의 하락폭도 상당했습니다. 1998년 2분기 토지 및 주택의 명목 가치는 1997년 2분기와 비교해 각각 9.5%와 11.4% 하락했다. 1998년 한 해 동안만 토지 및 주택의 평균 가격은 각각 14%와 12.4% 하락했다. 토지 및 주택 가격은 1999년부터 다시 상승하기 시작했다. 흥미롭게도 주택 가격은 위기 이후 토지 가격보다 훨씬 빠른 속도로 급등했다. 2000년부터 2003년 사이 주택 가격은 35% 이상, 즉 연평균 10% 상승했다. 2004년부터 2007년 사이에는 다시 20% 상승했다. 실업률은 1997년 3분기 2.2%에서 1998년 같은 분기 7.5%로 상승했다. 실업률은 그 후 회복되기 시작했으며, 위기 발생 약 3년 후인 2000년 2분기에 회복세를 보였다.

[그림 2] 기타 사회경제 지표: 1994~2008년 연도별

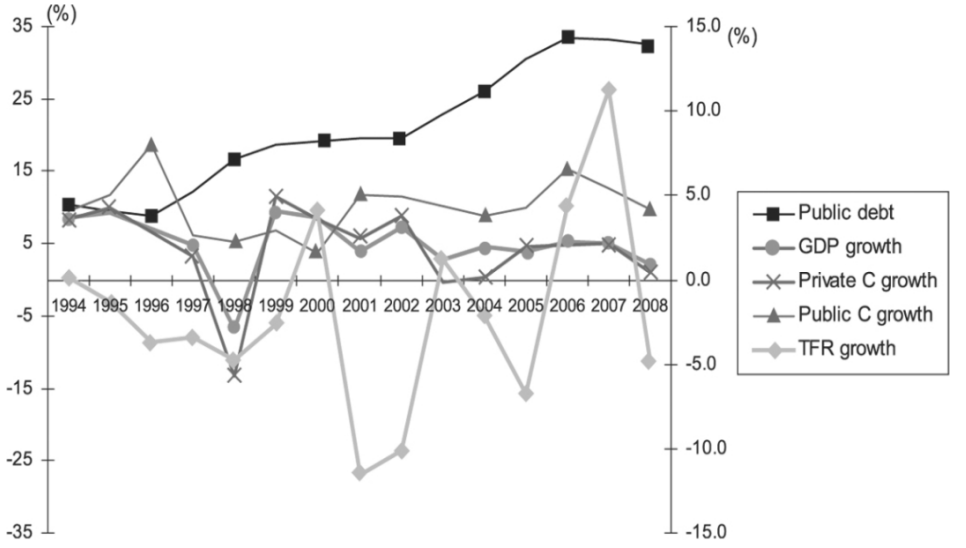
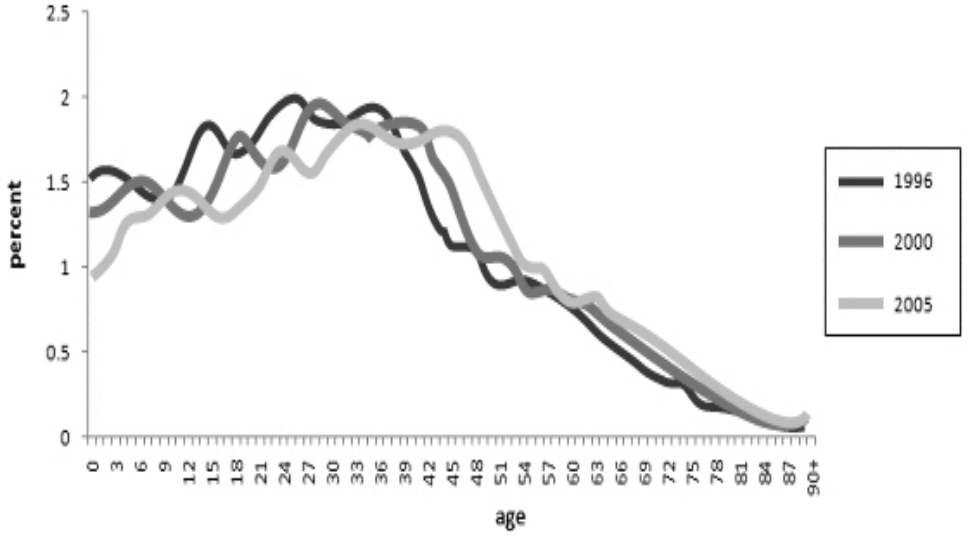


그림 2는 세대 간 경제에 직간접적인 영향을 미치는 주요 사회경제 지표들의 연도별 변화를 보여준다. 무엇보다도 1997년 이후 정부 부채가 매우 급격히 증가했다. GDP 대비 정부 부채 비율은 1996년 8.8%에서 1998년 16.6%로 증가했다. 이는 2003년에는 22.9%로 더욱 증가했으며, 2006년에는 GDP 대비 33.4%에 달했다. 위기 기간 중 정부 부채가 증가한 것은 놀라운 일이 아닐 수 있다. 이는 정부가 세수 감소에도 불구하고 공공 지출을 유지하려 하고, 경제 위기에 대응하여 재정 정책을 시행함에 따라 공공 부채가 증가하기 때문이다. 한국의 경우, 위기 이후, 특히 2002년부터 2005년 사이에 정부 부채가 지속적으로 증가했는데, 이는 주로 외환안정기금(ESF)의 대폭적인 증가 때문이었다. 2002년 외환안정기금은 전체 정부 부채의 15%에 불과했으나, 2005년 기준 그 비중은 40%로 증가했다. 흥미롭게도 위기 기간 동안 민간 소비는 급격히 감소한 반면, 공공 소비는 감소하지 않아 뚜렷한 대조를 이뤘다. 이는 한국 정부가 위기 기간 동안 소비의 변동 완화에 일정한 역할을 했다는 점을 시사할 수 있다. 총출산율(TFR)은 1996년 1.58에서 2000년 1.47로 소폭 하락했으나, 2005년에는 1.08로 더욱 급감했다. 기대수명(그림에 표시되지 않음)은 1996년 74.0세에서 2000년 76.0세로 증가했으며, 2005년에는 78.6세로 더욱 증가했습니다.

위기 전후로 인구 연령 구조에도 상당한 변화가 있었다. 그림 3은 1996년부터 2005년까지 한국의 연령별 인구 분포를 보여준다. 청년 부양비율은 1996년 22.9%에서 2000년 21.1%로 감소했으며, 2005년에는 19.1%로 떨어졌다. 반면, 노인 부양비율은 1996년 6.1%에서 2000년 7.2%로 증가했으며, 2005년에는 9.1%로 다시 상승하여 고령화 사회에 진입했다. 그 결과,

[그림 3] 인구 연령 구조: 1996년, 2000년, 2005년



한국의 인구 연령 구조는 짧은 기간 동안 크게 변화했다.

2. 한국에서의 국가이전계정(NTA) 적용

국가이전계정(NTA)의 목적은 국민소득·생산계정(NIPA)과 일관된 방식으로, 경제 자원의 연령별 재분배 현황을 총체적인 차원에서 측정하는 데 있다. 여기서는 방법론적 세부 사항에 대해서는 다루지 않겠으나, 추정치를 산출하는 데 있어 중요한 몇 가지 측면은 다음과 같다.

젊은이와 노인은 노동을 통해 생산하는 양이 소비하는 양보다 적기 때문에 생애주기적 적자를 안고 있다. 반면, 생산 가능 연령층은 노동을 통해 생산하는 양이 소비하는 양보다 훨씬 많기 때문에 생애주기적 흑자를 기록한다. 이러한 이유로 연령 간 재분배가 발생한다. 즉, 어떤 연령대에서는 개인이 생산하는 것보다 더 많이 소비하는 반면, 다른 연령대에서는 개인이 소비하는 것보다 더 많이 생산한다. 재분배 체계는 생애주기 적자를 겪는 젊은이와 노인이 전성기 노동 연령대에 창출된 잉여 자원을 활용할 수 있도록 하는 일련의 복잡한 제도와 관행으로 구성된다(Lee 1994a, 1994b).

연령 간 자원 재분배에 활용되는 경제적 메커니즘은 크게 두 가지 범주로 나뉩니다. 즉, 이전(transfer)과 자산 기반 재분배입니다. 이전의 결정적인 특징은 명시적인 대가, 즉 재화나 서비스에 대한 금전적 교환이 수반되지 않는다는 점입니다. 자원은 사적 이전의 경우 자발적으로, 또는 공적 이전의 형태로 한 당사자에서 다른 당사자로 이동합니다. 자산 기반 재분배는 세대 간

시간 간 교환을 통해 흐름이 발생합니다. 예를 들어, 금과 같은 자산은 한 시기에 취득하여 해당 연령대에서 지출을 발생시키고, 이후 시기에 처분하여 더 나이가 든 시점에 수입을 발생시킬 수 있습니다. 보다 일반적으로 자산 기반 재분배에는 자산 소득과 저축이라는 두 가지 유형의 흐름이 포함됩니다. 개인이 근로 기간 동안 연금 기금이나 개인 저축을 축적하고, 비근로 기간 동안에는 자산 소득과 해당 자산의 소비에 의존할 때, 이는 자산 기반 재분배에 의존하는 것이다. 또는 개인이 교육 자금을 조달하기 위해 차입할 때, 이는 자원이 필요한 젊은 시기로 자원을 이전하기 위해 자산 기반 재분배에 의존하는 것이다. 방법론적 세부 사항에 관심이 있는 독자들은 Lee, Lee, and Mason (2008), Mason et al. (2009), http://www.ntaccounts.org/을 참고하면 도움이 될 것이다. 한국의 공공 부문 세대별 회계에 관심이 있는 독자들은 Chun (forthcoming)을 참고하는 것도 도움이 될 것이다.

NTA의 연령별 분포를 도출하기 위해서는 다양한 미시 데이터 세트가 필요합니다. 본 연구에서 연령별 분포를 도출하기 위해 '전국가계소득지출조사(NSHIE)', '가계소득지출조사(HIES)', '한국가계패널조사(KHPS)', '한국노동소득패널조사(KLIPS)'와 같은 소득 및 지출 조사 자료가 활용되었습니다. 미시 데이터 세트에서 추정한 수치는 연령별 분포를 구축하는 데 사용되지만, 이러한 수치는 총체적인 거시 통제 변수를 통해 조정된다는 점을 이해하는 것이 중요하다. 이를 위해 우리는 국민계정통계(NIPA)와 국민연금통계연감, 국민건강보험통계연감, 국세통계연감, 고용보험연간통계, 보건복지통계연감, 교원연금통계연감 등을 포함한(이에 국한되지 않는) 공공기관의 기록을 활용한다.

1차 미시 데이터 세트에 대한 간략한 설명은 다음과 같습니다. NSHIE는 1991년에 시작되어 5년마다 발표되어 왔습니다. 이 조사는 전국을 대표하는 가구 표본을 통해 가구의 연간 소득 및 지출, 내구재, 자산, 부채에 대한 상세한 정보를 제공합니다. 표본 규모는 약 27,000 가구입니다. 가계소득지출조사(HIES)는 지난 60여 년간 도시의 1인 가구를 제외한 비농업 가구를 대상으로 실시되어 왔으며, 2003년부터는 농촌 비농업 가구까지 조사 범위가 확대되었습니다. 2005년부터는 1인 가구도 포함되었습니다. 따라서 2000년과 2005년 사이의 소비 패턴 변화는 두 조사 간 가구 표본 범위의 변화 때문일 수 있다는 점을 언급해야 한다. HIES의 목적은 가계 소득 및 지출에 대한 최신 정보를 수집하고, 생활 수준 변화와 다양한 사회경제적 집단 간의 격차를 분석하며, 소비자물가지수(CPI)의 가중치를 산출하는 것이다.

KHPS는 한국 최초의 패널 데이터입니다. 1993년 첫 조사에 이어 제6차 조사 결과가 공개되었습니다. 이 조사는 제주도 거주자를 제외한 18세 이상 모든 가구의 소득 및 지출, 그리고 18세 이상 모든 개인의 소득 및 납세 현황을 세밀하게 다루고 있습니다. 1998년에 시작된 KLIPS는 도시 지역에 거주하는 가구 및 개인을 대상으로 노동 시장 및 소득 활동을 조사하는 종단 조사입니다. KLIPS 표본은 7개 광역시와 8개 도의 도시 지역에 거주하는 가구 중에서 선정되었으며, 이 역시 제주도는 제외되었다.

<표 1> 추정 방법 및 데이터 출처

NTA	추정 방법	데이터 출처
교육, 사립	재학 인원 및 연령을 이용한 회귀 분석	NSHIE, HIES
건강, 민간	연령에 대한 회귀 분석	NSHIE, HIES
추정 임대료, 기타, 민간	등가 척도	NSHIE, HIES
교육, 공립	연령 및 교육 수준별 등록률	OECD
보건, 공공	급여의 연령별 분포	NHISY
기타, 공공	1인당 기준	국민계정통계(NIPA)
근로자 보수	임금 근로자의 임금	KLIPS, KHPS
기업가 소득	비임금 근로자의 소득	KLIPS, KHPS
자산 소득(민간)	가구의 순재산 소득	NSHIE, HIES
저축, 개인	잔여액	계산
자산 소득 및 금융 자산 공적 축적	세부담의 연령별 분포	NIPA
자본 및 토지 축적, 공공	인구의 연령 분포	NIPA
사회보험 및 세금	세대별 회계	국민소득계정(NIPA)
가구 간 이전지출	가구의 민간 보조금 및 송금	NSHIE, HIES
가구 내 이전	순이전 = 소비 - 가처분소득	KHPS

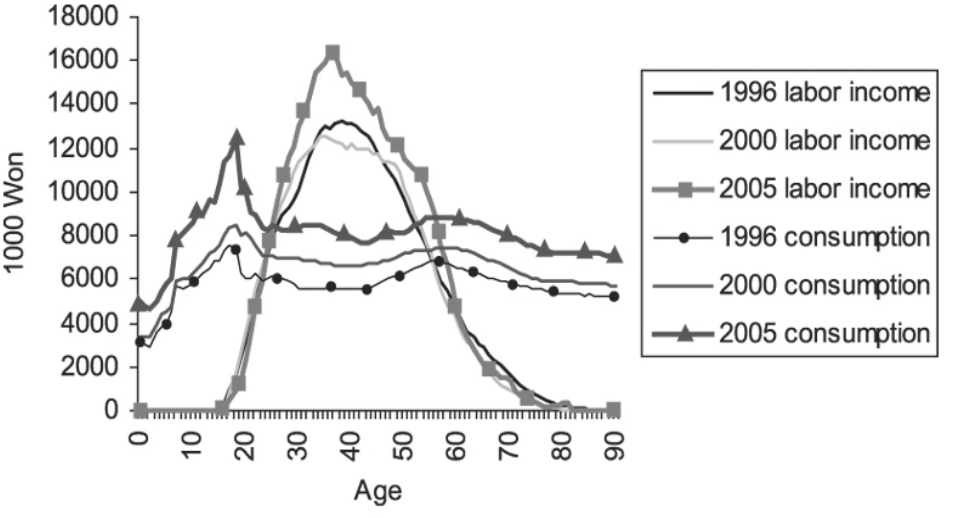
Island. 표본 규모는 원래 5,000가구 및 13,321명이었으나, 이후 감소하였다. NTA 항목별로 사용된 주요 데이터 세트 및 방법은 표 1에 요약되어 있다.

III. 결과

1. 경제적 생애주기

소비와 노동소득의 연령별 분포, 즉 경제적 생애주기는 여러 요인의 영향을 반영한다 (Lee, Lee, and Mason 2008). 그중 가장 중요한 요인 중 하나는 인구 연령 구조이다. 아동에 대한 자원 배분은

[그림 4] 1인당 노동소득 및 소비의 생애주기 분포: 1996년, 2000년, 2005년



현재 한국에서는 노인보다 아동의 수가 훨씬 많기 때문에 노인에 대한 자원 배분이 상대적으로 적습니다. 하지만 한국은 급속도로 고령화되고 있으므로, 향후 수십 년 동안 아동에 대한 자원 배분과 비교했을 때 노인에 대한 자원 배분은 상당히 증가할 것입니다. 경제 생애 주기(economic lifecycle)는 또한 행동과 행동에 영향을 미치는 요인들—가격, 세금, 선호도 등—을 반영합니다. 예를 들어, 소비 패턴은 의료에 비해 교육이 차지하는 중요성과, 이러한 주요 부문을 규율하는 제도적 틀의 영향을 받는다. 노동 소득 패턴은 임금 체계, 교육의 수익률, 교육 수준, 자녀의 취학 연령과 성인의 은퇴 연령, 그리고 여성의 노동 시장 참여 결정 등 몇 가지 명백한 요인에 따라 달라진다.

그림 4는 1996년, 2000년, 2005년 한국의 1인당 노동소득 및 소비의 생애주기 변화를 보여준다. 1996년에는 노동소득이 38세에 정점을 찍었으나,
2000년에는 35세로 낮아졌다. 2005년에는 37세로 소폭 반등했다.[2] 노동의 평균 연령은
소득과 근로 소득의 중앙 연령은 비슷한 양상을 보였다. 노동 소득의 평균 연령은 1996년 42.2세에서 2000년 41.3세로 감소했다. 2005년에는 42.0세로 소폭 증가했다. 노동 소득의 중앙값 연령은 1996년부터 2000년 사이 40세에서 39세로 감소했으나, 2005년에는 위기 이전 수준인 40세로 회복되었다. 65세 이상 고령층의 노동소득 비중은 1996년 4.1%에서 2000년 2.3%로 크게 감소했으나, 2005년에는 2.7%로 소폭 증가했다. 이러한 일관된 추세는 전성기 성인이나 고령층의 노동소득 비중이

2한국의 노동 소득은 다른 많은 선진국들에 비해 훨씬 이른 시기에 정점을 찍으며, 경제 위기 기간 동안 그 정점이 더욱 두드러졌다. 이는 부분적으로 한국 여성의 노동 소득이 상당히 이른 시기에 정점에 도달한다는 사실을 반영한다. 또한, 이 그래프의 형태는 노동 소득을 구성하는 다양한 요소들에 의해서도 좌우된다는 점을 유의해야 한다.

인구 비중은 젊은 층의 비중과 비교했을 때 감소했을 것이다. 이는 또한 한국의 독특한 연공서열형 임금 체계가 1990년대, 특히 1997년 경제 위기 이후 급속히 악화되어 왔다는 관점과도 일치한다.

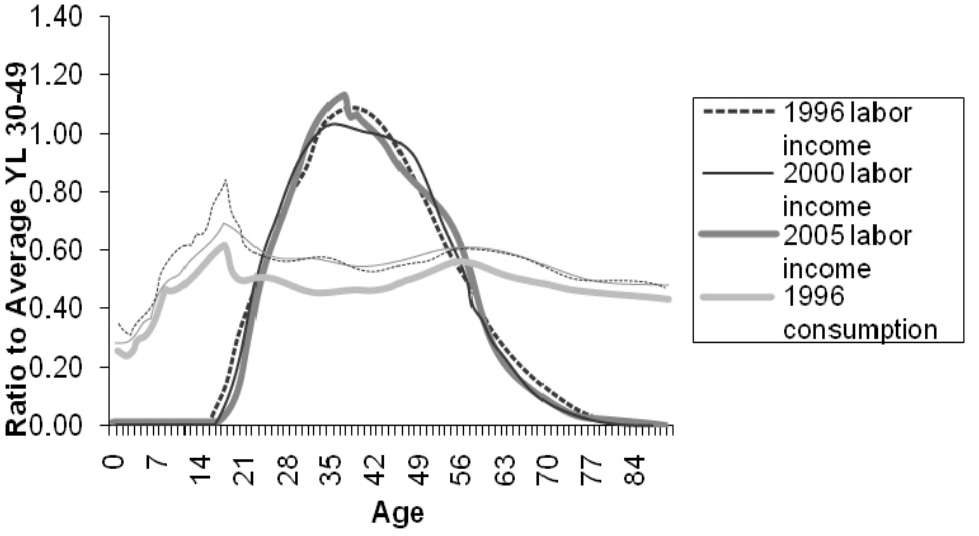
이 그림은 또한 소비가 10대 후반에 정점을 찍은 뒤 40대까지 감소하는 경향을 보여줍니다. 이러한 소비 감소 현상은 교육비 지출 감소의 결과로 다른 국가들에서도 관찰되었습니다. 그러나 한국에서는 고등학교 졸업 직후부터 이러한 감소세가 더 일찍 나타나는 것으로 보입니다. 이러한 결과는 한국 고등학생들의 사교육 소비 수준이 매우 높다는 점과 관련이 있을 수 있으며, 이는 데이터로도 뒷받침됩니다. 2005년에는 고등학교 시절의 소비 정점이 훨씬 더 뚜렷하게 나타난다.

그림에서 알 수 있듯이, 1996년부터 2000년까지는 노동 소득의 추이가 거의 변하지 않았으나, 2000년부터 2005년 사이에는 크게 증가했다. 반면, 소비는 1996년부터 2000년까지 소폭 증가했고, 2000년부터 2005년 사이에는 다시 크게 증가했다. 이 두 가지 결과는 경제 위기가 소비에 미친 영향이 완화되었을 가능성을 시사한다는 점에서 흥미롭다. 노동 소득과 소비의 연령별 구조 변화가 합쳐져 생애주기 적자 기간이 변화했다. 이는 생애주기 흑자 기간이 1996년(23세~55세)의 33년에서 2000년(24세~54세)의 31년으로 감소했으며, 이후 2005년에도 마찬가지였다(25세에서 55세).

그림 5는 매년 30~49세 성인의 평균 노동 소득 대비 노동 소득 및 소비의 연령별 분포를 나타낸 것이다. 즉, 그림 5는 그림 4를 30~49세 연령대의 1인당 생산량 단순 평균으로 나누어 재조정하여 작성되었다. 이러한 표준화를 통해 추정된 분포를 연령별 및 시기별로 더 쉽게 비교할 수 있게 된다. 우리는 각 연령별 분포를 30세에서 49세 사이의 각 연령대별 1인당 노동 소득의 가중치 없는 평균으로 나누어 계산했다. 따라서 예를 들어, 특정 연령에서 소비가 0.5인 값은 해당 연령의 사람이 생애의 전성기 연령대를 기준으로 한 연간 생산량의 절반을 소비한다는 것을 의미한다. 이를 통해 연령별 분포의 변화 양상이나 정부 프로그램의 연령별 타겟팅을 더 명확하게 보여줄 수 있다. 이 그림은 65세 이상 고령층의 노동 소득이 1996년부터 2000년 사이에 30~49세 연령층에 비해 상당히 감소한 반면, 2000년부터 2005년 사이에는 정체된 것으로 나타냅니다. 또한, 전성기 연령층 성인의 노동 소득도 1996년부터 2000년 사이에 감소한 것으로 보입니다. 또한 이 그림은 1996년부터 2000년 사이에는 거의 모든 연령층에서 1인당 표준화 소비가 증가한 반면, 2000년부터 2005년 사이에는 정체되었음을 보여준다. 2000년과 2005년 사이의 유일한 주목할 만한 차이는 30~49세 평균 노동 소득으로 표준화한 20세 미만 아동의 소비가 상당히 증가했다는 점이다. 반면, 1996년부터 2000년 사이에는 모든 연령대에서 표준화된 소비가 증가하여, 해당 기간 동안 소비가 완만해졌을 가능성을 시사한다.

소비 항목을 세분화하여 살펴보면 몇 가지 흥미로운 특징이 드러난다. 표 2는 광범위한 연령대별 각 소비 구성 요소와 노동 소득의 실질 연간 성장률을 보여준다. 1996년부터 2000년까지 1인당 노동 소득은 연간 0.7% 증가에 그친 반면, 같은 기간 65세 이상 연령대의 1인당 노동 소득은 연간 10.7% 감소했다. 반면, 총 소비는 연간 3.7% 증가했다.

[그림 5] 1인당 노동소득 및 소비의 생애주기별 현황: 30~49세 평균 노동소득 대비 비율, 1996년, 2000년, 2005년



노동 소득의 증가율을 상회했다. 흥미롭게도 0~24세와 65세 이상 연령층의 민간 소비는 연평균 각각 3%와 1.6% 증가하여 평균보다 훨씬 낮은 증가율을 보였다. 그 결과, 소비 격차는 경제활동 전성기 성인층과 고령층 사이, 그리고 경제활동 전성기 성인층과 금융 위기 이후 한국의 전성기 성인층과 노인층, 그리고 전성기 성인층과 젊은 층 간의 격차는 더욱 확대되었다. 사교육 및 민간 의료 소비에 대한 결과가 가장 두드러지는데, 이는 0~19세 연령대에서 각각 연평균 3.8%와 2.9% 감소했기 때문이다.[3] 그러나 사교육 및 민간 의료 소비의 감소는 공공 소비의 증가로 인해 완화되었다. 특히 공공 의료 소비는 모든 연령대에서 연간 10.6%라는 매우 빠른 성장률을 기록했다. 따라서 공공 부문은 경제 위기가 소비에 미친 부정적인 영향을 완화했을 뿐만 아니라, 민간 소비 패턴의 변화로 인해 확대되던 세대 간 격차도 줄인 것으로 보인다.

2000년부터 2005년 사이 공공 소비는 더욱 증가했으며, 특히 공교육 소비가 두드러지게 증가했습니다. 0~19세 연령대의 공교육 소비는 이 기간 동안 연평균 12.2% 증가했는데, 이는 같은 연령대의 노동 소득이 크게 감소한 것과는 극명한 대조를 이룬다. 공공 보건 소비도 이 기간 동안 꾸준히 증가했습니다. 민간 교육 소비와 보건 소비는 경기 회복기에 매우 빠르게 증가했으며,

3또 다른 흥미로운 결과는 0~19세 연령대의 민간 소비는 감소한 반면, 같은 기간 0~24세 연령대의 민간 소비는 증가했다는 점으로, 이는 대학생들의 교육비가 크게 증가했음을 시사한다. 이는 해당 기간 동안 대학 등록금이 크게 인상되었기 때문일 수 있다.

<표 2> 소비 및 노동 소득의 연간 성장률: 광범위한 연령대별

(단위: %)

	1996-2000년 연평균 성장률				2000~2005년 연평균 성장률			
	0~19	20~64	65세 이상	1인당 1인당	0~19	20~64	65세 이상	1인당 1인당
총 소비량	2.6	4.2	2.7	3.7	6.4	3.6	4.0	4.4
공공 소비	3.7	4.4	6.6	4.0	9.0	6.9	7.1	7.4
공교육	3.4				12.2			
공중보건	9.4	9.1	14.5	10.6	8.2	10.6	8.9	10.6
일반 기타	3.2	3.2	3.2	3.2	6.0	6.0	6.0	6.0
개인 소비	2.1	4.1	1.6	3.6	5.0	2.8	3.0	3.4
사립 교육	-3.8	..	..	..	10.6	..	..	..
민간 의료	-2.9	-1.2	1.4	-0.3	22.5	6.3	8.3	9.2
주택	-1.4	1.6	5.6	1.9	4.1	1.3	-1.0	2.0
사립 기타	5.1	4.0	0.9	4.3	2.2	2.7	2.9	2.9
노동 소득	2.7	0.3	-10.7	0.7	-13.4	3.3	3.2	3.7
보상	2.6	0.0	-14.1	0.4	-13.5	4.6	6.9	5.0
자영업 소득	46.2	2.1	-2.8	2.5	4.8	-6.0	-4.9	-5.4

또한, 해당 기간 동안 0~19세 아동의 민간 의료 소비는 연평균 22.5% 증가했다. 0~24세의 경우 연평균 20.2% 증가했다.

2. 재분배 체계

소비와 노동 소득 간의 격차를 메우기 위한 자금 조달 방식인 재분배 체계는 두 가지 중요한 차원, 즉 지배 또는 중재 기관과 재분배의 경제적 형태에 따라 다양하게 나타난다(Lee, 1994a; 1994b). 공공 부문은 법률과 규정에 명시된 사회적 의무를 바탕으로, 지방·지역·중앙 정부가 이를 이행함으로써 자원을 재분배한다. 교육, 공적 연금, 의료 프로그램은 공공 재분배 프로그램의 중요한 사례이다. 민간 부문의 재분배는 가구, 가족, 자선 단체 및 기타 민간 기관이 중재하는 자발적 계약, 사회적 관습 등에 의해 규율된다. 민간 재분배의 중요한 사례로는 민간 저축 및 신용 거래, 그리고 자녀와 노인에 대한 가족의 지원이 있다. 그 결과는 다음 그림들을 통해 차례로 설명된다.

어떤 경제에서든 자녀에 대한 부의 재분배가 주로 이전(transfer)을 통해 이루어진다는 사실은 놀라운 일이 아니다. 자산 재분배는 일반적으로

. 한국도 예외는 아니지만, 고등학생들의 사교육 소비 수준이 높다는 점을 고려할 때, 한국에서의 자녀에 대한 가족 내 이전은 특히 두드러진다. 공교육 소비의 급격한 증가로 인해, 특히 경제 위기 이후 회복기에 접어들면서 자녀에 대한 공공 이전의 중요성이 커지고 있다. 노인을 위한 가족 내 이전 지출도 연령이 높아질수록 증가하는 경향을 보이지만, 2000년부터 2005년 사이 노인을 위한 순 가족 내 이전 지출은 급격히 감소했다(그림 6 및 7). 이 기간 동안 가족 간 이전의 급격한 감소는 주로 유입과 유출의 성장률 차이에 기인한다. 즉, 노인을 대상으로 한 유출이 유입보다 훨씬 빠르게 증가했는데, 이는 아래에서 설명하듯이 노인을 위한 자산 기반 재분배의 변화와도 관련이 있을 수 있다.

이전 지출의 변화에서 가장 두드러진 특징은 사회 복지 지출의 급격한 증가였다(그림에는 표시되지 않음). 공중 보건 지출 외에도 모든 연령층의 사회 지원 급여가 증가하여, 1996년부터 2000년까지는 연평균 18.9%, 2000년부터 2005년까지는 연평균 13.3%의 실질 증가율을 기록했다. 이는 2000년에 시행된 국가기본생계보장제도(NBLSS)의 확대 때문일 수 있는데, 이 제도는 빈곤선 이하 소득 가구에 현금 및 현물 혜택을 제공하는 것으로 구성되어 있다. 사회보장 관련 지출 또한, 특히 노인층을 대상으로 급속히 증가했다. 사회보장 수입은 1996년부터 2000년까지 연평균 7% 증가했으며, 2000년부터 2005년까지는 연평균 16.3%로 더욱 증가했습니다.

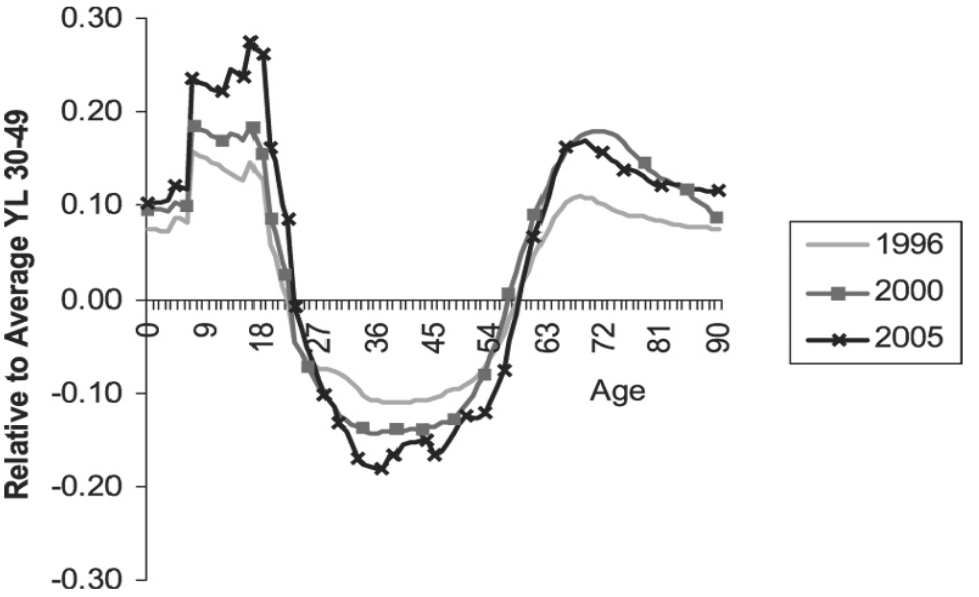
해당 기간 동안 한국의 경우 20대와 30대를 제외한 대부분의 연령대에서 민간 자산 기반 재분배가 긍정적인 양상을 보였습니다(그림 8). 해당 연령대에서는 자산 소득이 저축액과 같거나 그보다 적었다. 15~20세의 젊은 층은 저축을 줄이는 경향을 보였으나, 그 규모는 미미했다. 40대와 50대에서는 개인 자산 소득이 급격히 증가하고 있었다. 그러나 이들의 개인 저축액은 자산 소득에 비해 항상 상당히 낮은 수준이었다. 저축액이 낮은 이유는 아마도 이 연령대 사람들이 자녀와 노인의 소비 비용을 상당 부분 부담하고 있었기 때문일 것이다.[4]

눈에 띄는 결과는 1996년부터 2000년까지, 그리고 2000년부터 2005년까지 노인층의 자산 기반 재분배(자산 소득에서 저축을 뺀 금액)가 급격히 증가했다는 점이다. 놀랍게도, 자산 기반 재분배의 증가는 1996년부터 2000년 사이에는 주로 자산 소득의 증가에 기인한 반면, 2000년부터 2005년 사이에는 전적으로 저축의 감소(저축 감소)에 기인한 것이었다(그림 9 및 10). 1996년부터 2000년 사이 고령층의 자산 소득 증가는 주로 해당 연령대의 이자 및 기타 재산 소득 순유입 증가에 기인한 것이었으나, 자본 소득은 여전히 모든 연령대의 한국인들에게 가장 중요한 자산 소득원이었다.

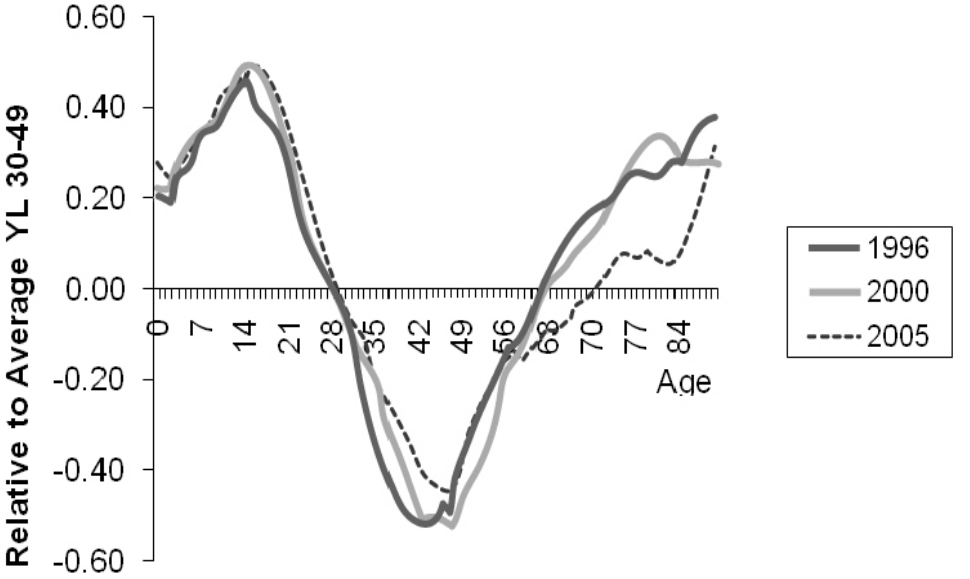
금융위기 당시와 경기 회복 이후 자산 소득 및 저축의 급격한 변동을 초래한 주요 원인은 무엇일까? 현재로서는 추측하기 이르며, 이는 본 논문의 범위를 훨씬 벗어난 문제이다. 그러나 금융위기 직후 한국에서 심각한 사회적 문제로 대두되었던 부동산 투기와 관련이 있을 것이라는 점은 언급할 가치가 있다. 2000년부터 2005년 사이 금리 인하가 고령층의 저축 행태가 급격히 감소하는 데 영향을 미쳤을 수 있다

[4] 아니면 단순히 우리 연구 결과가 종단적 데이터가 아닌 단면적 데이터를 기반으로 하기 때문일 수도 있다. 이 문제에 대해서는 Mason 외(2009)를 참조하라.

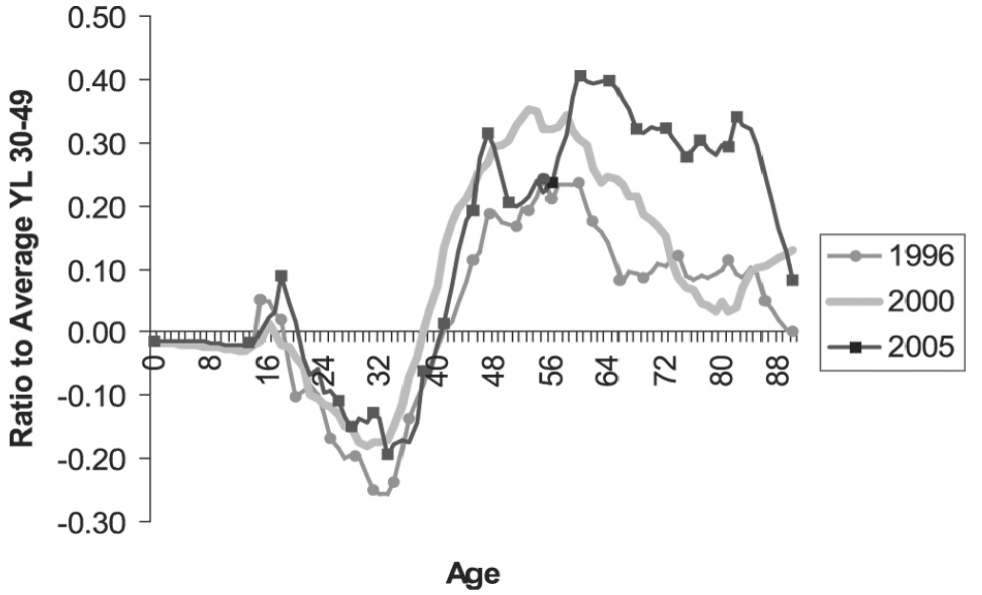
[그림 6] 1인당 순공공이전 현황: 1996년, 2000년, 2005년



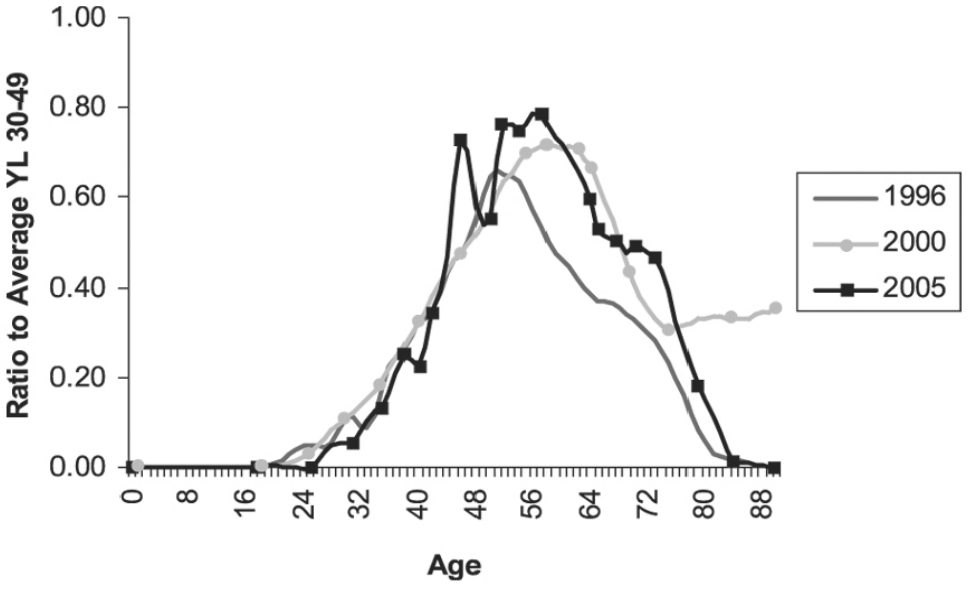
[그림 7] 1인당 순 민간 이전 지출 현황: 1996년, 2000년, 2005년



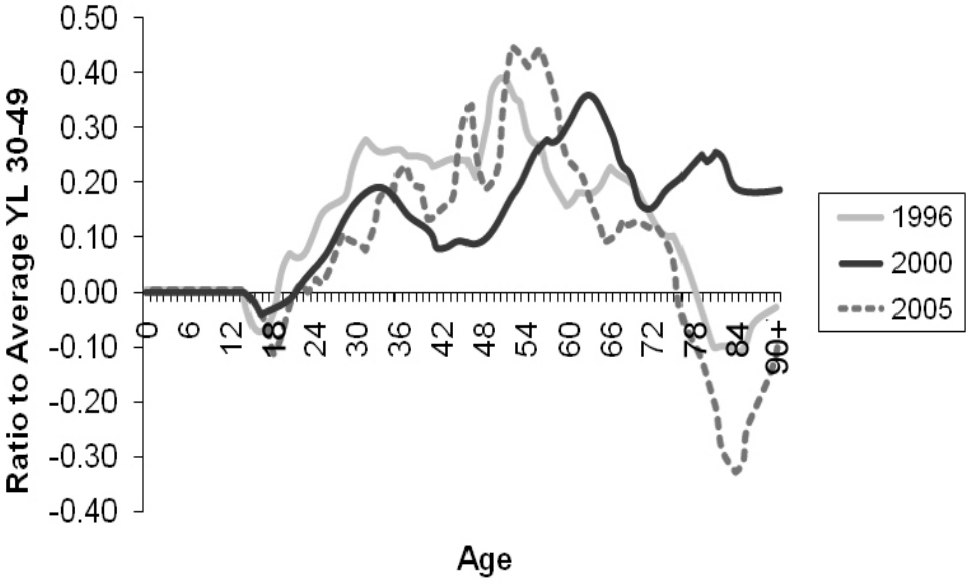
[그림 8] 1인당 자산 기반 재분배 현황: 1996년, 2000년, 2005년



[그림 9] 1인당 민간 자산 소득 현황: 1996년, 2000년, 2005년



[그림 10] 1인당 민간 저축 현황: 1996년, 2000년 및 2005년



이 기간 동안, 이는 자산 기반 재분배에 영향을 미쳤을 수도 있다.
또한 위기 이후 한국의 자산 기반 재분배 체계는
전매금(*chonse*) 주택 제도와 같이 민간 부문에 사적 이전 및 사적 자산 기반 재분배를 통해 상당한 영향을 미쳤을 수 있는 한국의 몇 가지 특이한 특징들과 함께 이해해야 한다.

3. 소비 자금 조달원

표 3은 한국의 국가 이전 흐름 계정을 매우
요약된 형태로, 총 수명주기 적자와 총 연령별
연령별 재분배액을 10억 원 단위로 표시합니다. 총 연령별 재분배액과 주요
구성 요소는 하단 패널에 표시되어 있으며, 양수 값은 순유입을,
유입을, 음의 값은 순유출을 나타냅니다. 예를 들어,
예를 들어, 65세 이상 인구의 생애주기 적자는 1996년에 12조 원이었습니다. 이 연령대의 생애주기 적자는 2000년에 19조 원으로 크게 증가했습니다. 이 연령대의 생애주기 적자는 2005년에 30조 원으로 더욱 증가했습니다. 분명히, 인구가 고령화되고 이 연령대의 노동 소득이 감소함에 따라 생애주기 적자가 커진 것으로 나타납니다.

표 3을 통해 각 연령대의 소비 자금 조달원을 파악할 수 있다. 그림 11은 세 기간 동안 아동과 노인의 소비가 어떻게 조달되었는지를 보여준다. 아동의 경우, 모든 연도에서 소득은 미미한 수준이었으며, 사실상 세 기간 모두에서 그들의 소비는 전적으로 이전지출로 충당되었다.

<표 3> 국가 이전 계정, 광범위한 연령대별 총계: 1996년, 2000년, 2005년

<1996>

(단위: 10억 원)

	합계	0~19	20~64	65세 이상
생애주기 적자	(12,590)	74,873	(99,717)	12,254
총 소비	263,878	78,979	168,848	16,050
공공 소비	58,089	24,914	29,902	3,273
개인 소비	205,789	54,066	138,946	12,777
노동 소득 (차감)	276,467	4,106	268,565	3,796
연령 재분배	(12,590)	74,873	(99,717)	12,254
이전	(161)	76,174	(85,453)	9,118
순 공공 이전	0	19,671	(22,917)	3,246
공공 이전 수입	78,261	28,273	43,202	6,787
공공 이전 지출	(78,261)	(8,602)	(66,119)	(3,541)
개인 이동, 순액	(161)	56,503	(62,537)	5,872
자산 기반 재분배	(12,428)	(1,301)	(14,263)	3,136
공공 자산 기반 재분배	(36,379)	(3,998)	(30,735)	(1,646)
공공 자산 수익	4,832	531	4,082	219
공제: 공공 저축	41,210	4,529	34,817	1,865
민간 자산 기반 재분배	23,951	2,697	16,472	4,782
사적 자산 소득	96,256	54	87,572	8,631
차감: 개인 저축	72,306	(2,644)	71,100	3,849

<표 3> 계속

<2000>

(단위: 10억 원)

	합계	0~19	20~64	65세 이상
생애주기 적자	21,299	79,505	(76,930)	18,725
총 소비	314,706	83,887	209,161	21,658
공공 소비	70,098	27,608	37,358	5,133
민간 소비	244,609	56,280	171,804	16,525
노동소득 (차감)	293,407	4,382	286,092	2,933
		-	-	-
연령 재분류	21,299	79,505	(76,930)	18,725
이전	644	82,629	(94,698)	12,713
순 공공 이전	-	23,326	(29,746)	6,420
공공 이전 수입	102,278	33,052	57,915	11,310
공공 이전 지출	(102,278)	(9,726)	(87,661)	(4,891)
민간 이전, 순액	644	59,303	(64,952)	6,294
자산 기반 재분배	20,655	(3,124)	17,768	6,012
공공 자산 기반 재분배	(49,731)	(4,729)	(42,624)	(2,378)
공공 자산 수익	9,047	860	7,754	433
공제: 공공 저축	58,777	5,589	50,378	2,810
민간 자산 기반 재분배	70,386	1,605	60,392	8,389
사적 자산 소득	125,337	30	108,075	17,231
차감: 개인 저축	54,951	(1,575)	47,684	8,842

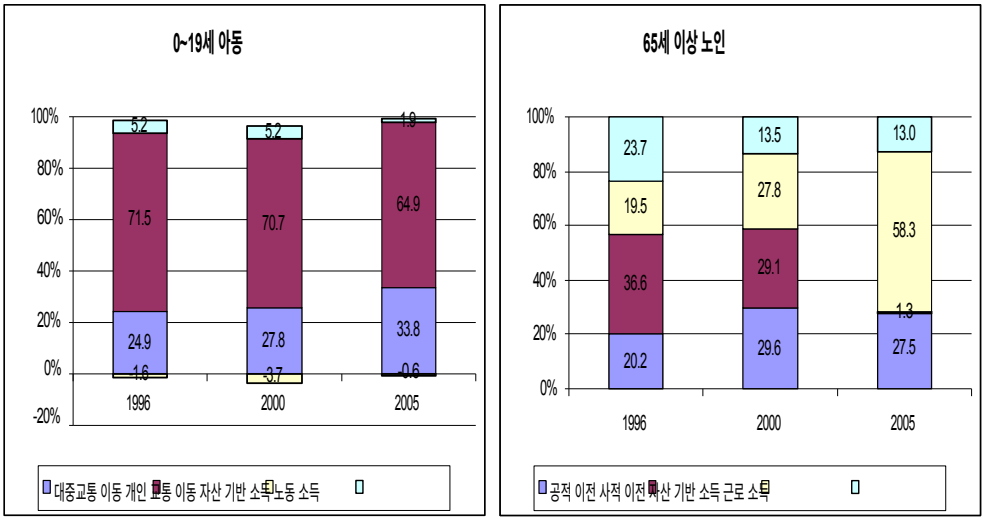
<표 3> 계속

<2005>

(단위: 10억 원)

	합계	0~19	20~64	65세 이상
생애주기 적자	38,405	101,112	(92,255)	29,549
총 소비	399,109	103,036	262,116	33,958
공공 소비	102,452	38,315	54,843	9,294
개인 소비	296,657	64,720	207,273	24,664
노동소득 (차감)	360,704	1,924	354,371	4,409
		-	-	-
연령 재분류	38,405	101,112	(92,255)	29,549
이전	(2,267)	101,684	(113,699)	9,747
순 공공 이전	(0)	34,795	(44,116)	9,321
공공 이전 수입	157,144	46,036	93,729	17,379
공공 이전 지출	(157,144)	(11,242)	(137,845)	(8,057)
민간 이전, 순액	(2,267)	66,890	(69,583)	426
자산 기반 재분배	40,672	(573)	21,444	19,801
공공 자산 기반 재분배	(50,380)	(3,604)	(44,192)	(2,583)
공공 자산 수익	8,661	620	7,597	444
차감: 공공 저축	59,040	4,224	51,790	3,027
민간 자산 기반 재분배	91,051	3,031	65,636	22,384
사적 자산 소득	171,600	69	147,179	24,352
차감: 개인 저축	80,549	(2,963)	81,543	1,968

[그림 11] 소비 자금 조달원: 1996년, 2000년, 2005년



1996년과 2000년에는 개인 이전지출이 70% 이상을 차지하며 압도적인 비중을 차지했다. 2005년에는 이 집단의 소비 원천으로서 개인 이전지출의 비중이 약 65%로 감소했다. 나머지는 공공 이전지출로 구성되었으며, 해당 기간 동안 그 비중이 상당히 증가했다.

노인의 경우, 1996년에는 근로 소득이 소비의 약 24%를 차지했으나, 2000년과 2005년에는 약 13%로 감소했다. 1996년에는 공공 이전지급이 노인 소비의 20%에 불과했으나, 2000년에는 약 30%로 급증했고 2005년까지 소폭 감소했다. 1996년 민간 이전지출은 약 37%를 차지하며 노인층 소비의 가장 중요한 원천이었다. 그러나 이는 2000년 29%로 감소했고, 2005년에는 1.3%로 급격히 감소했다. 그러나 앞서 지적한 바와 같이, 두 조사(NSHIE와 HIES) 간 가구 표본 범위의 변화로 인해 2000년과 2005년 데이터 세트는 정확히 비교할 수 없으므로, 이 결과를 해석할 때는 주의가 필요하다. 그럼에도 불구하고, 변화의 방향성 측면에서 볼 때 이 결과는 여전히 상당한 시사점을 제공한다. 노인의 경우, 자산 기반 재분배의 중요성만이 지속적으로 증가했다.

IV. 결론

급속한 고령화와 극도로 낮은 출산율로 인한 과제는 한국 사회에 큰 우려를 안겨주고 있는데, 이는 그 어느 사회도 이처럼 극적인 인구 구조의 변화를 겪은 적이 없기 때문이다. 본 논문은 1997~1998년 금융 위기 전후 한국의 세대 간 자원 배분 양상에 대한 중요한 특징들을 조명한다.

이 연구의 요약 및 시사점은 다음과 같다. 연구 결과에 따르면 금융 위기 기간 및 그 이후에 연령대별로 소비의 평준화와 자원 재분배가 크게 이루어진 것으로 나타났다. 1996년부터 2000년까지 노동 소득은 부진했으나, 소비는 소폭 증가했는데, 이는 주로 공공 소비의 증가에 기인한 것이었다. 1996년부터 2000년까지 0~19세 연령대의 사교육 및 민간 의료 소비는 감소했다. 그러나 민간 교육 및 민간 의료 소비의 감소는 공공 부문 소비의 증가로 인해 완화되었다. 공공 부문은 경제 위기가 소비에 미치는 부정적인 영향을 완화했을 뿐만 아니라, 세대 간 격차 확대를 줄이는 데에도 기여한 것으로 보인다. 이전 지출의 경우, 연구 결과에 따르면 위기 기간 및 그 이후 고령층을 대상으로 한 민간 이전 지출은 크게 감소한 반면, 공공 이전 지출은 상당히 증가한 것으로 나타났다. 또한 모든 연령층을 대상으로 한 사회보장 급여가 급격히 증가한 것으로 보인다.

아마도 가장 중요하고도 눈에 띄는 결과는 금융 위기 이후 고령층의 자산 기반 재분배가 현저히 증가했다는 점일 것이다. 자산 기반 재분배의 증가는 1996년부터 2000년 사이에는 주로 자산 소득의 증가에 기인했으나, 2000년부터 2005년 사이에는 거의 전적으로 저축 감소(소비 증가)에 기인했다. 이는 경제 위기, 급속한 인구 고령화, 가족 지원 체계의 악화에도 불구하고 한국의 고령층이 어느 정도 자율성을 가지고 있음을 의미한다. 이는 한국에게 긍정적인 소식이다. 이는 노년층이 필요로 하는 공공 자원이 줄어들게 되며, 결과적으로 급속한 인구 고령화나 경기 침체로 인한 재정적 부담을 완화할 수 있음을 의미하기 때문이다. 그러나 소비 증가에 대한 의존도 증가는 저축률 하락으로 이어질 수 있으며, 이는 향후 경제 성장의 걸림돌이 될 수 있다. 2008년부터 국민연금의 노령연금이 전면 시행됨에 따라 자산 기반 재분배에 대한 의존도의 급격한 증가는 당분간 완화될 수 있다. 그러나 추가적인 개혁이 없다면 공적 연금 기금은 2035년경 고갈될 것이다. 따라서 향후 자산 축적에 대한 의존도 증가는 매우 중요해질 것이다. 이러한 변화들이 정확히 어떻게 전개될지는 지켜봐야 할 것이다.

참고문헌

Chun, Y., "인구 고령화, 재정 정책 및 국민 저축: 한국 경제에 대한 전망," T. Ito 및 A. Rose (편), 『*재정 정책 및 관리: 동아시아 경제 세미나*』, 제16권, 시카고: 시카고 대학교 출판부, 또한 NBER 워킹 페이퍼 12265, 출간 예정.

Lee, R., "인구 고령화, 이전지출 및 경제 생애주기의 공식적 인구통계학," L. G. Martin 및 S. H. Preston (편), 『*고령화의 인구통계학*』, 워싱턴 D.C.: 국립학술원 출판부, 1994a, pp. 8~49.

_____, "인구, 연령 구조, 세대 간 이전 및 부: 미국 사례를 적용한 새로운 접근법" in P. Gertler (편), 『*가족과 세대 간 관계*』, 『*Journal of Human Resources*』 24호 특별호, 1994b, pp.1027~1063.

Lee, R., S.-H. Lee, 및 A. Mason, "경제적 생애 주기 분석," A. Prskawetz, D. Bloom, 및 W. Lutz (편), 『*인구 고령화, 인적 자본 축적, 및 생산성 성장*』, 『*Population and Development Review*』 33호 부록, NBER 워킹 페이퍼 12379호, 2008.

Mason, A., R. Lee, A.-C. Tung, M.-S. Lai, 및 T. Miller, "인구 고령화와 세대 간 이전: 국민계정에 연령 요인 도입," David Wise (편), 《*고령화 경제학 시리즈*》, 시카고: 미국경제연구국 및 시카고대학교 출판부, 2009.

http://www.ntaccounts.org/

한국개발연구원

제32권 제1호(통권 제106호)

경제적 자원과 아동 건강: 특정 메커니즘에 대한 평가

정완교

(한국개발연구원 부연구원)

가계 내 경제적 자원이 자녀의 건강에 미치는 영향에 대한 실증 분석

정 완 교

(한국개발연구원 부연구위원)

*** 정완교: (이메일)wankyo@kdi.re.kr , (주소) (130-740) 서울특별시 동대문구 회기로 49**

• **키워드:** 경제적 자원, 건강, 위생

• **JEL 코드:** I12, I11

• 접수일: 2009. 10. 14 • 심사 절차 시작: 2009. 10. 19

• 심사 보고서 완료: 2009. 10. 30

초록

우리는 인도네시아 가정생활조사(IFLS) 데이터를 활용하여 아동 건강과 가구 경제 자원 간의 관계를 분석한 결과, 등가 소비지출로 측정된 경제 자원이 아동 건강에 통계적으로 유의미한 긍정적 영향을 미치며, 아동을 급성 질환으로부터 보호한다는 사실을 확인했다. 또한 아동의 영양, 가구 위생, 의료 서비스 이용, 가족 건강 상태에 대한 광범위한 데이터가 포함된 자료를 추가로 활용하여, 경제적 자원이 아동 건강에 영향을 미치는 메커니즘을 평가하였다. 그 결과, 경제적 자원이 이러한 잠재적 매개 변수들에 상당하고 유의미한 영향을 미친다는 증거를 발견하였으며, 특히 가구 위생 상태가 경제적 자원이 아동 건강에 미치는 보호적 역할을 부분적으로 설명한다는 사실을 확인하였다.

본 연구는 가구 내 경제적 자원이 자녀의 건강에 미치는 통계적으로 유의미한 영향을 분석한다. 경제적 자원이 자녀의 건강에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 건강과의 관계는 두 변수 간의 상호작용 때문에 분석이 쉽지 않다. 그러나 성 향을 끼치는 경로는 영양상태, 의료서비스 이용, 가계의 위생상태 등인 것으로 나타났으며, 이는 부모의 건강이 노동공급 등을 통해 경제적 자원에 영향을 미치는 것과는 달리, 자녀의 건강 에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 저소득 가구 자녀의 건강 증진을 위해서는 의료서비스 이용 증대뿐만 아니라 가구의 위생상태 등을 개선하는 정책 또한 중요하다고 판단되며, 경제적 자원이 자녀의 건강에 미치는 영향에 대한 분석은 상대적으로 용이하다. 인도네시아 를 개선하는 정책 또한 중요한 것으로 판단되며, 자료(Indonesian Family Life Survey)를 된다.

이를 이용하여 분석한 결과, 가계의 경제적 자원이

I. 서론

경제적 자원과 건강 사이의 긍정적 상관관계는 문헌을 통해 광범위하게 보고되어 왔다. 그러나 인과 관계의 방향, 특히 경제적 자원이 건강에 영향을 미치는지 아니면 그 반대의 경우인지는 여전히 불분명하다(Smith 2004). Pritchett와 Summers(1996) 및 Ettner(1996)는 도구변수 추정법을 사용하여 소득이 건강에 미치는 긍정적 효과가 인과적이며 구조적임을 발견했다. 그러나 Smith(1998, 1999), Meer 등(2003), Adams 등(2003)은 이러한 결과의 견고성에 대해 상당한 의문을 제기했다.

아이들은 가계 소득에 기여하지 않기 때문에 아이들의 건강이 사회경제적 지위에 미치는 영향은 적을 것이라는 가정에 입각하여,[1] Case 등(2002)과 Currie 및 Stabile(2003)은 각각 미국과 캐나다의 데이터를 활용하여 소득과 성인기 건강 상태 간의 관계가 아동기에 그 기원을 둔다는 점을 보여주었다. Case 등(2002)은 소득과 아동 건강 간의 관계에 기초가 되는 메커니즘을 규명하기 위해 보험, 출생 시 건강 상태, 부모와 자녀 간의 유전적 연관성, 그리고 아동의 규칙적인 취침 여부 등 다양한 유형의 건강 행동을 조사했다. Currie와 Stabile은 사회경제적 지위가 낮은 아동의 건강이 나이가 들면서 악화되는 것은 더 많은 건강적 충격을 겪기 때문이라고 밝혔으며, 저소득 가정에 사는 아동에게 건강적 충격이 더 많이 발생하는 원인을 이해하는 것이 중요하다고 주장했다.

우리는 인도네시아 가족생활조사(IFLS) 데이터를 활용하여 인도네시아에서 경제적 자원과 아동 건강 간의 관계를 분석한 결과, 등가 소비지출로 측정된 경제적 자원이 아동 건강에 통계적으로 유의미한 긍정적 영향을 미치며, 아동을 급성 질환으로부터 보호한다는 사실을 확인했다. 또한 아동의 영양, 가구 위생, 의료 서비스 이용, 가족 건강 상태에 대한 광범위한 데이터가 포함된 자료를 추가로 활용하여, 경제적 자원이 아동 건강에 영향을 미치는 메커니즘을 평가하였다. 그 결과, 경제적 자원이 이러한 잠재적 매개 변수들에 상당하고 유의미한 영향을 미친다는 증거를 발견하였으며, 특히 가구 위생 상태가 경제적 자원이 아동 건강에 미치는 보호적 역할을 부분적으로 설명한다는 사실을 확인하였다. 경제적 자원과 아동 건강 간의 관계에 기초가 되는 메커니즘을 이해하는 것은 중요합니다. 왜냐하면 건강 악화는 아동의 미래 건강과 교육 성취도에 영향을 미침으로써 아동의 미래 사회경제적 지위에 영향을 줄 가능성이 높기 때문입니다(Case et al. 2002; Case et al. 2003; Currie and Stabile 2003).

본 논문의 나머지 부분은 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장에서는 본 연구에 사용된 데이터를 상세히 설명한다. 제3장에서는 경제적 자원과 아동 건강 간의 긍정적 상관관계를 보여주는 실증적 결과를 제시하고, 이러한 관계의 기저에 있는 메커니즘을 분석한다. 제4장에서는 논문의 결론을 제시한다.

1그러나 자녀의 건강 상태는 부모의 노동 공급을 감소시켜 가계 소득을 줄일 수 있지만, Case 등(2002)은 출생 시 자녀의 건강 상태가 산모의 노동 공급에 영향을 미친다는 것을 뒷받침할 만한 증거를 찾지 못했다.

II. 데이터 및 기술 통계

실증 분석에는 인도네시아 가정생활조사(IFLS3)의 제3차 조사 데이터 (2000년 6월부터 11월까지 수집)이 실증 분석에 사용되었다.[2] 인도네시아 26개 주 중 13개 주에 거주하는 인구의 약 83%를 대표하는 7,224가구, 30,000명 이상의 개인을 대상으로 초기 표본 추출을 실시한 후, 대규모 사회경제 및 건강 조사에서 추적 조사를 진행하였다(Strauss et al. 2004a; Strauss et al. 2004b).[3]

실증 분석의 핵심 변수 중 하나는 경제적 지위를 측정하는 지표로서 가계 지출이다. 가계 지출은 자산이나 소득에 비해 측정 오류가 발생할 가능성이 적으며, 경제적 안녕을 더 정확하게 반영할 가능성이 높다(Frankenberg 외 1999; Strauss 외 2004a). Frankenberg 등(1999)의 연구와 마찬가지로, 주택비를 포함한 37가지 식품 및 19가지 비식품 품목에 대한 가구 지출을 합산하여 월간 환산액으로 변환했다. 그런 다음 이를 가구 총인원의 제곱근으로 나누어 가구 지출을 1인 기준 지출로 환산했다. 이 1인 기준 지출은 동일한 수준의 가구 경제적 자원을 전제로 할 때, 더 큰 가구의 구성원이 더 작은 가구의 구성원보다 처지가 열악하다는 사실을 고려하여 각 가구 구성원이 이용할 수 있는 경제적 자원의 규모를 반영한다(Deaton 2001).[4]

이 분석의 또 다른 핵심 변수는 아동의 건강 상태를 측정하는 변수입니다. IFLS3에는 아동 건강에 관한 방대한 데이터가 포함되어 있습니다. 자녀가 직접 평가하거나 가족 구성원(대부분 72.2%가 자녀의 부모)이 평가한 자녀의 건강 상태는 “건강하지 않음”(1), “다소 건강하지 않음”(2), “다소 건강함”(3), “건강함”(4)의 4점 척도로 측정됩니다. 또한 지난 4주 동안 건강 악화로 인해 활동을 하지 못한 일수와 지난 1년 동안의 아동 건강 변화5를 활용하며, 이는 “훨씬 나빠짐”(-2), “다소 나빠짐”(-1), “거의 변함 없음”(0), “다소 좋아짐”(1), “훨씬 좋아짐”(2)의 5점 척도로 변환됩니다.

2IFLS는 종단적 연구이지만, 본 연구의 주요 변수 중 일부(예: 부모 정보 및 간호사가 평가한 아동 건강 상태)가 1993년과 1997년 자료에는 포함되어 있지 않기 때문에, 이번 분석은 2000년 자료만을 기반으로 한다. 반면, Gertler와 Zeitlin(2002)은 교육과 성인 건강 간의 관계를 연구하기 위해 1993년 자료를 사용했다.

3해당 주(州)는 수마트라의 4개 주(북수마트라, 서수마트라, 남수마트라, 람풍), 자바의 5개 주(DKI 자카르타, 서자바, 중부자바, DI 요그야카르타, 동자바), 그리고 나머지 주요 섬 그룹의 4개 주(발리, 서누사텡가라, 남칼리만탄, 남술라웨시)로 구성된다.

4따라서, 등가화 지출은 가구 지출을 (가구 규모)$^{1/\sigma}$로 나눈 값이다. 표준 1인당 가구 지출은 가구 지출을 가구 규모 자체로 나눈 값인 반면, 본 논문에서 가구 규모의 제곱근을 통해 산출한 등가 성인 수로는 계산되지 않는다는 점에 유의해야 한다. 등가화 지출의 로그값에 대한 비모수 커널 밀도 추정치는 정규성 가정을 뒷받침하는 것으로 보인다.

51세 미만의 아동은 건강 변화 측정에서 제외된다.

모든 자기보고식 건강 상태 측정법의 한계점은 이미 충분히 설명된 바와 같이(Strauss and Thomas 1998; Baker et al 2001), 본 연구의 주요 측정 지표는 간호사가 평가한 건강 상태로, 이는 "가장 건강하지 않은 상태"(1)에서 "가장 건강한 상태"(9)까지 9점 척도로 측정된다. 따라서 간호사가 평가한 개인 건강 상태와 같은 보다 객관적인 건강 측정 도구를 활용함으로써, 우리는 확실하고 견고한 실증적 증거를 확보할 수 있을 것이다.[6]

표 1은 추정 표본에 대한 기술통계치를 보여준다. 분석에 사용된 표본은 주요 공변량에 대한 결측값이 없는 14세 이하 아동 10,411명으로 구성된다. 표본 중 10.4%는 "다소 건강하지 않음" 또는 "건강하지 않음"으로 건강 상태가 좋지 않다고 보고했으며, 자기 보고 건강 상태의 평균은 3.35였다. 반면 38.2%는 간호사에 의해 건강하지 않은 것으로 평가되었으며(평가 척도
<=5)로, 평균값은 6.432.7이었다. 가구 월평균 지출액은 1,179.15(천 루피아)였으며, 1인당 평균 지출액은
519.18(천 루피아)였다.

조사 대상 중 54%는 여성이며, 46.9%는 도시 지역에 거주하고 있다. 가정 위생 시설 측면에서 보면, 25%는 생수나 수돗물을 마시는 가구에, 47.3%는 정화조를 갖춘 자체 화장실을 사용하는 가구에, 그리고 절반 이상(55.1%)은 배수로를 이용하는 가구에 거주하고 있다. 쓰레기 수거 서비스에서 수거하는 쓰레기통에 쓰레기를 버리는 가구는 22.8%에 불과하며, 냉장고에 부패하기 쉬운 식품을 보관하는 가구는 13.8%이다. 마지막으로, 인도네시아의 독특한 지역 사회 주도형 건강 보험 제도인 '다나 세핫(Dana Sehat, 건강 기금)' 프로그램에 가입한 가구는 9.3%이다.[8]

III. 경제적 자원과 건강

1. 경제적 자원과 아동 건강 간의 관계에 대한 증거

그림 1은 먼저 측정된 경제적 자원 간의 관계를 살펴봅니다

6아동의 신장과 체중을 활용하는 것은 아동 건강에 대한 모든 자기보고식 측정 방법의 단점을 보완할 수 있는 또 다른 해결책이 될 수 있다. 그러나 이를 위해서는 성장 패턴이 서로 다른 연령대별로 표본을 더 세분화해야 하며, 이로 인해 모두 자기보고식 아동 건강 측정 방법을 사용한 Case 등(2002)과 Currie 및 Stabile(2003)의 연구 결과와 비교하는 데 어려움이 있을 것이다. 간호사가 평가한 아동 건강 측정 지표에 대한 구체적인 질문은 "이 사람의 건강 상태는 전반적으로 같은 연령대와 성별을 가진 다른 사람들과 비교했을 때 어떠한가?"였습니다.

7분포를 자세히 살펴보면, 표본의 약 91%가 자신을 "다소 건강하다" 또는 "건강하다"고 응답한 반면, 간호사가 평가한 결과 약 92%가 척도상 5, 6, 또는 7점으로 판정되었다.

8이 프로그램은 "사실상 지역 사회, 지역 사회 지도자 및 보건 담당자가 협력하여" "선불 의료 제도를 개발하고, 소득을 증대하며, 생활 여건을 개선하고, 건강과 영양 및 환경의 관계에 대한 지역 사회의 이해를 높일 수 있는" 틀이다 (www.healthdevelopment.org).

<표 1> 기술 통계

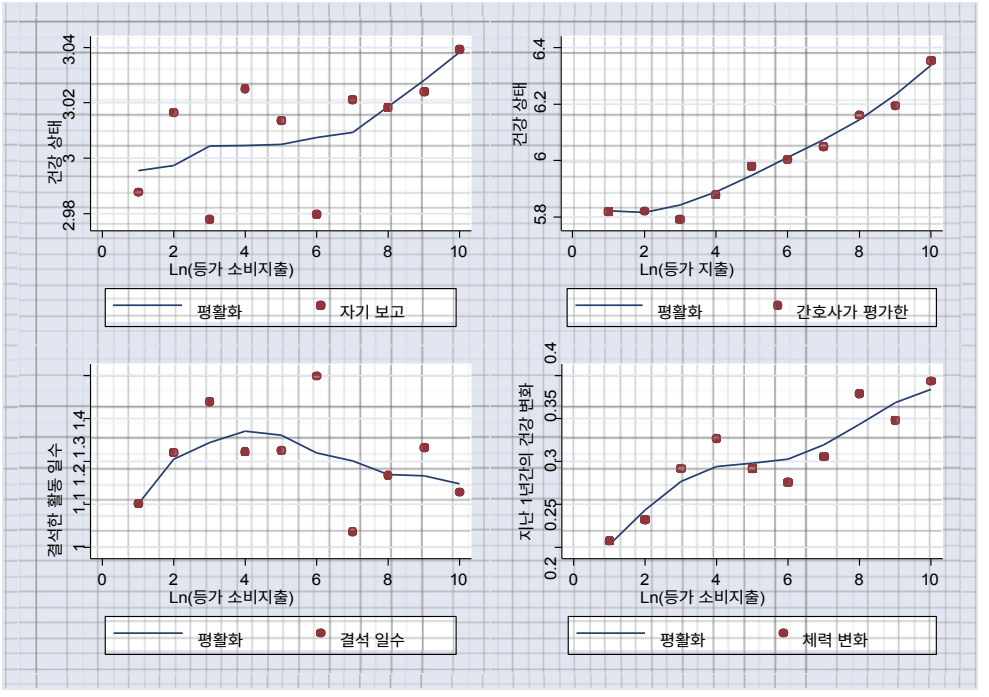
변수	설명	평균	표준편차
자가 보고 건강 상태 (1-4)	이 척도는 1(건강하지 않음)부터 4(건강함)까지입니다.	3.350	1,601
본인이 건강 상태가 좋지 않다고 응답한 경우	'다소 건강하지 않음' 또는 '건강하지 않음'인 경우 1	0.104	0.356
간호사가 평가한 건강 상태 (1-9)	이 척도는 1(가장 건강하지 않음)부터 9 (가장 건강함)	6.432	2.983
간호사가 평가한 건강 불량 (<=5)	=1 (평가 결과 <=5인 경우)	0.382	0.606
가계 지출 (천 루피아 단위)		1179.15	1572.40
1인당 가계 지출 (천 루피아)	=가구 지출/(가구 규모)$^{1/2}$	519.18	731.71
연령		7.84	6.56
여성	여성인 경우 1	0.540	0.645
도시	도시 지역에 거주할 경우 1	0.469	0.639
식수	=1: 해당 가구가 생수나 수돗물을 마시는 가구	0.250	0.494
전용 화장실	=1: 정화조를 갖춘 전용 화장실을 사용하는 가구에 거주하는 경우	0.473	0.638
하수	=1: 배수로를 사용하는 가구에 거주하는 경우	0.551	0.661
쓰레기 처리	쓰레기를 배출하는 가구에 거주하는 경우 1 쓰레기통에 버리고, 위생 당국이 수거하는 서비스	0.228	0.501
를 보관하십시오. 부패하기 쉬운 식품 a 냉장고	=1: 냉장고에 부패하기 쉬운 냉장고에 보관하는 경우	0.138	0.403
건강 기금	=1: 건강 기금(다나 세핫 프로그램)에 가입한 가구에 거주하는 경우	0.093	0.351
관측치 수 (10,411)			

주: 아동 건강에 대한 간호사 평가는 신체 검사를 실시하는 간호사가 보고한 내용입니다. 추정치는 개별 표본 가중치를 사용하여 가중 처리되었습니다.

출처: 2000년 인도네시아 가족생활조사 제3차 조사.

등가화 지출과 아동 건강에 따라. 그림 1의 상단 부분은 자가 보고(왼쪽 패널) 및 간호사가 평가한 일반 건강 상태(오른쪽 패널)로 측정된 아동 건강과 등가화 지출의 로그 값 간의 관계를 보여준다. 하단 부분은 지난 4주 동안 건강 악화로 인해 활동을 하지 못한 일수(왼쪽 패널)와 지난 1년 동안의 아동 건강 변화(오른쪽 패널)를 다른 건강 지표로 사용한다. 등가화 지출의 로그값을 10개의 균등한 구간으로 나눈 각 구간별 건강 지표의 평균값은, 국소 가중 회귀 평활화 기법을 사용하여 등가화 지출의 로그값에 대한 함수로서 해당 지표의 조건부 기대값과 중첩되어 표시되었다. 등가화 지출의 로그값과 아동 건강 사이의 양의 상관관계는

[그림 1] 등가 소비와 아동 건강



그림에서 알 수 있듯이, 경제적 자원이 더 많은 가정에 거주하는 아동들은 (자신들이) 더 건강하다고 보고하거나(또는 스스로 그렇게 보고) 간호사에 의해 더 건강하다고 평가받았으며, 건강 악화로 인한 활동 결석 일수가 적었고, 건강 상태가 개선된 것으로 나타났습니다.

표 2는 다른 혼란 변수인 아동 및 부모의 건강 위험 요인을 통제하면서 아동 건강과 등가화 지출의 로그값 간의 관계를 분석하기 위한 순서형 프로빗 추정치를 제시한다.[9] 아동에 특화된 부모 특성으로는 어머니의 교육 수준이 중학교 또는 고등학교 이상인 경우와 양친이 있는지를 나타내는 더미 변수가 사용되었다. 회귀 분석에 포함된 다른 변수들은 아동의 연령, 성별, 도시 거주 여부, 그리고 설문 응답자와 아동 간의 관계에 대한 더미 변수이며,

---

9아동 건강 생산 함수의 경제 모델에 대해서는 Currie(2000)를 참조하라. 자기 보고 건강 상태와 간호사가 평가한 건강 상태로 측정된 아동 건강은 서수형 측정값이다. 따라서 아동 건강과 등가화 지출의 로그값 간의 관계는 순서형 프로빗 모형을 사용하여 추정된다. 순서형 프로빗 모형에서 건강 결과($y=$) i가 관측될 확률은, 추정된 선형 함수에 무작위 오차를 더한 값이 해당 결과에 대해 추정된 절단점 범위 내에 있을 확률이다: $\Pr(y=i|x)=\Pr(k_{i-1}< \quad x\beta+e\leq k_i)$ 여기서 e는 정규 분포를 따른다고 가정한다. β는 일련의 절단점 k와 함께 추정되며, k_0은 $-\infty$, k_1는 ∞로 가정한다. 여기서 I는 x는 개인 및 부모의 건강 위험 요인 집합이다.

<표 2> 경제 자원과 아동 건강

	순서형 프로빗			OLS	순서형 프로빗			OLS
	자가 보고 건강 상태	간호사가 평가한 건강 상태	전반적인 건강 상태의 변화	활동 결석 일수	자기 보고 건강 상태	간호사가 평가한 건강 상태	전반적인 건강 상태의 변화	활동 결손 일수
Ln(등가화)	0.071	0.2	0.076	-0.099	0.044	0.136	0.049	-0.066
지출)	(2.77)**	(6.08)**	(3.55)**	(2.00)*	(1.65)	(4.09)**	(2.10)*	(1.27)
어머니의 학력								
중학교					0.003	0.25	0.104	-0.037
					(0.06)	(4.87)**	(2.36)*	(0.29)
고등학교 졸업 이상					0.107	0.275	0.097	-0.152
					(2.35)*	(4.57)**	(2.25)*	(1.58)
부모가 모두 있는 가정					0.052	0.041	-0.016	-0.032
					(1.06)	(0.81)	(0.37)	(0.34)
상수				2.894				2.756
				(8.26)**				(7.53)**
관측값 수	10,411	10,411	9,772	10,411	10,108	10,108	9,473	10,108

주: 회귀 분석에 포함된 기타 변수로는 연령, 성별, 도시 거주 여부, 조사 응답자와 아동 간의 관계에 대한 더미 변수 및 자카르타를 누락 범주로 한 13개 주 더미 변수가 있습니다. 아동별 부모 특성이 추정 모델에 추가될 경우, 어머니의 교육 수준이 누락되었음을 나타내는 더미 변수도 회귀 분석에 포함됩니다. 추정치는 개별 표본 가중치를 사용하여 가중 처리되었다. 관측치의 지역별 클러스터링을 고려하여, 로버스트 t-통계량(OLS) 및 z-통계량(순서형 프로빗)의 절대값을 보고한다. * 5% 유의수준; ** 1% 유의수준.

출처: 2000년 인도네시아 가족생활조사 제3차 조사.

자카르타를 누락 범주로 하는 13개 주(省)의 가상 변수. 본 논문 전반에 걸쳐 별도로 명시되지 않는 한, 모든 추정 모델에는 상기 변수들이 모두 포함된다. 또한 이 모델들은 가구 내 클러스터링을 보정한 경우보다 더 보수적인 표준 오차를 얻기 위해 지역사회 단위 관측치의 클러스터링(비독립 표본 추출)을 보정한다. 아울러, 표본 추출 확률이 상이한 무작위 표본을 처리하기 위해 추정치는 개별 표본 추출 가중치를 사용하여 가중 처리된다.

표 2의 첫 두 열은, 등가 소비 지출이 두 배로 증가할 경우 아동 건강 지표가 (자기 보고 기준) 0.071포인트, (간호사 평가 기준) 0.2포인트 개선되는 것과 관련이 있음을 보여준다.[10] 마찬가지로, 우리는 로그 변환된

10비록 직접적으로 비교할 수는 없지만, 간호사가 평가한 건강 상태 모델에서 산출된 등가화 지출의 로그 추정치가 Case 등(2002)의 연구 결과와 규모 면에서 유사한 수준이라는 점은 주목할 만하다. 또한 순서형 프로빗 모델에서 효과의 방향은 첫 번째 및 마지막 결과에 대한 계수 추정치의 부호에 의해 명확하게 결정되지만, 중간 결과에 대해서는 항상 그렇지는 않다는 점에 유의해야 한다(Wooldridge 2002). 게다가, "순서형 프로빗 계수의 크기는

지난 1년 동안 아동의 건강에 대한 등가화 지출 변화와 지난 4주 동안 건강 악화로 인해 활동을 하지 못한 일수. 아동별 부모 특성에 대한 변수를 추가로 통제했을 때, 등가화 지출의 로그값에 대한 추정 계수는 감소하지만, 건강 악화로 인한 활동 결석 일수를 제외하고는 여전히 10% 미만의 유의수준에서 통계적으로 유의미하다.[11] 어머니의 교육 수준에 대한 계수는 크며 통계적으로 유의미한데, 이는 교육이 장기적인 경제적 지위의 대리 변수로 작용할 수 있거나, 교육이 어머니로 하여금 자녀의 건강을 보호하는 데 더 능숙하게 만들기 때문일 수 있다 (Case 외 2002; Currie 및 Moretti 2003).

Case 등(2002)은 가구 소득과 아동 건강 간의 양의 상관관계가 아동기 만성 질환의 발병 및 그 영향으로 설명될 수 있다고 주장한다.[12] Currie와 Stabile(2003)은 새로 발생한 만성 질환이 기존 질환보다 아동 건강에 훨씬 더 큰 영향을 미치며, 소득이 이러한 새로운 만성 질환의 영향을 완화한다고 주장한다. 표 3은 IFLS가 정보를 수집한 지난 4주 동안의 아동의 급성 건강 상태(두통, 콧물, 기침, 호흡 곤란, 발열, 복통, 메스꺼움/구토, 설사, 피부 감염, 안구 감염, 치통 등)를 사용하여 이를 검토한다. 이러한 급성 건강 상태는 연령이 증가함에 따라 이를 겪는 아동의 비율이 높아진다는 점에서 드물거나 만성적인 것으로 보이지는 않는다. 따라서 이러한 급성 상태는 앞서 언급한 이전 연구에서 사용된 천식, 심장 질환, 기관지염, 간질, 신장 질환, 정신 질환 등과 같은 만성 질환과는 다르다. 예를 들어, IFLS3에 포함된 아동의 약 72.5%가 이러한 증상 중 적어도 하나를 경험하고 있으며, 이러한 증상 중 하나를 가진 아동의 비율은 9세까지 감소했다가 그 이후 다시 증가한다.

"간단한 해석이지만, 그 부호와 통계적 유의성은 선형 회귀 분석 결과와 일치한다."

11이러한 추정치는 등가 소비 지출에 측정 오차가 존재하는 한도 내에서 확실히 하향 편향을 띠고 있다. 그러나 이러한 하향 편향은 건강에서 경제적 자원으로 이어지는 잠재적인 역인과 관계에 의해 상쇄될 것이다. 오히려, 1997년 및 2000년 IFLS 데이터를 사용하여 평균 등가 지출의 로그값을 적용해 측정 오차를 줄였을 때, 간호사가 평가한 건강 상태에 대한 순서형 프로빗 추정 결과, 계수 추정치는

0.2에서 0.224로 증가하며, 아동별 부모 특성 변수를 통제했을 때는 0.136에서 0.172로 증가한다. 반면, 1997년 IFLS 데이터만을 활용한 등가 지출의 로그값을 사용할 경우, 계수 추정치는 각각 0.170(표준오차 0.035)과 0.128(표준오차 0.036)이다.

12또한 그들은 아동이 성장함에 따라 가구 소득과 아동 건강 간의 관계가 더욱 뚜렷해진다는 점을 보여주었다. 표본을 0~6세(4,944개 관측치)와 7~14세(5,467개 관측치)의 두 연령 그룹으로 나눌 때, 등가화 지출의 로그에 대한 계수는 나이가 많은 아동의 경우 0.168에서 0.231로 유사하게 증가하며, 두 값 모두 간호사가 평가한 건강 상태의 추정 모델에서 통계적으로 유의미하다(1%). 추정 모델에 아동별 부모 특성 변수를 추가하더라도 계수는 여전히 증가하며, 0세~6세 아동의 경우 0.091(4,884개 관측치), 7세~14세 아동의 경우 0.176(5,224개 관측치)을 기록한다. 또한 표 5의 주요 결과는 표본을 두 연령 그룹으로 나누었을 때도 동일하게 유지된다. 예를 들어, 어린 아동의 경우, 가구 위생 변수를 통제했을 때 등가 지출의 로그에 대한 계수가 0.091에서 0.066으로 가장 크게 감소하며, 나이가 많은 아동의 경우 0.176에서 0.131로 감소한다.

<표 3> 경제적 자원 및 급성 건강 상태에 대한 순서형 프로빗 추정치

	간호사가 평가한 건강 상태	
Ln(등가화 지출)	0.136 (4.09)**	0.068 (1.38)
질환 유무	0.024 (0.65)	-0.512 (1.76)
Ln(균등화 지출)*조건 충족		0.092 (1.85)
어머니의 학력		
중학교	0.25 (4.87)**	0.251 (4.90)**
고등학교 이상	0.275 (4.57)**	0.274 (4.57)**
관측값 수	10,108	10,108

주: "증상 유무"는 아동이 두통, 콧물, 기침, 호흡 곤란, 발열, 복통, 메스꺼움/구토, 설사, 피부 감염, 안구 감염, 치통 중 하나 이상을 앓고 있는 경우 1로 설정된다. 회귀 분석에 포함된 기타 변수로는 연령, 성별, 도시 거주 여부, 가정에 부모가 모두 있는 경우, 어머니의 교육 수준 미기재 여부, 설문 응답자와 아동의 관계에 대한 더미 변수, 그리고 자카르타를 생략 범주로 한 13개 주(省)의 더미 변수가 있습니다. 추정치는 개별 표본 가중치를 사용하여 가중 처리되었다. 지역 사회 단위로 관측값이 클러스터링된 점을 고려하여, 견고한 z-통계량의 절대값을 보고한다. * 5% 유의수준; ** 1% 유의수준.

출처: 2000년 인도네시아 가정생활조사 제3차 조사.

이후.[13] 그럼에도 불구하고, 이 변수들은 11가지 급성 건강 상태 중 적어도 하나를 가지고 있는지에 대한 이분법적 지표로 변환되어, 이러한 상태들이 아동의 건강에 영향을 미치는지, 그리고 영향을 미친다면 가구의 경제적 자원이 아동을 이러한 상태로부터 보호해 주는지 여부를 검토하는 데 사용된다. 보고된 모든 건강 상태 측정 지표의 한계로 인해, 이하에서는 간호사가 평가한 아동의 건강 상태를 기반으로 한 결과에 초점을 맞출 것이다.

우선, 표 3의 첫 번째 열에서 볼 수 있듯이, 급성 건강 문제 중 적어도 하나를 앓고 있는지에 대한 이분법적 지표는 예상치 못한 양의 부호를 보이며 통계적으로 유의미하지 않습니다. 또한, 이 변수를 모델에 포함시켜도 다른 관심 계수들에는 아무런 영향을 미치지 않습니다. 그러나 급성 건강 상태를 병원, 보건소, 진료소 또는 의사 진료실 방문이 필요한 중증 상태로 한정할 경우, 해당 지표는 계수 (-0.08)을 통해 아동의 건강에 통계적으로 유의미한 부정적 영향을 미치는 것으로 나타납니다. 그러나 안타깝게도, 앞서 정의된 이러한 한정된 중증 상태들은 그들과

13가장 흔한 급성 건강 문제는 콧물(51.2%)이며, 그 다음으로 기침(38.8%)과 발열(34.3%)이 뒤를 잇는 반면, 가장 드문 증상은 호흡 곤란(4%)이며, 그 다음으로 안구 감염(4.6%)과 메스꺼움/구토(8.3%)가 뒤를 잇는다. Currie와 Stabile(2003)에 따르면, 1994년 당시 아동의 19%가 천식을 앓고 있다고 보고했으며, 26%는 어떤 만성 질환을 앓고 있다고 보고했다.

11가지 급성 건강 상태 중 하나 이상을 앓고 있다는 것을 나타내는 원래의 이분법적 지표와, 이를 등가화 지출의 로그와 결합한 상호작용 변수를 모델에 추가하면, 표 3의 두 번째 열에서 볼 수 있듯이 이분법적 지표는 음의 부호를, 상호작용 변수는 양의 부호를 띠며(둘 다 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함), 이는 더 많은 가구 지출을 수반하기 때문이다. 이는 Currie와 Stabile(2003)의 연구 결과와 일치한다. 따라서 가구의 경제적 자원은 아동을 급성 건강 문제로부터 보호하는 것으로 보인다

2. 경제적 자원과 아동 건강 간의 관계에 대한 설명

이러한 소득의 보호 효과는 경제적 자원이 더 풍부한 가정에 거주하는 아동들이 더 나은 영양 상태, 더 나은 가정 위생 환경, 그리고/또는 더 많은 의료 서비스를 이용하기 때문일 수 있다. Case(2001)는 더 나은 영양 상태와 위생 환경이 소득이 성인 건강에 영향을 미치는 중요한 매개체라는 주장에 대한 근거를 제시한다. Barker(1997)는 태아기 영양 공급 부족이 훗날 여러 질병의 원인이 될 수 있음을 강조한다. Currie와 Gruber(1996)는 저소득층 아동을 대상으로 한 메디케이드(미국의 저소득 여성 및 아동을 위한 공공 의료보험) 확대가 의료 서비스 이용을 증가시키고 아동 사망률의 현저한 감소와 관련이 있음을 보여준다.

표 4의 첫 번째 열에는 등가 소비 지출로 측정된 경제 자원이 영양에 미치는 영향을 정량화한 계량경제학적 추정치가 제시되어 있다. “지난주에 아이가 나열된 식품을 먹었습니까?”라는 질문에 대한 ‘아니오’라는 답변은 ‘1’로 코딩된 후, 모든 식품 항목(고구마, 달걀, 생선, 육류/가금류, 우유, 채소, 바나나, 파파야, 당근, 망고 등)에 대해 합산되었다. OLS 결과에 따르면, 등가 지출의 로그값은 지난주 섭취하지 못한 식품 항목의 수를 0.74 감소시키는 것으로 나타났으며, 이는 평균값 4.42에 비해 16.7% 감소한 수치이다.[14]

경제적 자원이 아동 건강에 영향을 미칠 수 있는 또 다른 경로는 가정 위생 시설입니다. 우리는 가정 위생 시설에 관한 방대한 IFLS3 데이터를 활용합니다. 이전 연구들에서는 가정 위생 시설 관련 변수가 확보되지 않았을 때, 가정 소득 변수를 사용하여 가정 위생 시설이 건강에 미치는 영향을 파악했습니다. 표 4의 두 번째와 세 번째 열은 등가 소비 지출이 두 배로 증가할 경우, 생수나 수돗물을 마시는 가구에 거주할 확률이 6.5%포인트, 정화조를 갖춘 자체 화장실을 사용하는 가구에 거주할 확률이 19.9%포인트 증가함을 보여주며, 이는 기준 확률 대비 각각 26%와 42.1%의 증가율에 해당한다. 표 4의 네 번째와 다섯 번째 열은 등가 소비 지출이 두 배로 증가할 경우, 배수로를 사용하는 가구에 거주할 확률이 7.2%포인트, 그리고

14지난 일주일 동안 약 18%의 아동이 4가지 식품을 섭취하지 못했으며, 16.5%와 16%는 각각 3가지와 5가지 식품을 섭취하지 못했다.

<표 4> 경제적 자원, 영양, 가정 위생 및 의료 서비스 이용 현황

	OLS	프로빗				
	먹지 못한 식품 수	식수	전용 화장실	하수도	쓰레기 처리	부패하기 쉬운 식품은 냉장고에
Ln(등가화 지출)	-0.74 (14.59)**	0.065 (5.50)**	0.199 (11.39)**	0.072 (4.64)**	0.059 (6.99)**	0.086 (14.58)**
어머니의 학력						
중학교	-0.28 (3.65)**	0.032 (1.48)	0.166 (6.29)**	0.065 (2.32)*	0.095 (5.45)**	0.059 (4.22)**
고등학교 졸업 이상	-0.374 (5.11)**	0.086 (3.71)**	0.307 (12.19)**	0.119 (4.84)**	0.125 (7.26)**	0.138 (10.66)**
상수	12.845 (39.26)**					
관측값 수	10,108	10,108	10,108	10,108	10,108	10,108

	프로빗		
	외래 (4주)	입원 (1년)	건강보험
Ln(등가화) 지출)	0.038 (4.78)**	0.004 (4.44)**	0.019 (3.65)**
어머니의 교육 수준			
중학교	0.025 (1.98)*	0.001 (0.45)	0.009 (0.88)
고등학교 졸업 이상	0.035 (2.56)*	0.004 (2.16)*	0.001 (0.11)
상수			
관측값 수	10,107	10,049	10,108

주: 식품 항목에는 고구마, 달걀, 생선, 육류/가금류, 우유, 채소, 바나나, 파파야, 당근, 망고가 포함됩니다. 회귀 분석에 포함된 기타 변수로는 연령, 성별, 도시 거주 여부, 가정에 부모가 모두 거주하는지 여부, 어머니의 교육 수준 미기재 여부, 조사 응답자와 아동 간의 관계에 대한 가상 변수, 그리고 자카르타를 생략 범주로 한 13개 주에 대한 가상 변수가 있습니다. 추정치는 개별 표본 가중치를 사용하여 가중 처리되었습니다. 지역별 관측치의 클러스터링을 고려하여, 로버스트 t-통계량(OLS)과 z-통계량(프로빗)의 절대값을 보고합니다. 한계 효과는 프로빗 계수에 모든 설명 변수의 평균값에서 산출된 표준 정규 확률 밀도 함수의 값을 곱하여 계산합니다. * 5% 유의수준; ** 1% 유의수준.

출처: 2000년 인도네시아 가정생활조사 제3차 조사.

쓰레기통에 쓰레기를 버리는 가구에서 5.9%포인트 증가하며, 이는 기준 확률 대비 각각 13.1%와 25.9% 증가한 수치이다. 마지막 열은 등가 소비 지출이 두 배로 증가하면 냉장고에 부패하기 쉬운 식품을 보관하는 가구에 거주할 확률이 8.6%포인트 증가함을 보여주며, 이는 기준 확률에 비해 62.3%라는 상당한 증가폭입니다.

표 4의 하단 부분은 등가 소비 지출로 측정된 경제적 자원이 의료 서비스 이용에 미치는 영향을 분석한다. "지난 4주 동안 아동이 병원, 보건소, 진료소 또는 개인 병원을 방문했거나, 보건 종사자가 아동을 방문했는가?"라는 질문과 "지난 12개월 동안 아동이 입원 치료를 받았는가?"라는 두 가지 질문에 대한 답변은 - 에 대한 답변을 바탕으로, 각각 지난 4주 동안 의사를 방문했을 확률과 지난 1년 동안 입원 치료를 받았을 확률을 측정한다. 만약 그렇다면, 등가화 지출이 두 배로 증가할 경우 전자는 3.8%포인트, 후자는 0.4%포인트 증가하며, 이는 기준 확률인 18%와 1.3%에 비해 각각 21.1%와 30.8% 증가한 수치입니다.

이러한 의료 이용 지표들이 질병 유병률의 영향을 받는 한, 의료 접근성 측정 지표로 활용될 경우 질병 유병률로 인한 잠재적인 혼동 요인의 문제에 취약할 수밖에 없다(Currie and Gruber 1996).[15] 따라서 이 문제를 극복하기 위해, 본 논문은 질병 유병률의 영향을 덜 받을 것으로 예상되는 또 다른 의료 접근성 측정 지표를 사용한다. 바로 건강 기금(*다나 세하* 프로그램)이다. 무보험자는 보험 가입자보다 의료 서비스를 덜 받는 것으로 알려져 있으며, 인도네시아에서 건강 기금은 지역사회가 관리하는 독특한 건강 보험 제도이다. 표 4 하단 패널의 마지막 열은 등가 소비 지출이 두 배로 증가할 경우 건강 기금 가입률이 1.9%포인트 상승함을 보여주며, 이는 기준 확률 대비 25.7%라는 상당한 증가폭이다. 따라서 등가 소비 지출로 측정된 경제적 자원은 아동의 영양, 가정 위생, 의료 서비스 이용에 상당한 긍정적 영향을 미친다.

표 5는 경제 자원의 보호적 역할 중 어느 정도가 영양, 가정 위생, 의료 서비스 이용으로 설명될 수 있는지, 그리고 이들 중 어느 요소가 가장 중요한 역할을 하는지 직접적으로 살펴본다. 표 5의 첫 번째 열은 표 2에 제시된 결과이다. 표 5의 두 번째 열에서, 지난 주에 섭취하지 못한 식품 항목 수를 추가로 통제했을 때, 등가화 지출의 로그에 대한 계수는 0.136에서 0.134로 소폭 감소한다. 지난 주에 섭취하지 못한 식품 항목 수에 대한 계수는 음수이지만, 통계적으로 유의미하지는 않다. 표 5의 세 번째 열은 건강 기금 프로그램 변수를 추가로 통제했을 때 등가화 지출의 로그 값에 대한 계수가 0.136에서 0.133으로 감소한 것을 보여준다. 주목할 점은

15가계 지출에서 의료비를 차감하고, 이를 바탕으로 산출된 등가 지출을 사용하여 앞서 언급한 의료 이용과 질병 유병률 간의 혼동 요인을 조정할 경우, 표에는 제시되어 있지 않지만 의료 이용에 미치는 영향은 다소 작아지기는 했으나 여전히 양의(통계적으로 유의한) 값을 보인다(각 계수는 0.036과 0.0036이다). 이는 부분적으로 의료비가 평균적으로 가구 지출의 2% 미만에 불과할 정도로 매우 적기 때문일 수 있다.

<표 5> 일부 메커니즘을 고려한 경제적 자원과 아동 건강: 순서형 프로빗 분석

	간호사가 평가한 건강 상태					
Ln(등가화 지출)	0.136 (4.09)**	0.134 (4.30)**	0.133 (4.02)**	0.1 (2.87)**	0.096 (2.88)**	0.096 (2.87)**
어머니의 학력						
중학교	0.25 (4.87)**	0.25 (4.87)**	0.249 (4.87)**	0.221 (4.52)**	0.219 (4.49)**	0.219 (4.49)**
고등학교 졸업 이상	0.275 (4.57)**	0.274 (4.52)**	0.275 (4.58)**	0.206 (3.72)**	0.206 (3.66)**	0.206 (3.67)**
누락된 식품 항목 수		-0.003 (0.30)			-0.002 (0.16)	-0.002 (0.15)
건강 기금			0.141 (2.31)*		0.14 (2.27)*	0.137 (2.23)*
가정 위생						
식수				-0.029 (0.40)	-0.029 (0.41)	-0.029 (0.40)
전용 화장실				0.061 (1.18)	0.062 (1.20)	0.063 (1.22)
하수				-0.119 (2.34)*	-0.118 (2.32)*	-0.119 (2.33)*
쓰레기 처리				0.302 (3.39)**	0.302 (3.39)**	0.303 (3.40)**
부패하기 쉬운 식품은 냉장고에 보관				0.117 (1.41)	0.118 (1.42)	0.118 (1.43)
가족의 사망						0.07 (0.96)
관측값 수	10,108	10,108	10,108	10,108	10,108	10,108

주: 식품 항목에는 고구마, 달걀, 생선, 육류/가금류, 우유, 채소, 바나나, 파파야, 당근, 망고가 포함됩니다. "가족 사망"은 지난 5년 동안 세대주나 다른 가족 구성원이 사망한 경우 1로 처리됩니다. 회귀 분석에 포함된 기타 변수로는 연령, 성별, 도시 거주 여부, 아동이 두 부모와 함께 거주하는지 여부, 모친의 교육 수준 미기재 여부, 조사 응답자와 아동 간의 관계에 대한 가상 변수 및 자카르타를 생략 범주로 한 13개 주 가상 변수가 있습니다. 추정치는 개별 표본 가중치를 사용하여 가중치를 부여했다. 지역 사회 단위로 관측값이 클러스터링된 점을 고려하여, 견고한 z-통계량의 절대값을 보고한다. * 5% 유의수준; ** 1% 유의수준.

출처: 2000년 인도네시아 가족생활조사 제3차 조사.

건강보험 가입의 보호 효과는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하다.[16]

16 질병 발생률이 건강보험에 대한 수요를 증가시키는 정도만큼, 그 계수는 하향 편향을 보인다. 건강보험 가입이 미치는 긍정적이고 유의미한 영향은 Currie의 연구 결과와 일치한다.

마찬가지로, 가구 위생 관련 변수들을 통제하면 등가 지출의 로그 값에 대한 계수가 0.136에서 0.1로 감소한다. 이 변수들은 전체적으로 1% 미만의 수준에서 통계적으로 유의미하다.[17] 마지막으로, 아동 영양, 가구 위생 및 의료 이용에 관한 모든 변수를 통제했을 때, 표 5의 다섯 번째 열에서 등가 지출의 로그에 대한 계수는 0.136에서 0.096으로 감소한다. 따라서 영양과 의료 서비스 이용 모두 경제적 자원의 보호적 역할을 설명하는 데 도움이 되지만, 그 대부분을 설명하는 것은 가정 위생이다.

그럼에도 불구하고, 위의 모든 변수를 통제했을 때 등가화 지출의 로그 값에 대한 계수가 여전히 양의 값을 띠며 통계적으로 유의미하다는 점은, 아직 측정되지 않은 다른 요인들이 남아 있음을 시사한다.[18] 표 5의 마지막 열은 또 다른 잠재적 매개 변수인 가족의 건강 상태를 살펴본다. 자녀의 건강은 공동 생활 환경 요인과/또는 부모와 자녀 간의 유전적 연관성으로 인해 가족의 건강에 영향을 받을 수 있다(Case et al. 2002). 우리는 지난 5년 동안 세대주나 다른 가족 구성원의 사망 여부에 대한 IFLS3 설문 응답을 활용한다. 가족 사망 변수는 지난 5년 동안 세대주나 가족 구성원이 사망한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0으로 설정된다.[19] 그러나 가족 사망 변수의 계수는 양의 부호를 보이지만 통계적으로 유의하지 않다. 또한, 이 변수를 모델에 포함시켜도 관심 대상인 다른 계수들에 미치는 영향은 없다.

IV. 결론

Case 등(2002)은 미국 데이터를 바탕으로 소득과 성인 건강 간의 관계가 아동기에 그 기원을 둔다는 점을 보여주었다. Currie와 Stabile(2003)은 캐나다 데이터를 통해 사회경제적 지위가 낮은 아동의 건강이 나이가 들수록 악화되는 이유는 이들이 더 많은 건강상의 충격에 노출되기 때문임을 보여주었다. 우리는 인도네시아 가족생활조사(Indonesian Family Life Survey) 데이터를 활용하여, 등가 소비로 측정된 경제적 자원이 인도네시아 아동의 건강에 통계적으로 유의미한 긍정적 영향을 미치며, 아동을 급성 건강 문제로부터 보호한다는 사실을 보여주었다.

Case 등(1996)은 소득과 아동 건강 간의 관계에 기초가 되는 메커니즘을 규명하기 위해 보험, 출생 시 건강 상태, 부모와 자녀 간의 유전적 연관성, 그리고 여러 건강 관련 행동 양상을 조사했다. Currie와 Stabile

---

와 그루버(1996)의 연구와는 일치하지만, 뉴하우스(1993)의 연구와는 일치하지 않는다.

17하수도 변수의 계수가 예상치 못한(통계적으로 유의한) 음의 부호를 보인다는 점에 유의해야 한다. 이는 가구 위생 변수들 간의 타당한 상관관계 때문일 수 있는데, 흐르는 배수로가 있는 가구에 거주하는 것이 아동 건강에 부정적인 영향을 미칠 가능성은 낮아 보이기 때문이다. 다른 모든 가구 위생 변수를 제외하고 하수도 변수만을 추정식에 포함시켰을 때, 그 계수는 여전히 음의 부호를 유지하지만 통계적으로 유의하지 않게 된다.

18모든 추정치에 주별 가상변수가 포함되어 있음을 유의해야 한다. Mellor와 Milyo(2002)는 이러한 가상변수가 의료 서비스 이용의 지역적 차이, 의료 제공자의 진료 패턴, 환경적 및 행동적 위험 요인, 또는 식습관과 운동에 관한 사회적 규범을 통제한다고 주장한다.

19약 6.5%의 아동은 지난 5년 동안 세대주가 사망한 가구에 거주하고 있다.

저자들은 저소득 가정의 아동에게 건강상 문제가 더 많이 발생하는 원인을 이해하는 것이 중요하다고 주장했다. 이를 위해 우리는 아동의 영양 상태, 가정 위생, 의료 서비스 이용 현황, 그리고 가족의 건강 상태를 조사했다. 그 결과, 경제적 자원이 이러한 잠재적 매개 변수들에 상당하고 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 특히 가정 위생 상태가 아동 건강에 있어 경제적 자원이 수행하는 보호적 역할을 부분적으로 설명해 주는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구 결과는 저소득 가정의 아동을 위한 보건 정책이 의료 서비스 접근성 향상뿐만 아니라 가정 위생 개선에도 중점을 두어야 함을 시사한다. 그럼에도 불구하고, 앞서 언급한 모든 요인을 통제하더라도 경제적 자원이 아동 건강에 미치는 긍정적이고 통계적으로 유의미한(비록 그 크기는 작지만) 영향이 여전히 존재하므로, 소득과 아동 건강 간의 관계에 기초가 되는 다른 미검증 요인들을 조사하는 것은 여전히 중요하다.

참고문헌

Adams, Peter, Michael D. Hurd, Daniel McFadden, Angela Merrill, 및 Tiago Robeiro, "건강하고, 부유하며, 현명할까? 건강과 사회경제적 지위 간의 직접적인 인과 경로에 대한 검정," *Journal of Econometrics* 112, 2003년 1월, pp.3~56.

베이커, 마이클, 마크 스타빌, 캐서린 데리, "자기 보고형 및 객관적 건강 지표는 무엇을 측정하는가?", NBER 워킹 페이퍼 제8419호, 미국경제연구국(NBER), 2001.

Barker, David J. P., "산모 영양, 태아 영양, 그리고 노년기의 질병," *Nutrition* 13, 1997년 9월, pp.807~813.

케이스, 앤, "돈이 건강 상태를 보호하는가? 남아프리카 공화국 연금 데이터를 통한 증거," NBER 워킹 페이퍼 제8495호, 미국경제연구국, 2001.

Case, Anne, Darren Lutotsky, Christina Paxson, "아동기의 경제적 지위와 건강: 격차의 기원," 《*American Economic Review*》 92호, 2002년 12월, pp.1308~1334.

케이스, 앤, 안젤라 퍼티그, 크리스티나 팍슨, "요람에서 무덤까지? 아동기 건강과 환경의 지속적인 영향," NBER 워킹 페이퍼 제9788호, 미국경제연구국, 2003.

커리, 자넷, "선진국의 아동 건강," 앤서니 J. 컬리어와 조셉 P. 뉴하우스(편), 『*보건경제학 핸드북*』, 암스테르담: 엘스비어 사이언스 퍼블리싱, 2000, pp.1053~1090.

커리, 자넷 및 조나단 그루버, "건강보험 가입 자격, 의료 서비스 이용 및 아동 건강," 『*Quarterly Journal of Economics*』 111호, 1996년 5월, pp.431~466.

Currie, Janet 및 Enrico Moretti, "어머니의 교육 수준과 인적 자본의 세대 간 전이: 대학 입학 현황을 통한 실증 분석," *Quarterly Journal of Economics* 118, 2003년 12월, pp.1495~1532.

커리, 자넷 및 마크 스타빌, "사회경제적 지위와 아동 건강: 왜 나이가 많은 아동에게서 그 관계가 더 강한가?", 『*미국경제학저널*』 93, 2003년 12월, pp.1813~1823.

디튼, 앵거스, "건강, 불평등, 그리고 경제 발전," NBER 워킹 페이퍼 제8318, 미국경제연구국(NBER), 2001.

Ettner, Susan L., "소득과 건강의 관계에 대한 새로운 증거," *Journal of Health Economics* 15, 1996년 2월, pp.67~85.

프랑켄버그, 엘리자베스, 던컨 토마스, 캐슬린 비글, "인도네시아 경제 위기의 실질적 비용: 인도네시아 가정생활 조사(IFLS)의 예비 연구 결과," RAND 노동 및 인구 프로그램 워킹 페이퍼 시리즈 99-04, DRU-2064-NIA/NICHD, RAND, 1999.

거틀러, 폴, 제니퍼 제이틀린, "아동 교육 및 영양에 대한 투자가 성인 건강을 개선하는가? 인도네시아의 사례," 테-웨이 후, 치-루이 시에(편), 『*아시아-태평양 국가들의 의료 경제학*』, 영국 첼튼햄, 매사추세츠주 노샘프턴: 에드워드 엘가, 2002, 111~140쪽.

Meer, Jonathan, Douglas L. Miller, 및 Harvey S. Rosen, "건강과 부의 상관관계 탐구," 『*보건경제학 저널*』 22호, 2003년 9월, pp.713~730.

Mellor, Jennifer M. 및 Jeffrey Milyo, "미국의 소득 불평등과 건강 상태," 『*Journal of Human Resources*』 37호, 2002년 여름호, 510~539쪽.

뉴하우스, 조셉 P., 『*모두를 위한 무료 의료? RAND 건강보험 실험에서 얻은 교훈*』, RAND, 산타모니카, 1993.

프리쳇, 란트와 로렌스 H. 서머, "부유할수록 더 건강하다," 『*인적자원저널*』 31, 1996년 가을, pp.841~868.

Smith, James P., "사회경제적 지위와 건강," *American Economic Review* 88, 1998년 5월, pp.192~196.

Smith, James P., "건강한 몸과 두툼한 지갑: 건강과 경제적 지위의 이중적 관계," 『*Journal of Economic Perspectives*』 13호, 1999년 봄, pp.145~166.

스미스, 제임스 P., "사회경제적 지위와 건강의 연관성 규명," 린다 J. 웨이트(편), 『*노화, 건강, 공공정책: 인구통계학적 및 경제적 관점*』, 『*인구 및 개발 리뷰*』 부록, 인구협의회, 뉴욕, 2004.

Strauss, John, Kathleen Beegle, Agus Dwiyanto, Yulia Herawati, Daan Pattinasarany, Elan Satriawan, Bondan Sikoki, Sukamdi, and Firman Witoelar, 『*인도네시아 생활 수준 – 금융 위기 전후*』, RAND Corporation 및 동남아시아 연구소(ISEAS), 2004a.

Strauss, John, Kathleen Beegle, Bondan Sikoki, Agus Dwiyanto, Yulia Herawati, 및 Firman Witoelar, "*인도네시아 가족 생활 조사(IFLS3) 제3차 조사: 개요 및 현장 보고서*," WR-144/1-NIA/NICHD, RAND, 2004b.

Strauss, John 및 Duncan Thomas, "건강, 영양 및 경제 발전," *Journal of Economic Literature* 36, 1998년 6월, pp.766~817.

Wooldridge, J. M., "단면 및 패널 데이터의 계량경제학적 분석," 매사추세츠주 케임브리지: MIT Press, 2002.

한국개발연구

제32권 제1호(통권 제106호)

한국 지역 개발 정책의 목표와 전략 재고

김광호

김광호

(한양대학교 경제금융학과 조교수)

우리나라 지역개발정책에 대한 재고찰

김 광 호

(한양대학교 경제금융학부 조교수)

***** 본 논문의 초안은 "한국 지역개발 정책의 목표와 전략 재정의"라는 제목으로 2008년 KDI 국제 컨퍼런스에서 발표된 바 있다

**** 김광호: (이메일)kwanghokim@hanyang.ac.kr , (주소) (우)133-791 서울특별시 성동구 행당동 17, 한양대학교**

- **핵심어:** 지역개발정책, 지역균형발전, 지역 간 격차
- **JEL 코드:** R11, R12, R58
- **접수일:** 2009. 4. 9 • **심사 시작일:** 2009. 4. 10
- **심사 보고서 완료:** 2009. 10. 15

초록

본 논문은 한국의 지역 발전 정책의 목표와 전략에 관한 몇 가지 정책 제언을 제시하는 것을 목적으로 한다. 먼저 과거의 지역 정책을 검토하고 한국의 지역 간 격차를 분석한다. OECD 데이터를 분석한 결과, 인구와 소득은 매우 집중되어 있으나, 소득 및 기타 생활 수준의 불평등은 정부의 강력한 개입이 필요할 정도로 심각한 문제는 아닌 것으로 나타났다. 또한, 최근 신경제지리학의 발전 동향을 고려할 때, 한국의 지역 발전 정책을 형성해 온 '수도권 대 비수도권'이라는 틀을 재고해야 할 필요가 있다. 본 논문의 핵심 메시지는 중앙 정부가 지역 간 형평성을 높이기 위해 집적 현상을 분산시키는 것은 바람직하지 않으며, 지역 발전은 지방 정부가 책임져야 한다는 점이다. 따라서 지방 정부의 자율성과 책임성을 강화하는 것이 필수적이다.

본 연구는 지금까지 우리나라의 지역 간 격차가 크다고 보기 어렵다는 관점에서 개발 정책을 평가하며, 현황 파악과 이론적 고찰을 제시한다. 따라서 향후 지역 정책은 인위적인 경제 활동 재배치를 통해 지역 간 균형을 추구하기보다는, 각 지역의 자생적 성장 능력을 키우는 데 주력해야 한다. 우리나라의 지역 정책은 지역 간 균형을 추구하는 측면이 강했으나, 앞으로는 각 지역의 자생적 성장 능력 배양에 주력할 필요가 있다. 이를 위해 지역 개발에 대해 현재 중앙정부가 가지고 있는 각종 권한을 지방으로 이양하여 지방의 자율성을 강화하는 한편, 지역의 성장은 궁극적으로 공정성을 저해할 가능성이 있다. 또한 지방정부가 책임을 지도록 책임성을 부과하고, 우리나라의 지역 간 격차를 파악하여 할 필요가 있으며, 중앙정부는 지역 발전을 위한 정보와 인력을 제공하는 등 건설적인 조력자로서의 역할을 담당해야 한다. OECD 주요국들과 비교한 결과, 우리나라의 인구 및 소득 집중도가 높은 것은 사실이나 지역 간 소득 수준이나 기타 생활 여건

I. 서론

1970년대 한국이 전례 없는 경제 성장을 가속화하기 시작한 이래, 지역 개발 정책은 다양한 형태와 명칭으로 추진되어 왔다. 이러한 정책들은 당시의 발전 단계, 사회경제적 환경, 그리고 정부가 설정한 우선순위를 반영한 것이었다. 한편으로는 지역 정책이 이러한 사회적, 경제적, 정치적 요인을 반영하는 것이 지극히 자연스럽고 어느 정도 바람직하기도 하다. 그러나 다른 한편으로는 한국의 지역 개발 정책이 다소 즉흥적이었다는 사실을 부정하기 어렵다. 확립된 목표와 일관된 전략 없이 임의적으로 수립되고 변경되어 왔기 때문이다.

무엇보다 지역 정책의 목표 자체가 모호했다. 수도권으로 집중된 인구와 경제 활동을 분산시키는 것이 목표여야 하는가? 아니면 지역 간 격차를 줄이는 것이 목표여야 하는가? 지역 정책의 목표가 있다면, 그 근거는 무엇인가? 이러한 근본적인 질문들에 대해 진지하게 제기되고 답이 나온 적은 없다. 또한 그러한 목표를 어떻게 달성할지에 대한 논의도 거의 이루어지지 않았다. 따라서 지역 정책의 의미와 목표를 확립하고 최적의 전략을 모색하는 것이 매우 중요하다. 특히 한국이 경기 침체와 소득 분배 악화를 동시에 겪고 있는 지금과 같은 시점에서는 더욱 그러하다.

한국 지역 정책의 한 가지 특징은 사실상 '균형 잡힌 지역 발전 정책'을 의미한다는 점이다. 즉, 한국의 지역 발전 정책은 대개 지역 간 불평등을 줄이는 것을 목표로 하는 정책을 가리킨다. 이는 많은 혼란과 비효율을 초래하고 정책의 실효성을 저해하는 것으로 보인다. 특히 '수도권 대 비수도권'이라는 틀이 지역 정책에 대한 대중의 인식을 잘 반영하고 있는 듯하다. 이러한 관점에서 제기되는 전형적인 주장은 다음과 같다. 대부분의 물적·인적 자원, 공공기관, 명문 대학 및 대기업이 수도권(SNCA)[1]에 집중되어 있어 비수도권 지역이 빈곤해지고 있다. 게다가 수도권 주민들은 교통 체증으로 고통받고 있다. 따라서 정부는 수도권의 추가 확장을 억제하고, 대신 다양한 시설을 비수도권으로 이전해야 한다. 이 주장은 매우 설득력 있게 보일 수 있지만, 면밀한 검토를 거치면 설득력을 잃는다. 자세한 논의는 후술하겠지만, 간략한 반론은 다음과 같다. 최근 경제학의 발전에 따르면, 집적 현상은 경제가 발전함에 따라 자연스럽게 발생하며, 그 자체로 해결해야 할 문제가 아니다. 집적 현상이 부정적인 외부효과를 초래하거나 지역 격차가 매우 심각한 경우에만 정부가 개입해야 한다. 또한 관련 데이터를 분석해 보면, 한국의 현재 지역 간 격차는 지역 간 균등화를 요구할 만큼 심각하지 않은 것으로 보인다. 따라서 지역 형평성에 초점을 맞춘 현행 정책은 재고되어야 한다.

덧붙여, 지역 개발 정책이 지역 간 형평성을 추구할 때 종종 간과되는 점은, 균형 잡힌 발전이 일반적으로 성장이나 국가 경쟁력과 양립하기 어렵다는 사실이다. 공간 연구 분야의 발전은

1여기에는 서울, 인천, 경기도가 포함된다.

신경제지리학과 같은 경제 활동의 구조 및 최근 여러 국가의 경험을 종합해 볼 때, 핵심 지역의 자원을 주변 지역으로 재배치함으로써 균형 잡힌 지역 발전을 도모하는 것은 경제 성장과 양립할 수 없는 정책 목표임을 시사한다. 이러한 점을 이해하지 못한 채 균형 잡힌 지역 발전을 추구할 경우, 의도하지 않은 정책 결과가 초래될 수 있다.

게다가 균형 발전 정책의 목표가 지역 간 소득 분배를 개선하는 것이라면, 이는 비효율적인 수단일 뿐만 아니라 오히려 소득 분배를 악화시킬 수도 있다. 지역 간 이전 논의에서 한 지역은 대개 하나의 단위로 취급된다. 그러나 실제로 지역은 이질적인 수많은 개인과 가구로 이루어져 있으며, 가난한 사람이 부유한 지역에 살 수도 있고 그 반대의 경우도 있을 수 있다. 따라서 부유한 지역에서 빈곤한 지역으로 소득을 이전하는 것은, 부유한 지역의 빈곤층이 빈곤한 지역의 부유층을 보조하게 되는 결과를 초래할 수 있다. 소득 분배 개선이 정책 목표라면, 소득 이전의 올바른 대상은 지역이 아니라 개인이나 가구여야 한다. 균형 잡힌 지역 발전 정책은 소득 분배 문제를 해결하는 데 적합한 도구가 아니다.

이러한 관점에서 볼 때, 한국의 지역 발전 정책의 목표와 전략은 재정의되어야 한다. 구체적으로, 지역 정책은 각 지방 정부가 자체 성장에 대한 책임을 지도록 하여 자율적인 지역 성장을 유도할 수 있도록 설계되어야 한다. 즉, 지방 정부에는 자율성과 책임성이 모두 부여되어야 한다. 중앙 정부의 역할은 지역 프로젝트에 대한 감독과 조정에 국한되어야 한다.

본 논문의 나머지 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 한국의 지역 개발 정책을 간략히 개관한다. 제3장에서는 지역 격차의 현황을 검토한다. 제4장에서는 새로운 경제 지리학을 소개하고 한국 지역 정책에 대한 시사점을 도출한다. 제5장에서는 과거 정책을 평가하고 새로운 정책 목표와 전략을 제안한다. 제6장에서는 결론을 맺는다.

II. 한국 지역 개발 정책의 개요

이 절에서는 한국의 경제 발전 단계를 세 시기로 구분하고,[2] 산업 입지 정책, SNCA 규제, 낙후 지역 지원 정책에 중점을 두어 각 시기의 지역 정책을 간략히 개관한다. 이러한 정책들을 평가하고 향후 정책에 대한 시사점을 도출하는 작업은 현재의 지역 격차를 검토하고 관련 연구를 개관한 후 제5절에서 진행될 것이다.

2이는 최 등(2007)의 연구를 바탕으로 한 것으로, 이들은 경제 성장, 산업 단계, 지역 간 인구 이동, 지역 소득 격차 등을 기준으로 경제 발전 단계를 i) 1970~1980년대, ii) 1990년대~외환위기, iii) 위기 이후 시기로 구분하였다. 발전의 다른 측면에 초점을 맞춘 다른 견해가 존재할 수 있다.

1. 1970~1980년대: 산업화, 성장 및 인구 집중

이 시기에는 전례 없는 경제 성장과 서울로의 대규모 인구 유입이 관찰되었다. 오일 쇼크와 정치적 혼란으로 인한 위기에도 불구하고, 한국은 이 기간 동안 산업화와 수출을 통해 엄청난 경제 성장을 이루어냈다.[3]

이 시기 지역 정책의 특징은 독자적인 역할을 수행하기보다는 경제 성장을 위한 보조 수단으로 활용되었다는 점이다. 가장 우선순위가 높았던 정책은 산업 입지 정책이었으며, 정부는 효율성 기준에 따라 산업 입지를 결정했다. 1960년대 한국 경제는 주로 경공업 중심이었으나, 1970년대에 들어 개발도상국들이 추격하기 시작하면서 한국은 경공업 분야에서 비교우위를 잃기 시작했다. 이러한 어려움을 극복하고 산업 구조를 발전시키기 위해 한국 정부는 철강, 자동차, 전자, 조선, 석유화학 산업과 같은 중공업 육성에 주력했다. 이러한 산업들은 주로 창원, 구미, 포항, 울산 등 한반도 남동부인 경상도에 위치했다. 이는 주로 이 지역들이 태평양으로의 접근성이 좋았기 때문이었으나, 정치적 요인도 작용한 것은 사실이다.

동시에, 제조업이 수도권 외 지역으로 진출하도록 유도하기 위한 노력도 기울여졌다. 수도권 외곽 지역(SNCA)의 혼잡을 완화하기 위해 수도권에서 이전하는 기업들에게 혜택과 인센티브가 제공되었다.

1980년대에는 지역 간 격차를 고려한 정책 방향이 강화되었다. 일부 핵심 거점에 산업이 전략적으로 집중됨으로써 지역 간 격차와 여러 다른 문제가 발생한다는 인식 하에, 정부는 중소 규모의 산업 단지를 전국 각지로 분산시키려 했다. 이는 지역 성장 촉진, 인구 집중 완화, 중소기업 육성 등 다양한 목적을 달성하기 위한 것이었다. 또한 제조업 및 서비스 산업을 농촌 및 낙후 지역에 유치하여 해당 지역의 소득 기반을 마련하기 위한 조치들이 취해지고 관련 법률이 제정되었다.

한편, 1960년대에 시작된 서울로의 인구 유입이 1970년대에 가속화되면서, 서울·수도권(SNCA)의 인구 집중과 혼잡이 중요한 사회 문제로 인식되기 시작했다. 정부는 인구 집중을 억제하고 산업을 분산시키기 위해 다양한 법과 규정을 제정했다.

이와 같은 맥락에서, 낙후된 빈곤 지역 문제를 해결하기 위한 심도 있는 검토가 이루어졌다. 1982년 '국가종합개발계획'은 균형 잡힌 지역 발전을 정책 목표 중 하나로 명시적으로 선언하였으며, 크게 뒤처진 농촌 및 오지 지역과 작은 섬 같은 특별 지역을 지원하기 위한 다양한 사업이 시행되었다.

3명목 1인당 GDP는 1970년 254달러에서 1989년 5,418달러로 급증했다.

2. 1990년 ~ 1997년 경제 위기: 개방 경제, 탈공업화, 그리고 지역 격차

세계적인 세계화와 개방형 시장 경제의 흐름 속에서, 한국은 특혜 관세를 폐지하고 다수의 품목에 대한 수입 관세를 인하함으로써 시장을 대폭 개방하기 시작했다. 경쟁력을 강화해야 할 필요성에 따라 정부는 민간 부문의 독립성과 자율성을 강화했다. 1980년대 후반의 유가 하락, 저금리, 달러 약세와 같은 유리한 경제 여건은 이러한 추세를 가속화했다. 이 시기 경제 호황과 임금 상승으로 내수 시장이 크게 확대되었으며, 통신, 금융, 서비스 산업의 비중이 증가함에 따라 탈공업화가 시작되었다. 이 시기 지역 간 격차는 점차 확대되었는데, 이는 교통 및 통신의 발전과 지식 기반 경제 활동의 확장에 기인한다. 그러나 동시에 SNCA로의 인구 집중 속도는 둔화되었으며, SNCA의 인구 비중은 1989년 42.1%에서 1997년 45.7%로 증가하는 데 그쳤다. 이는 주로 SNCA로 이주하는 인구가 감소했기 때문이다.

이 시기의 산업 입지 정책에 있어서는, 낙후된 지역의 산업 기반 확충에 더욱 중점을 두었다. 급속한 경제 성장의 결과로 수도권과 비수도권 간의 격차, 그리고 도시와 농촌 간의 격차가 심화되어 중요한 사회 문제로 대두됨에 따라, 1992년 제3차 국가종합개발계획은 균형 잡힌 지역 발전을 위한 기반 구축을 강조하였다. 이 계획은 구체적으로 비수도권 지역의 발전을 촉진하고, 수도권 확장을 통제하며, 낙후된 지역에 새로운 산업 단지를 조성하는 것을 추진했다.

이 시기의 수도권 규제는 수도권 과밀화를 완화하기 위한 노력을 지속했으며, 이를 위해 기업 입지나 경제 활동을 규제하고, 지역별 기업 수 상한선을 설정하며, 혼잡세를 부과하고, 차등적인 세금·부담금 및 보조금 제도를 도입하는 등 다양한 조치가 취해졌다.

또한 낙후된 지역의 생활 수준을 향상시키기 위한 노력도 기울여졌다. 빈곤한 연안 및 도서 지역과 내륙 오지 개발을 위해 다양한 계획과 법률이 추진되고 제정되었다. 수도권 외 지역의 중소기업을 지원하기 위한 새로운 법률도 제정되었다. 이러한 모든 정책은 낙후된 지역의 생활 수준을 향상시키고 사회기반시설(SOC)을 공급하는 데 목적을 두었다.

3. 위기 이후의 시기: 지식 기반 경제와 적극적인 지역 정책

1997년 경제 위기는 사회 전반에 깊은 상처를 남겼으며, 그 후 한국 경제는 다양한 측면에서 철저한 구조조정을 겪었다. 놀라운 성장률은 상당히 둔화되었고, 국가 경제에서 지식 기반 산업의 비중은 크게 증가했다. 지식 기반 산업의 분포는 심각한 지역 격차를 보이며, 해당 산업 종사자의 약 60%가 수도권(SNCA)에 집중되어 있다.

지식 기반 산업화 과정에서 혁신 역량에 필수적인 연구개발(R&D) 투자도 크게 증가했다. R&D 투자의 분포 역시 지역 간 격차를 보이고 있다.

1990년대에 둔화되었던 SNCA로의 이주자 수는 1999년부터 다시 증가하기 시작했으나, 2003년에 이 추세가 반전되면서 그 이후로 SNCA로의 유입 인구는 감소세를 보이고 있다. 그러나 다양한 개발 계획과 프로젝트가 추진되었음에도 불구하고, 낙후된 지역의 경제 상황은 여전히 열악하며, 해당 지역의 인구는 여전히 감소하고 있다.

이 시기에는 균형 잡힌 지역 발전 정책의 형태로 지역 정책이 적극적으로 추진되었다. 경제 위기 직후인 1998년에 출범한 김대중 정부는 계층 간 및 지역 간 격차 해소에 큰 중점을 두었다. 정부는 다양한 지역 정책을 기획, 조정 및 추진하기 위해 균형 지역 발전 위원회를 설립했다. 물자공급청, 관세청, 통계청 등 여러 정부 부처와 기관이 서울에서 남쪽으로 약 140km 떨어진 대전으로 이전되었다. 지역 발전의 기반을 다지기 위한 지역 산업 육성도 지속적으로 추진되었다. SNCA에 대한 규제 또한 지속되었으나, 위기 이후의 구조 조정 과정에서 외국인 투자를 유치하기 위한 입지 규제 완화나 녹지대 규제 완화 등 일부 예외가 적용되기도 했다. 한반도 화해 분위기 속에서 비무장지대(DMZ) 인근 접경 지역을 위한 개발 사업도 추진되었다.

2003년 노무현 정부가 출범하면서 지역 정책은 획기적인 변화를 맞이했다. 노무현 정부는 균형 발전을 최우선 국가 과제로 삼고, 균형 지역 발전 정책의 위상을 '균형 국가 발전 정책(BNDP)'으로 격상시킴으로써 균형 지역 발전에 박차를 가했다. 이 정책을 체계적으로 뒷받침하기 위해 '균형 국가 발전 계획', '균형 국가 발전 특별법', '균형 국가 발전 특별회계' 등 다양한 제도적 장치가 마련되었다. 2007년에 발표된 '제2차 국가균형발전계획'은 비수도권으로 이전하는 기업에 대한 법인세 감면, 낙후 지역의 고용주 의료보험료 부담분 감면, 비수도권 대학에 대한 지원금 지급 등 비수도권을 지원하기 위한 다양한 조치를 도입했다.

BNDP의 세 가지 원칙은 다음과 같습니다. 첫 번째 원칙은 '종합적 접근'으로, 이는 단편적인 지원이 아닌 분권화와 신행정도시 건설과 같은 포괄적인 수단을 통해 균형 잡힌 발전을 추구한다는 것을 의미합니다. 두 번째는 '지역 혁신 시스템 구축'으로, 이는 기존의 투입 주도형 성장에서 벗어나 지역 혁신 시스템을 구축하여 자립적 지역화를 도모하고, 지역 경제를 혁신 주도형으로 전환하는 것을 목표로 합니다. 세 번째는 '비수도권 지역을 먼저 발전시킨 후 SNCA를 체계적으로 관리'하는 것으로, 수도권과 비수도권 지역을 모두 발전시키려는 의도를 담고 있습니다.

BNDP의 사업은 크게 세 가지 범주로 나눌 수 있다. 첫째는 '행정도시', '혁신도시', '기업도시'를 건설하여 정부 부처와 기관을 서울 외곽으로 이전하는 것이다. 둘째는 지역 산업 육성, 산학 연계 강화, 지역 대학의 혁신 역량 강화, 지역 산업 클러스터 구축 등을 통해 지역

지역 산업 육성, 산학 연계 강화, 지역 대학의 혁신 역량 강화, 지역 산업 클러스터 구축 등을 통해 지역 혁신을 촉진하는 것입니다. 세 번째는 지역 산업을 육성하고 특화 개발 구역을 지정함으로써 낙후된 지역을 지원하는 것입니다.

BNDP는 여러 면에서 과거의 정책들과 차별화됩니다. 과거의 지역 정책들은 대개 중앙정부의 각 부처와 기관이 적절한 조율 없이 계획하고 집행했기 때문에, 투자 중복으로 인한 일관성 부족과 비효율성이 발생했습니다. 이러한 문제들을 해결하기 위해 노무현 정부는 각 지역별로 지역 정책을 계획하고 시행할 수 있도록 집행 체계를 완전히 개편했습니다. 즉, 각 지역이 지역 정책의 기획 및 집행 주체가 된 것입니다. 또한, 균형 잡힌 국가 발전을 위한 통제 기구로서 '균형 잡힌 국가 발전 대통령위원회'가 설립되었으며, 균형 잡힌 발전 정책을 독립적이고 체계적으로 관리하기 위해 '균형 잡힌 국가 발전 특별회계'가 마련되었다.

III. 한국의 지역 격차

1. 한국의 지역 격차

수도권의 과밀화와 집적화가 중요한 사회 문제로 대두된 이래, 다양한 측면에서 지역 격차에 관한 연구가 다수 이루어져 왔다. (예: 황 [1982], 허 [1989], 김 외 [1991], 변 [1999], 김 [2003], 문 [2003], 최 외 [2007]) 접근 방식과 방법론은 서로 다르지만, 이러한 연구들은 지역 격차의 시간적 추이에 대해 유사한 결과를 보여준다. 한편, 한국의 지역 격차 논의에서 자주 강조되고 거론되는 것은 수도권과 비수도권 간의 격차이다. 비록 이 둘 간의 격차가 악성 현상으로 인식되고 있지만, 이 문제에 대한 체계적인 연구는 드문 것으로 보인다. 이 소절에서는 먼저 한국의 지역 격차를 살펴본 다음, 수도권과 비수도권 간의 격차를 강조하는 주장을 비판적으로 평가할 것이다.

지역 간 격차에 관한 대부분의 연구는 지역 지니계수나 1인당 지역총생산(GRDP)의 변동계수를 사용하여 지역 간 격차를 측정한다. 분석 결과에 따르면, 한국의 지역 간 격차는 1970년부터 1990년대 중반까지 감소했으나, 그 후 추세가 반전되어 그 이후로 계속 증가하고 있다. <표 1>을 참조하십시오. 특히 1997년 경제 위기 이후 지역 간 격차가 더욱 확대되고 있으며, 이는 지리적으로 불균등하게 진행되고 있는 지식 기반 산업화와 관련이 있는 것으로 보입니다.

한편, Moon(2003)은 타국의 지역 간 격차를 분석한 결과, 한국의 지역 간 격차가 선진국 수준에 근접한다는 사실을 밝혀냈다. 이 연구에 따르면, 한국의 격차는 실제로 프랑스와 이탈리아 같은 일부 중앙집권적 국가들보다 더 작다. 이는 최근 한국의 지역 간 격차가 심화되고는 있지만, 국제적 기준으로는 그리 높지 않음을 보여준다. 또한 이 연구는 소비를 기준으로 측정한 격차가

<표 1> 한국의 지역 격차 (1970~2005)

	지니 계수	변동계수
1970	0.1147	0.2228
1975	0.0917	0.1708
1980	0.1097	0.2197
1985	0.0843	0.1670
1990	0.0734	0.1442
1995	0.0582	0.1119
2000	0.0877	0.1626
2005	0.0910	0.1686

출처: Choi 외 (2007).

<표 2> 한국의 지역 격차: 소득 대 소비

	지역별 1인당 소득		지역 1인당 소비	
	지니계수	CV	지니 계수	CV
1995	0.0988	0.1875	0.0427	0.0897
1996	0.1070	0.1993	0.0462	0.1008
1997	0.1163	0.2152	0.0459	0.1000
1998	0.1254	0.2320	0.0424	0.0933
1999	0.1306	0.2406	0.0411	0.0876
2000	0.1363	0.2507	0.0379	0.0740
2001	0.1379	0.2543	0.0369	0.0756

출처: Moon (2003).

지역의 경제력을 지역총생산(GRDP)보다 더 잘 나타낼 수 있는 소비 지출 규모는 GRDP로 측정된 규모보다 훨씬 작다. 게다가 GRDP로 측정된 격차의 추이와는 달리, 소비 지출로 측정된 격차는 개선되고 있다. <표 2>를 참조하라. 이는 한국의 지역 간 격차 정도가 겉으로 보이는 것만큼 심각하지 않을 수도 있음을 시사한다.

이제 지역 격차 논의에서 중요한 위치를 차지하는, 수도권과 비수도권 간의 격차를 부각하는 주장을 살펴보겠습니다. 이 두 지역 간의 격차를 강조하는 주장은 다음과 같습니다. 비수도권(SNCA)은 인구, 기업, 공공기관 및 기관, 대학, 금융기관 등 모든 측면에서 상대적인 규모에 비해 지나치게 많은 비중을 차지하고 있습니다. 더 구체적으로 말하면, 한국 국토의 11.8%에 불과한 SNCA는,

수도권(SNCA)에는 전체 인구, 근로자, 병원 및 경제력의 약 50%, 전체 금융 거래의 약 70%, 정부 기관 및 공공기관의 약 85%가 집중되어 있다. 이로 인해 수도권(SNCA)은 과밀화와 비효율성에 시달리는 반면, 다른 지역들은 낙후되어 있다. 게다가 이러한 집중 현상은 다른 국가에서는 찾아보기 어렵다는 주장도 있다. 수도권의 인구 비중은 한국이 47.6%, 일본이 32.6%, 프랑스가 18.7%, 영국이 12.2%이다. SNCA에 인구와 자원이 집중되는 것을 지역 격차의 주된 원인으로 보는 이러한 주장들은 널리 받아들여져 왔으며, 다양한 지역 정책에 큰 영향을 미쳐왔다. 그러나 이 주장은 여러 측면에서 결함이 있는 것으로 보이며, 이를 바탕으로 한 정책은 문제가 있을 수 있다. 아래에서 이 주장을 면밀히 검토해 보겠다.

먼저 SNCA 지역의 인구 및 경제력 집중 현상에 대해 생각해 보자. SNCA가 차지하는 면적 대비 비중이 매우 큰 것은 사실이지만, 사실 이러한 현상은 한국의 다른 모든 대도시에서도 마찬가지다. <표 3>은 주변 지역에 비해 한국 주요 도시들이 차지하는 면적, 인구, 소득의 비중을 보여준다. 결과적으로 핵심 도시의 높은 비중은 전국적인 현상이며, 각 지역의 핵심 도시는 인구와 소득에서 매우 높은 비중을 차지하고 있다. 각 지역의 면적 비중 대비 인구 및 소득 비중 비율을 보여주는 <표 4>에 따르면, 이러한 방식으로 측정된 집중 지수는 실제로 SNCA가 다른 대부분의 대도시보다 낮은 것으로 나타난다. 따라서 SNCA의 집중 현상이 큰 문제라면, 다른 지역의 집중 현상에 대해서도 동일한 문제가 제기되어야 하지만, 실제로는 그렇지 않다. 왜 오직 SNCA의 집중 현상만 문제가 되는지는 명확하지 않다. 이는 전형적인 SNCA 대 비(非)SNCA 논쟁이 균형 잡히지 않았음을 보여주며, 이러한 논쟁은 문제를 쉽게 정치화할 수 있기 때문에 빈번하게 동원될 수 있다.[4]

또한, 후술할 새로운 경제지리학에 따르면

<표 3> 주요 도시의 비중

(단위: %)

	지역 비중			인구 비중			소득 비중		
	1995	2000	2005	1995	2000	2005	1995	2000	2005
SNCA/한국	11.8	11.8	11.8	45.2	46.2	48.1	47.7	47.8	47.3
대전/충청	3.3	3.3	3.3	28.7	29.3	30.1	23.4	21.9	20.3
광주/전라	2.4	2.4	2.4	24.1	25.8	28.2	21.3	21.6	21.4
대구/경상북도	4.4	4.4	4.4	47.8	47.7	48.6	37.8	35.1	31.6
(부산+울산)/경남	6.1	14.7	14.8	49.8	61.1	60.0	36.8	62.2	61.6

자료: 한국통계청 포털 (http://www.kosis.go.kr).

4물론, 이것이 현재 SNCA 지역의 인구 집중 현상이 문제가 아니라는 증거는 아니며, 그것이 이 분석의 목적도 아니다. 위의 논의는 SNCA 지역의 인구 집중을 강조하는 일반적인 주장이 문제점이 있으며 근거가 취약하다는 점을 시사하기 위한 것이다.

<표 4> 소득 및 인구 비중 대 면적 비중 비율 (2005년)

	인구 비중 /면적 점유율	소득 비중 /면적 점유율
SNCA/한국	4.08	4.01
대전/충청	9.12	6.15
광주/전라	11.75	8.92
대구/경상북도	10.84	7.18
(부산+울산)/경남	4.05	4.16

자료: 한국통계청 포털 (http://www.kosis.go.kr).

나중에 교통 및 시장 활동의 발전으로 인해 집중이나 집적 현상이 자연스럽게 발생하는데, 이는 그 자체로 시정해야 할 병리적인 현상은 아니다. 집적이 외부효과를 발생시키거나 지역 간 격차가 너무 커서 사회적 문제를 야기할 때 비로소 정부의 개입이 필요할 수 있다. 그러나 일반적인 이분법적 논증은 이러한 점을 간과하고 있으며, 현재의 집중이 과도한지 판단하는 방법이나 부정적 외부효과를 측정하는 방법에 대한 면밀한 연구가 부족한 것으로 보인다.

한국의 인구 집중도가 다른 국가들보다 높다는 주장 또한 타당하지 않아 보인다. 국가 간 인구 집중도를 비교하는 일반적인 주장들은 다른 국가들의 수도권 점유율에 대해서는 언급하지 않는다. 한국의 수도권 인구 비중은 47.6%, 일본은 32.6%, 프랑스는 18.7%, 영국은 12.2%라는 점을 상기해 보면, 한국이 집중도가 매우 높은 것으로 보인다. 그러나 한국, 일본, 프랑스, 영국의 수도권이 각각 해당 국가 전체 면적의 11.8%, 3.5%, 2.2%, 8.5%를 차지한다는 점을 유의해야 한다. 따라서 실제로는 일본과 프랑스의 집중도가 한국보다 더 높다고 주장할 수도 있다. 어쨌든 분명한 것은 다른 요인을 고려하지 않고 단순히 인구 비중만을 비교하는 것은 상당히 오해의 소지가 있을 수 있다는 점이다.[5]

또한, 수도권 대 비수도권이라는 이분법적 틀은 비수도권 지역 내의 이질성을 간과할 수 있으며, 이로 인해 의도하지 않은 정책 결과가 초래될 수 있다는 점도 주목해야 한다. 각 비수도권 지역은 인구와 소득 수준이 서로 다르기 때문에, 모든 비수도권 지역을 하나의 단일체로 취급하는 것은 타당하지 않다. 비수도권 지역 간의 격차가 오히려 더 중요한 문제일 수 있다. 또한, 수도권 대 비수도권이라는 틀에서의 주장은 SNCA가 다른 지역보다 더 강력한 경제력을 보유하고 있음을 암묵적으로 전제하고 있으나, 이는 데이터로 뒷받침되지 않는다. 울산과 같은 일부 산업화된 지역은

5다시 말해, 이 논의의 목적은 SNCA 지역의 집중도가 심각하지 않다고 주장하려는 것이 아니라, 흔히 제기되는 주장이 문제점을 안고 있음을 지적하려는 것이다. 물론, 위의 수치에 대해 다양한 해석이 가능하다. 예를 들어, 수도권 면적이 전체 국토의 거의 절반을 차지한다는 점을 들어 한국의 집중도가 훨씬 더 높다고 주장할 수도 있다.

<표 5> 지니 계수의 분해

지역	지니 지수
한국	0.3954
SNCA	0.3975
비수도권	0.3954
지역 내 (SNCA – 비수도권)	0.3941

자료: KLIPS(2006).

주: 총 가구 소득은 가족 구성원 수의 제곱근으로 조정되었습니다.

경남의 1인당 지역총생산(GRDP)은 실제로 서울보다 높습니다. 이 사실은 지니 계수를 분해하고, 지역 간(수도권 – 비수도권) 지니 계수를 국가 또는 지역 지니 계수와 비교함으로써도 확인할 수 있습니다. 한국의 지니 계수 분해를 보여주는 <표 5>에서 알 수 있듯이, 모든 지니 계수는 거의 동일하다. 만약 비수도권이 다른 지역보다 훨씬 부유하다면, 지역 내 지니 계수가 매우 높게 나타날 것이다.

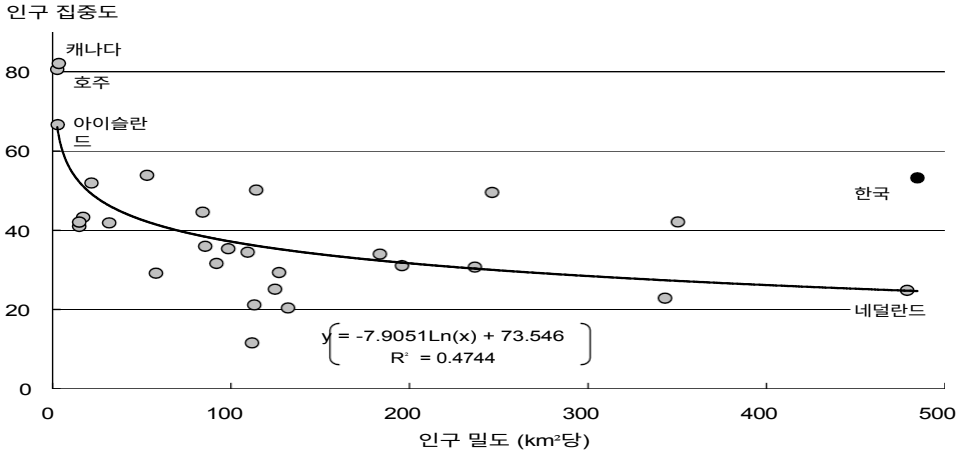
또한 SNCA의 인구 과밀이 국가 생산성과 경쟁력을 저해한다는 주장도 있다. (PCBND [2004]) 그러나 이러한 주장은 근거가 부족하다. 이는 단지 최근 SNCA의 인구와 국가 생산성이 같은 방향으로 움직였다는 관찰에 불과할 뿐, 전자가 후자의 실제 원인이라는 어떠한 증거도 제시하지 못하고 있다. 실제로 Hahn과 Shin(2007)의 분석에 따르면, 최근 한국 경제의 성장 둔화는 생산성 하락보다는 투입 요소의 감소에 기인한 것으로 보인다. 또한 Choi 등(2007)은 국가 경쟁력과 지역 격차 사이에 아무런 관계가 없음을 확인했다. 따라서 SNCA의 인구 과밀이 국가 생산성과 경쟁력을 저해한다는 주장은 적어도 현 단계에서는 이론적·실증적 근거가 부족한 것으로 보인다.

무엇보다 중요한 점은, 수도권 대 비수도권 논쟁에서 근본적으로 간과되고 있는 부분이 바로 올바른 정책 목표에 대한 고찰이라는 점이다. 지역 정책의 궁극적인 목표는 개인이나 가구의 복지를 증진하는 데 있어야 한다. 그러나 지역 간 격차, 즉 수도권과 비수도권 간의 격차가 개인이나 가구의 복지와 어떻게 연관되는지는 명확하지 않다. 우선, 비수도권 지역은 이질성이 존재하기 때문에 하나의 단일한 집단으로 취급될 수 없다. 또한, 빈곤층이 부유한 지역에 거주할 수도 있고 그 반대의 경우도 있을 수 있다. 부유한 지역에서 빈곤한 지역으로 소득을 이전하는 것은 결국 부유한 지역의 빈곤층이 빈곤한 지역의 부유층을 보조하게 되는 결과를 초래할 수 있다. 소득 격차가 문제라면, 재분배 정책은 지역이 아닌 각 개인이나 가구를 대상으로 해야 한다.

2. OECD 국가들과의 비교

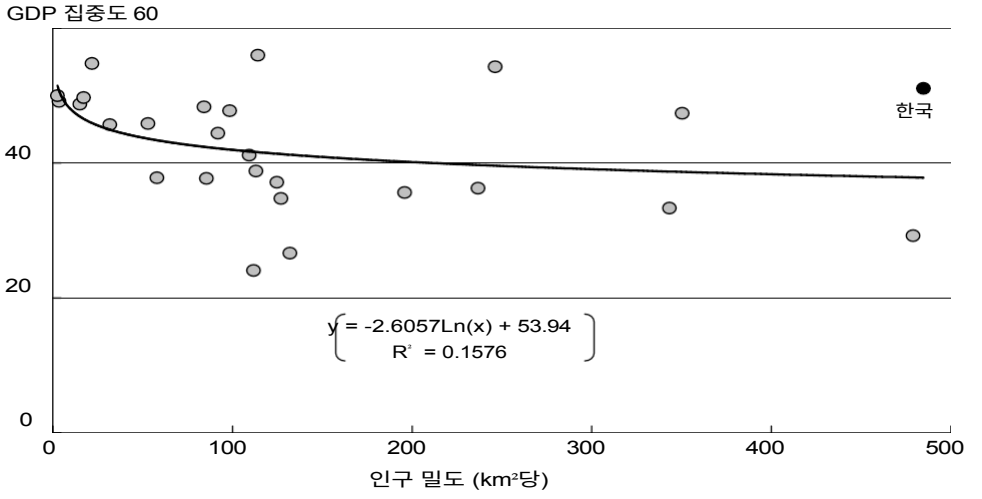
국가 간 지역 격차를 비교할 때는 대개 지역 지니 지수나 변동 계수를 지표로 사용합니다. OECD(2007)의 데이터를 통해 우리는

[그림 1] 인구 집중도와 인구 밀도 (2003년)



출처: Koh 외 (2008).

[그림 2] GDP 집중도와 인구 밀도 (2003)

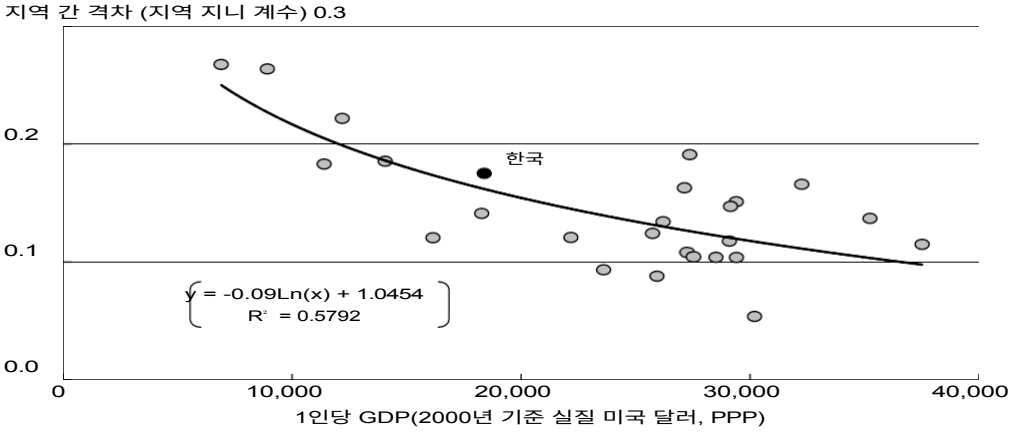


출처: Koh 외 (2008).

더 나아가, 이 소절에서는 OECD(2007)를 바탕으로 Koh 외(2008)의 분석 중 일부를 제시하고 몇 가지 비교를 추가한다.

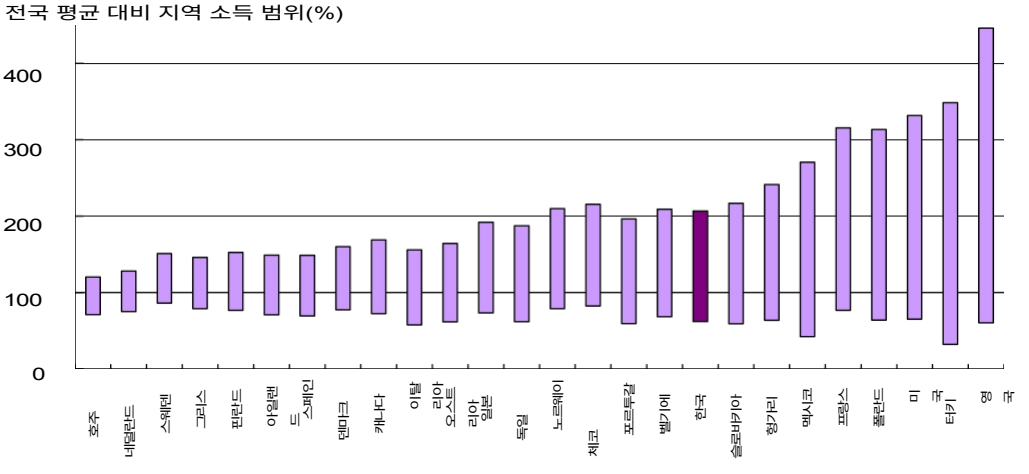
우선, [그림 1]과 [그림 2]에서 볼 수 있듯이, 인구 밀도를 통제하더라도 한국의 인구 및 소득 집중 지수는 매우 높다.

[그림 3] 지역 간 격차와 1인당 GDP (2003년)



출처: Koh 외 (2008).

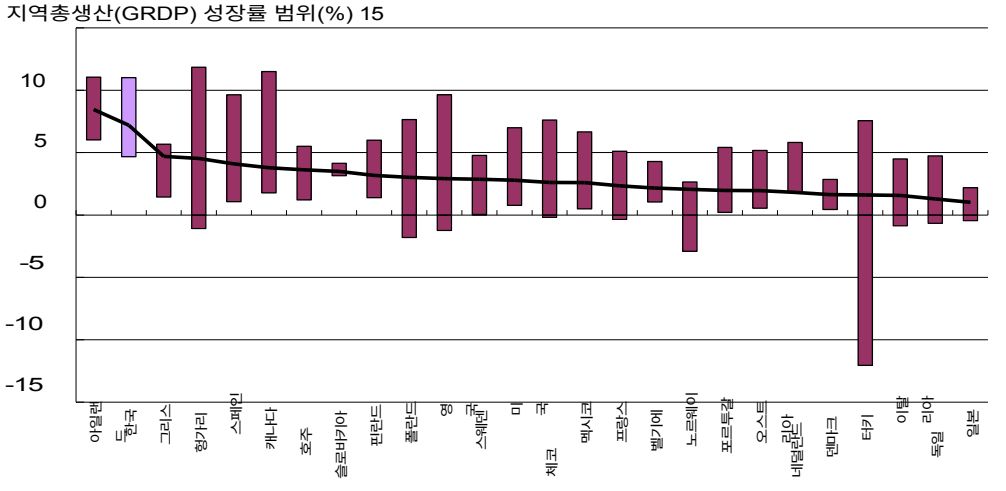
[그림 4] 지역 소득 분포 (2003년)



출처: Koh 외 (2008).

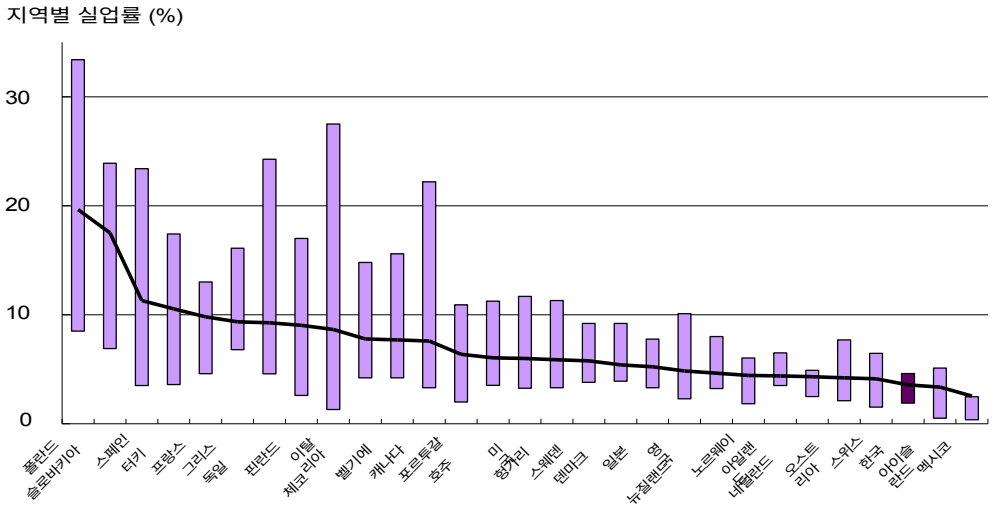
그러나 높은 인구 밀도에도 불구하고, 소득 및 기타 생활 수준의 격차는 그리 크지 않은 것으로 보인다. [그림 3]은 각 OECD 국가의 지역 지니 지수를 보여주고 있으며, 인구 밀도를 통제했을 때 한국의 지역 지니 지수는 평균보다 약간 높은 수준에 불과함을 알 수 있다. 가장 부유한 지역과 가장 빈곤한 지역 간의 소득 격차를 보여주는 [그림 4]에서, 한국은 거의 중간 순위에 위치한다.

[그림 5] 지역총생산(GRDP) 성장률 (1998~2003)



출처: Koh 외 (2008).

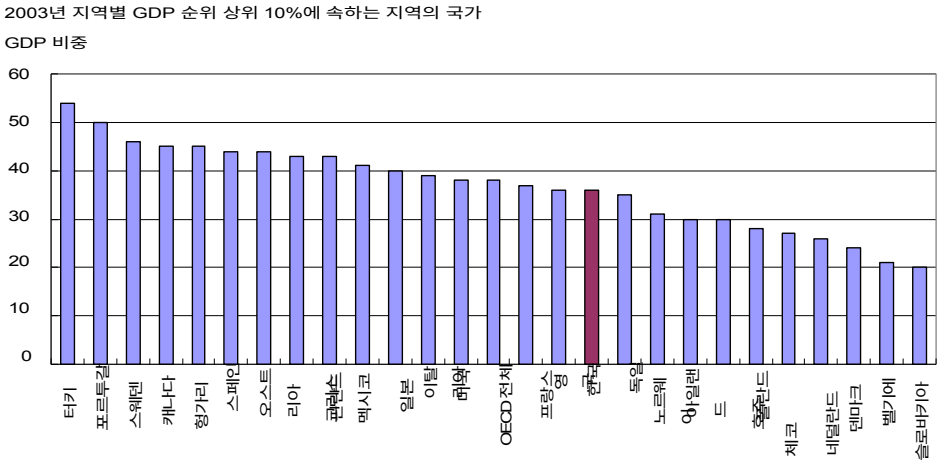
[그림 6] 지역별 실업률 분포 (2003)



출처: Koh 외 (2008).

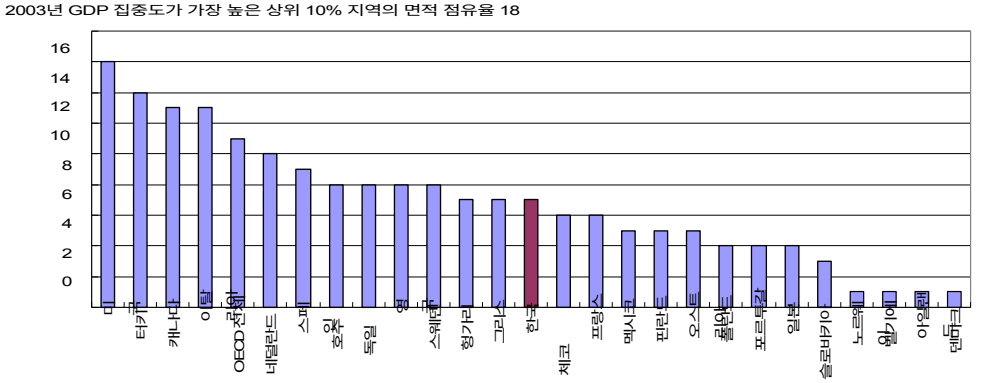
[그림 5]에서 볼 수 있듯이 한국 역시 지역별 성장률이 높고 격차는 작은 편이며, [그림 6]에서 볼 수 있듯이 절대값이 상당히 낮은 한국의 실업률 또한 지역별 격차가 작은 편이다.

[그림 7] 상위 10% 지역의 소득 점유율



자료: OECD (2007).

[그림 8] 소득 집중도 상위 10% 지역의 면적 점유율

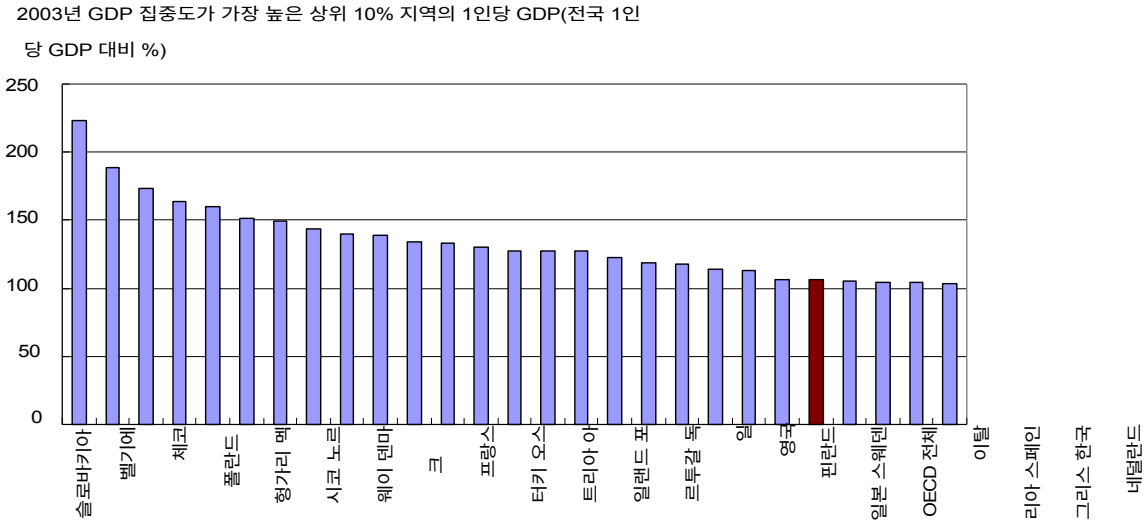


자료: OECD (2007).

[그림 7]은 지역총생산(GRDP) 기준 상위 10% 지역이 국가 GDP에서 차지하는 비중을 보여주고 있으며, 한국의 36%는 OECD 평균인 36.7%와 거의 동일한 것으로 나타났다.

[그림 8]은 GDP 집중도가 가장 높은 상위 10% 지역의 면적 점유율을 보여주고 있으며, 이에 따르면 한국의 점유율은 7%로, OECD 평균인 6.85%와 거의 비슷한 수준이다.

[그림 9] 소득 집중도 상위 10% 지역의 소득 수준



자료: OECD (2007).

마지막으로, [그림 9]는 1인당 국내총생산(GDP) 대비 GDP 집중도가 가장 높은 상위 10% 지역의 1인당 GDP를 백분율로 나타낸 것이다. 한국의 경우 106%를 기록했는데, 이는 OECD 평균인 134%보다 현저히 낮은 수치로, 하위 5위에 해당한다.

이러한 비교 결과는 인구와 소득의 집중도가 높음에도 불구하고, 한국의 지역 격차가 소득, 성장률, 실업률 등 다양한 측면에서 다른 OECD 국가들에 비해 그리 심각하지 않음을 시사한다.[7]

IV. 지역 격차에 관한 이론적 연구

경제가 발전함에 따라 국가 내 지역 격차의 양상에 대한 수많은 경제학적 연구가 이루어져 왔다. 대략적으로 이러한 연구들은 다음과 같이 분류할 수 있다.

6SNCA 내 집중도에 대한 보다 상세한 설명은 PCBND(1994)를 참조하십시오. 김(2008)은 다양한 측면에서 SNCA와 비(非)SNCA 간의 격차를 분석하고 있습니다.

7이 절의 논의가 SNCA 내의 집중 현상이 문제가 아니라고 주장하려는 것은 아님을 분명히 해야 한다. 오히려 이 논의가 시사하고자 하는 바는, i) 집중 현상은 일반적으로 시장 원리에 의해 발생하며, 대규모 외부효과를 초래하지 않는 한 그 자체로 해결해야 할 문제가 아니라는 점, ii) 현재의 집중도가 과도한지 여부를 판단하기 어렵다는 점, 그리고 iii) 인구와 소득의 집중도가 높음에도 불구하고, 한국의 지역 간 격차 수준은 여러 측면에서 OECD 국가들 중에서는 비교적 완만한 편으로 보인다.

두 가지 뚜렷한 그룹이 존재한다. 하나는 경제 발전이 진행됨에 따라 지역 간 격차가 궁극적으로 축소된다고 주장하는 반면, 다른 하나는 경제가 발전함에 따라 지역 간 격차가 유지되거나 심지어 확대될 수도 있다고 주장한다. 신고전파 경제학은 전자의 입장에 속하는 반면, 누적적 인과 모델, 중심-주변부 모델, 내생적 성장 이론, 그리고 신경제지리학은 후자의 입장에 속한다. 이 절에서는 한국의 지역 정책에 대한 통찰력을 얻기 위해 이러한 이론들을 간략히 개관할 것이다. 특히, 공간 경제학의 가장 최근 발전인 신경제지리학은 기존 모델들에 비해 많은 이론적 장점을 가지고 있어 상세한 논의가 필요하다.

1. 수렴 대 발산

신고전파 성장 이론은 규모의 불경제와 투입 요소의 완벽한 이동성을 가정한다. 이러한 가정들은 경제가 발전함에 따라 지역 간 격차가 점차 줄어들고, 결국 모든 지역의 소득이 균등화된다는 결론으로 자연스럽게 이어진다(Borts and Stein (1964)). 예를 들어, 선진 지역의 자본 한계생산성이 하락함에 따라 자본은 한계생산성이 더 높은 저개발 지역으로 이동한다. 마찬가지로, 노동력도 노동 한계생산성과 그에 따른 임금이 더 높은 저개발 국가로 이동한다. 이러한 과정을 통해 모든 지역은 결국 동일한 수준의 투입 요소를 갖추게 되고, 지역 간 격차는 사라진다. 따라서 신고전파 관점에서 지역 격차는 단순히 균형을 향한 조정 과정에 불과하며, 현존하는 격차는 투입 요소의 완벽한 이동에 장애물이 존재함을 시사할 뿐이다. Barro(1991)는 1인당 GDP가 낮은 국가의 성장률이 1인당 GDP가 높은 국가보다 높다는 점을 보여준다. Barro와 Sala-i-Martin(1991) 또한 미국 데이터를 활용하여 동일한 패턴이 한 국가 내에서도 성립함을 보여준다. 그러나 소득 수렴이 잘 관찰되지 않거나 매우 느리게 발생하거나, 심지어 지역 격차가 실제로 확대된다는 연구 결과도 있다(Dunford(1994), Armstrong(1994), Magrini(1999)).

미르달(1957)과 프리드먼(1966)은 신고전파 성장 이론과는 달리, 구조적 이유로 인해 소득 수렴이 일어날 수 없으며 지역 간 격차는 오히려 확대될 수 있다고 주장한다. 미르달(1957)은 한 지역의 경제 성장을 '누적적 인과' 과정으로 모델링한다. 광물 자원의 발견과 같은 사건이 한 지역의 발전을 촉발한다. 그러면 규모의 경제로 인해 자본의 한계 생산성과 임금이 상승한다. 게다가 정부는 국가적 성장을 극대화하기 위해 지역 간 자원을 배분할 때, 발전된 지역의 효율성을 활용하기 위해 더 많은 자원을 해당 지역에 할당할 수 있다. 전반적으로 초기 요인, 시장 힘, 정부 정책은 누적적으로 소득 격차를 확대하는 방향으로 작용한다. 프리드먼(1966)은 한 걸음 더 나아가 그의 중심-주변부 모델에서 경제적 요인뿐만 아니라 정치적, 제도적 요인 또한 지역 격차를 유발하고 공고화한다고 주장한다.

로머(1986)와 루카스(1988)가 제시한 내생적 성장 이론은 기술 발전과 인적 자본의 중요성을 강조하며, 경제가 발전함에 따라 지역 간 격차가 지속되고 확대될 가능성이 높다고 주장한다. 이 이론에 따르면, 경제 성장에 필수적인 기술 발전과 인적 자본은

경제 성장에 필수적인 요소인 기술 발전과 인적 자본은 외부성을 통해 규모의 경제 효과를 나타낸다. 이미 충분한 인적 자본이 존재하여 긍정적 외부효과를 활용할 수 있는 지역으로 더 많은 인적 자본이 유입되며, 이러한 유입은 지식 창출을 가속화하고, 이는 다시 더 많은 인적 자본을 끌어들이는 식의 순환이 이어진다. 이러한 누적적 인과 과정은 경제 발전이 일반적으로 높은 인적 자본을 바탕으로 지식과 기술이 활발히 창출되는 지역을 중심으로 이루어지기 때문에, 경제가 발전함에 따라 지역 간 격차가 확대될 가능성이 높음을 시사한다.

2. 신경제지리학

크루그먼(1991)이 주창한 신경제지리학(NEG)은 지리적 공간 내 경제 집적 현상의 형성을 설명하고자 하는 공간경제학의 한 분야이다.[8] NEG는 경제 활동의 공간적 분포에 관한 기존 연구를 여러 측면에서 발전시켰다. 이 이론은 미시경제학적 근거를 바탕으로 한 메커니즘과 일반균형 프레임워크를 채택하여 경제 활동의 지리적 집적을 분석한다. 또한 금전적 외부성, 자기강화 메커니즘, 전후방 연계와 같은 중요한 요인들을 공식적으로 모델링한다. 아울러 핵심 지역의 창출과 축적 과정에 대해 진화론적 접근을 취한다. 요컨대, NEG는 설득력 있는 결과를 활발히 도출하고 있는 최첨단 경제 연구로 간주될 수 있다. NEG의 중요성을 고려하여, 본 논문에서는 그 핵심 개념을 간략히 개관하고 지역 개발 정책에 대한 시사점을 도출하고자 한다.

2.1. 신경제지리학의 핵심 개념

신경제지리학(NEG)의 분석에 따르면, 집적은 금전적 외부효과를 통해 발생하며, 규모의 경제로 인해 지역 간 격차는 더욱 심화될 수 있다. 이는 투입 가격의 조정을 통해 지역 간 격차가 결국 해소될 것이라는 신고전파 경제학의 예측과는 대조적이다. 또한 신경제지리학은 경제 활동의 집적이 비교우위보다는 자기강화 메커니즘을 통해 발생하고 유지된다고 주장한다. 전반적으로 NEG에 대한 논의는 균형 잡힌 지역 발전에 대해 비관적인 관점을 취한다. 이를 더 자세히 살펴보기 위해 NEG의 발전 과정을 간략히 개관해 보겠다.

NEG의 기본 틀은 크루그먼(1991)의 중심-주변부 모델에서 잘 설명되어 있으며, 이 모델은 운송 비용, 생산요소 이동성, 그리고 규모의 경제 간의 상호작용이 어떻게 집적 현상을 초래할 수 있는지를 보여준다. 주요 논리는 다음과 같다. 운송비가 매우 높을 때, 기업들은 운송비를 절감하기 위해 시장 근처에 입지한다. 운송비가 낮아지면 시장 근처에 입지하려는 유인은 줄어들고, 기업들이 모여 규모의 경제를 누리려는 유인은 커진다. 이러한 기업들의 집적은 노동 수요를 증가시키며, 결과적으로 임금 수준이 상승한다. 이는 노동자들을 끌어들이게 되고, 이는 다시

NEG에 대한 상세한 고찰은 Fujita와 Mori(2005)를 참조하십시오.

더 많은 기업. 즉, 집적 효과는 자기강화적 과정을 통해 강화된다.

집적 효과는 다양한 경로를 통해 발생한다. 노동 시장에서는 노동 시장이 확대됨에 따라 기업이 근로자를 쉽게 찾을 수 있고, 근로자도 일자리를 쉽게 구할 수 있다. 생산 부문에서는 최종재 및 중간재 생산자들이 한곳에 모여 전문화가 촉진된다. 또한 기업들은 대량 생산을 통해 규모의 경제를 누릴 수 있다. 기업들이 공동으로 이용하는 SOC(사회 기반 시설)는 생산 비용 절감에 기여한다. 집적에 따른 지식 교류는 지식의 창출과 축적을 촉진한다. 소비 측면에서는 집적 현상이 소비자의 수요를 충족시키는 다양한 시장을 창출하며, 이는 더 많은 사람들을 중심지로 끌어모은다. 따라서 주변부에서 중심부로 인구가 유입되는 현상이 발생한다.

위의 논리에 따르면, 집적화가 진행됨에 따라 지역 간 격차가 심화될 수 있다. 이러한 현상은 주로 시장 원리에 의해 주도되며, 후술하겠지만 형평성의 관점에서 보더라도 반드시 바람직하지 않은 것은 아니다.

NEG는 또한 정부의 집적 분산 노력이 의도하지 않은 결과를 초래할 수 있음을 시사한다. 특히 Venables(1996)는 특정 지역의 산업 기반을 약화시키면 그 지역의 매력이 떨어지며, 산업 기반이 작다는 단점이 충분히 낮은 임금으로 상쇄되지 않는 한, 어느 임계점을 넘어서면 해당 지역의 완전한 탈공업화로 이어질 수 있음을 보여준다.

NEG는 또한 집적 현상이 성장에 미치는 영향에 대해서도 연구한다. 마틴(1998)은 유럽에서 국가 간 성장률 격차는 줄어들고 있는 반면, 국가 내 지역 간 격차는 확대되고 있음을 지적하며, 지역 정책이 의도하지 않은 결과를 초래할 수 있음을 이론적·실증적으로 보여준다. 그는 저소득 지역에 대한 지원은 거의 효과가 없을 수 있으며, 운송 비용을 절감하는 인프라 투자는 빈곤 지역의 기업들이 고소득 지역으로 이전하도록 유도하여, 결과적으로 저개발 지역의 빈곤을 더욱 심화시킬 수 있음을 보여준다. 그는 유럽 데이터를 분석한 결과, 인프라 투자가 선진 지역에는 종종 이익이 되지만 빈곤 지역에는 거의 도움이 되지 않는다는 사실을 발견했다. 따라서 본 연구는 이러한 방식의 지역 정책이 효율성 측면뿐만 아니라 형평성 측면에서도 문제가 될 수 있음을 보여준다. 또한 본 연구는 성장률과 지역 간 격차 해소 사이에 상충관계가 존재할 수 있음을 시사한다.

Martin과 Ottaviano(1999, 2001)는 내생적 성장 이론과 내생적 산업 입지 이론을 결합하여 이 둘 간의 상호작용을 연구했다. 그들은 경제 통합으로 인한 거래 비용의 감소가 기업들이 연구개발(R&D)이 이루어지는 곳에 입지하도록 유도하며, 이로 인해 해당 지역의 성장률이 높아진다는 점을 보여주었다. 중요한 점은, 이 연구가 공간적 집적을 통한 기술 혁신의 증대가 주변 지역에도 이익이 될 수 있음을 보여준다는 것이다. 즉, 거래 비용이 충분히 낮고 집적을 통한 혁신의 효과가 충분히 크다면, 빈곤 지역도 혜택을 볼 수 있다. 후지타와 티세(2003) 또한 복지 측면에서 유사한 결론에 도달한다. 그들은 집적에 의한 기술 혁신이 높은 성장을 가져온다면, 지역 간 소득 이전이 없더라도 집적이 모든 지역에 혜택을 줄 수 있음을 보여준다. 그러나 핵심 지역의 성장률이 더 높을 경우, 이는 절대 소득 측면에서 지역 간 격차를 확대시킬 수 있다. 이러한 의미에서 집적을 통한 성장은 역진적일 수 있으며, 성장이 형평성에 미치는 영향은 목적 함수나 사회 복지 함수에 따라 결정적으로 달라진다.

2.2. 지역 정책에 대한 시사점[9]

NEG의 주요 메시지 중 하나는 공간적 집적 현상이 수많은 경제 활동의 상호작용을 통해 발생하는 자연스러운 현상이라는 점이다. 생산 요소가 이동 가능하고 운송 비용 및 규모의 경제가 존재할 때, 집적은 자기강화 메커니즘을 통해 발생하고 스스로 강화된다.

이로부터 도출되는 첫 번째 시사점은 집적을 분산시키려는 어떠한 노력도 큰 성공을 거두기 어려울 것이라는 점이다. 집적을 생성하는 것은 시장의 자연스러운 작동 방식이며, 이를 '시장 실패'로 볼지 아니면 '보이지 않는 손'에 의한 효율적인 결과로 볼지 여부와 관계없이, 시장 원리에 역행하는 것은 어려울 것이 분명하다.

좀 더 구체적으로 말해, 정부가 기업의 입지 결정에 영향을 미치는 정책을 통해 기업들을 중심부에서 주변부로 이전시키려 한다고 가정해 보자. 이러한 정책이 성공하려면, 기업들에게 중심부에 머무르는 것의 현재 이점을 상회하는 인센티브를 제공해야 한다. 이는 정책의 규모가 제한적이라면 효과를 거두기 어렵고, 효과적인 정책을 실행하는 데 드는 비용이 높을 것임을 의미한다. 정부의 최종 목표가 집적 현상 자체의 분산이 아니라 주변 지역의 자립적 발전이라면, 상당수의 기업이 이전해야 하며, 이는 막대한 비용이 소요됨을 의미한다. 이는 자연스럽게 해당 정책의 비용 대비 효과에 대한 의문을 제기하게 되며, 비용이 편익을 초과한다면 해당 정책은 정당화될 수 없을 것이다.

이 점에서 더 중요한 것은, 설령 해당 정책이 어떻게든 핵심 지역의 집적 현상을 성공적으로 분산시킨다 하더라도, 의도한 정책 목표가 달성되지 않을 수 있다는 점이다. 집적에서 비롯되는 이익과 그에 따른 성장이 특정 수준과 규모의 집적 이상에서만 발생한다면, 분권화가 결국 임계 수준 미만의 두 개 집적지를 만들어내는 결과로 이어진다면 주변 지역의 발전을 이끌어내지 못할 수도 있다. 게다가, 주변 지역이 분산화의 혜택을 누린다 하더라도, 그 혜택이 중심부가 입는 손실보다 작다면 분산화는 국가적 성장에 해를 끼칠 수 있다. 분산화가 중심부의 완전한 분산화로 이어질 수 있음을 보여주는 Venables(1996)의 연구는 이러한 경우의 극단적인 가능성을 시사한다.

덧붙여, 이러한 논리는 특정 지역에 산업이 집중되도록 유도하려는 정부의 노력이 별다른 성과를 거두기 어려워 보인다는 점을 시사하기도 한다(Kim [2003]); 정부의 개입이 집적 현상이 형성될 만큼 충분한 연계 효과를 창출하지 않는 한, 기업들은 이전을 하지 않을 것이다. 집적에서 발생하는 파급 효과를 활용하는 것이 낙후된 지역의 발전에 더 효과적일 수 있다.

그러나 NEG의 주장이 반드시 정부의 균형 잡힌 지역 개발 추구 노력과 상충되는 것은 아니다. 오히려 시장 원리에 의해 발생하는 집적 현상이 외부성을 초래하고, 사회적으로 최적의 집적 수준이 실제로는 훨씬 더 작다면, NEG는 균형 잡힌 개발을 위한 근거를 제공할 수 있다. 이에 따르면

9아래 논의는 NEG가 경제적 현실을 잘 반영하고 있으므로 정책적 시사점을 도출하는 데 유용하다는 저자의 판단에 기초한다. 이러한 선택과 판단에 대해서는 이견이 있을 수 있다.

이러한 관점에서 볼 때, 집적은 인구 과밀을 초래하고, 오염과 운송 비용을 증가시키며, 주변 지역을 빈곤하게 만든다. 요컨대, 집적은 시장 실패이며 정부는 이를 해결하기 위해 개입해야 한다. 이론적으로 이 주장 또한 타당하므로, 이를 평가하기 위해서는 면밀한 검토가 필요하다
.

우선, 적어도 이론적으로는 현재의 집적 수준이 사회적으로 과도한지 여부를 판단하기가 매우 어렵다. (Kim [2003]) 반대로, 기업들이 집적의 사회적 편익을 고려하지 않기 때문에 현재의 집적 수준이 오히려 너무 낮다는 주장도 제기될 수 있다.

집적 현상이 다른 지역을 빈곤하게 만든다는 주장 역시 면밀히 검토할 필요가 있다. 집적의 초기 단계에서는 주변 지역의 절대 소득 수준이 하락할 수 있지만, 결국 마틴과 오타비아노(1999, 2001) 및 후지타와 티세(2003)가 지적한 바와 같이, 중심 지역의 성장이 주변 지역에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 중심지와 주변 지역의 소득이 모두 증가하더라도, 중심지의 소득 증가율이 주변 지역보다 높을 경우 양 지역 간의 절대적 격차는 오히려 확대될 수 있다. 지니 계수 측면에서 볼 때, 중심부 주도 성장이 지역 불평등에 미치는 영향은 명확하지 않으며, 이는 구체적인 성장 양상에 따라 달라진다. 예를 들어, 중심부 주도 성장이 주변부의 소득 비중을 높인다면 지니 계수는 하락하여 지역 격차가 개선되었음을 시사할 것이다. 반면, 더 현실적인 시나리오인 중심부의 소득 비중이 증가한다면 지니 계수는 상승할 것이다. 그러나 이러한 경우라 하더라도 이를 불평등 심화의 징후로 해석해야 하는지는 분명하지 않다. 지니 계수가 높아진 것은 사실이지만, 이제 주변 지역의 생활 수준은 이전보다 나아졌기 때문이다. 실제로 이러한 질문에 답하기 위해서는 판단 기준, 즉 사회 복지 함수가 필요하다. 요약하자면, 집적 현상이 지역 격차를 심화시킨다는 주장은 제한적으로만 성립할 수 있으며, 확실한 결론을 내리기 위해서는 합의된 판단 기준을 확립해야 한다.

V. 향후 정책 방향

1. 과거 정책 평가

1970년대 급속한 성장기 이후로 수많은 지역 발전 정책이 시행되어 왔다. 이러한 정책들에서 일관되게 나타나는 중요한 측면은 모두 지역 간 형평성을 목표로 했다는 점이며, 한국에서 지역 발전 정책은 암묵적 또는 명시적으로 균형 잡힌 지역 발전을 의미했다. 지역 간 격차는 수도권 대 비수도권이라는 틀 안에서 논의되었으며, 격차를 줄이기 위해 다양한 조치가 취해졌다. 이러한 조치에는 낙후 지역에 사회기반시설(SOC)을 건설하고, 수도권에 위치한 기업들이 비수도권으로 이전하도록 인센티브를 제공하며, 낙후 지역의 산업 기반을 조성하고 지원하며, 수도권의 확장을 통제하는 것 등이 포함된다.

이러한 정책의 효과를 평가하기는 어렵지만, 수도권과 비수도권 간의 격차에 대한 의문이 여전히 제기되고 있다는 점을 고려할 때, 이러한 정책이 성공적이었다고 단정하기는 어려워 보인다.

더 중요한 것은, 최근 공간경제학의 발전과

다른 국가들의 사례는 지역 간 형평성이 잘못된 목표일 수 있음을 시사한다. 앞 절에서 논의한 바와 같이, NEG(집적 경제학)는 집적이 시장 원리에 의해 주도되며 이를 해소하기는 어려울 것임을 보여준다. 게다가 집적을 통한 성장은 결국 주변 지역에도 이익이 될 수 있으므로, 집적을 분산시켜 지역 간 형평성을 추구하는 것은 오히려 해로울 수 있다. 다른 국가들의 지역 정책 방향 전환 또한 이와 유사한 시사점을 제공한다. 과거 프랑스와 같은 국가들은 파리의 집중화를 완화하기 위해 분권화와 소득 이전을 통해 지역 간 형평성을 추구했다. 그러나 산업 구조 조정, 세계화, 지식 기반 경제, 경쟁 등 변화하는 환경 속에서 이들은 지역 정책의 방향을 전환하여 수도권 경쟁력, 국가 성장 잠재력, 국제 경쟁력에 초점을 맞추기 시작했다. 또한 지역 자율 성장을 위한 분권화로 방향을 틀었다. 이러한 추세는 유사한 환경에 놓인 한국의 지역 정책 방향에 많은 시사점을 제공한다.

지역 간 형평성을 명시적으로 추구했던 노무현 정부의 '균형 발전 정책(BNDP)'은 보다 심도 있는 논의가 필요하다. 제2장에서 논의한 바와 같이, BNDP는 여러 측면에서 다른 지역 정책들과 차별화된다. 이 정책은 포괄적인 접근 방식을 채택하고 다양한 체계적 장치를 활용했으며, 지역 사업 추진 절차를 간소화하고 지역의 자율적 발전을 강조했다.

BNDP에 대한 일부 비판자들은 실제로는 지방 정부의 역할이 BNDP의 취지와는 달리 보조적인 수준에 그쳤으며, 지역 자치 증진 측면에서는 별다른 진전이 없었다고 지적한다. 이러한 비판은 일리가 있을 수 있으나, BNDP가 아직 초기 단계에 머물러 있고 지방 정부의 역량도 여전히 취약한 점을 고려할 때, 이러한 종류의 문제들은 어느 정도 불가피한 것으로 보인다. 보다 근본적인 문제는 BNDP가 취한 관점과 접근 방식에 있다.

우선, BNDP는 수도권과 비수도권 간의 격차를 국가 경쟁력을 강화하기 위해 해소해야 할 병리적 현상으로 간주한다. 그러나 제3장에서 상세히 논의된 바와 같이, 수도권 대 비수도권이라는 구도는 문제가 있으며, 경제적 효율성의 저하뿐만 아니라 분배적 불공평을 초래할 수도 있다.

게다가 BNDP의 일부 목표들은 서로 양립하기 어려운 것으로 보인다. BNDP는 균형 잡힌 지역 발전을 "지역 간 형평성을 도모하고 지역 발전 역량을 강화함으로써 삶의 질을 향상시키고, 지속 가능한 성장을 추구하며, 국가 경쟁력을 강화하는 것"으로 정의한다. 그러나 균형 잡힌 발전은 국가 경쟁력과 상충된다는 것이 일반적인 견해이며, 균형 잡힌 발전은 대개 효율성 저하를 대가로 이루어진다.

게다가 균형 발전 그 자체의 실현 가능성에 의문을 제기할 수도 있다. BNDP는 모든 지역의 잠재력을 육성함으로써 국가 경쟁력을 극대화하고자 한다. 그러나 모든 지역의 잠재력을 육성하는 것은 실현 불가능할 수 있다. 세계화된 시대에는 국내 경쟁력이 아닌 국제 경쟁력이 필요하며, 모든 지역의 잠재력을 육성하려는 시도는 비교우위 이론이나 비용-편익 분석과 같은 고려 사항을 간과하는 것처럼 보인다.

또한 BNDP는 기존의 다른 정책들과 중복될 수 있다. BNDP의 핵심은 낙후된 지역의 소득을 높이는 것이다. 그러나 이미 빈곤층 개인이나 가구를 지원하는 정책들이 존재하며, BNDP가 이러한 정책들과 어떻게 연계되는지는

명확히 정립되어 있지 않다.

마지막으로, 매우 중요한 점은 현재 시점에서 BNDP가 시의적절한 정책인지 의문을 제기할 수 있다는 것이다. Koh 등(2008)은 우선순위를 두어야 할 국가적 과제는 성장 촉진과 소득 분배 개선이라고 주장한다. 균형 발전은 이 두 가지 목표와 상충될 가능성이 높기 때문에, 균형 발전을 우선시하는 것은 바람직하지 않다고 그들은 주장한다. 최근의 성장 둔화와 악화되는 소득 분배를 고려할 때, 이러한 주장은 상당히 설득력 있게 보인다.

요약하자면, BNDP는 과거 정책들을 개선한 측면이 많지만, 동시에 과거 정책들이 공유하던 몇 가지 문제점도 여전히 안고 있다. 과거 정책들로부터 교훈을 얻어 이를 미래 정책 설계에 건설적으로 활용하는 것이 무엇보다 중요하다.

2. 미래 지역 개발 정책의 목표와 전략

지금까지의 논의에서 알 수 있듯이, 지역 발전은 다양한 요인들이 서로 얽혀 있는 매우 복잡한 주제이다. 따라서 지금까지의 일반적이고 다소 추상적인 논의만으로는 지역 발전 정책의 목표와 전략을 수립하려는 시도는 지나치게 야심 찬 일일 것이다. 그럼에도 불구하고, 지금까지의 논의를 종합하여 비록 다소 모호하고 추상적일지라도 지역 정책의 목표와 전략을 모색해 보는 것은 여전히 의미 있는 일일 것이다.

먼저 지적할 점은, 지역 개발 정책의 패러다임이 지역 간 격차 해소에 초점을 맞추는 방식에서 벗어나야 한다는 것이다. 지역 간 형평성을 높이려는 시도는 성장이나 국가 경쟁력과 충돌할 가능성이 높으며, 의도한 계획과는 반대로 분배에 부정적인 영향을 미칠 수도 있다. 분배에 미치는 부정적 영향은 지역 간 형평성 제고가 지역 내 이질성을 간과함으로써 수직적 및 수평적 형평성을 훼손할 수 있기 때문에 발생할 수 있다. 예를 들어, 정부가 SNCA에서 지역 소득이 더 낮은 농촌 지역으로 소득을 이전할 경우, 이는 SNCA의 빈곤층이 빈곤 지역의 부유층을 지원하는 결과를 초래할 수 있으며, 이는 수직적 형평성을 위반하는 것이다. 게다가 이러한 소득 이전 방식 하에서는, 두 사람이 동일한 소득을 가지고 있음에도 불구하고 빈곤 지역의 사람이 부유한 지역의 사람보다 더 나은 처지에 놓일 수 있는데, 이는 수평적 형평성을 위반하는 것이다. 이러한 의미에서 지역 격차는 개인 소득 불평등으로 간주될 수 없는데, 지역은 이질적인 주민들의 집합체이며 지역 소득은 개인 소득의 평균만을 반영하기 때문이다.

방법론적 측면에서 볼 때, 최근의 연구와 타국의 경험에 따르면 핵심 지역의 자원을 주변 지역으로 재배분하여 지역 간 형평성을 높이는 것은 성공하기 어려울 뿐만 아니라 의도하지 않은 결과를 초래할 수도 있다. 물론 낙후된 지역에 대한 지원은 지속되어야 한다. 그러나 이러한 정책의 목적은 지역 간 절대적 격차를 줄이는 것이 아니라, 모든 지역에서 일정 수준의 생활 조건이나 국가적 최저 기준을 보장하는 데 있어야 한다.

이러한 관점에서 지역 개발 계획은 두 가지 방향으로 추진되어야 한다. 하나는 모든 지역에서 일정 수준의 생활 조건을 보장하기 위해 공공재나 공적 재화를 제공하는 것이다. 물론 이러한 정책이 반드시 지역 개발 정책의 범주에 속할 필요는 없다. 예를 들어, 기존의 정부 간 보조금

제도는 이미 부분적으로 지역 간 재분배 역할을 수행하고 있으므로, 앞서 언급한 정책은 이 범주에 포함될 수 있다.

다른 하나는 각 지역의 성장 잠재력을 극대화하는 데 주력하고, 자립적 성장을 위한 지역 혁신 역량을 강화하는 것이다. 이는 향후 지역 개발 정책을 수립하는 데 있어 가장 중요한 요소로 보인다. 중앙 정부가 주도하여 지역 사업을 추진하는 현행 시스템은 필연적으로 부정적인 부작용을 초래할 수밖에 없다. 지역 현장의 요구가 제대로 반영되지 않을 뿐만 아니라, 지방 정부는 자립 역량 강화에 힘쓰기보다 중앙 정부로부터 보조금을 확보하는 데만 매달리게 되기 때문이다. 이러한 문제를 해결하기 위해서는 지방 정부가 궁극적으로 지역 개발에 대한 책임을 지도록 하여, 책임감과 주인의식을 갖도록 해야 한다. 즉, 각 지역은 역량을 강화하고 자립적 성장을 위한 동력을 찾아 자체적인 소득 기반을 구축해야 한다. 중앙 정부의 역할은 사전에 지역 사업을 조정하고 감독하며, 사후에 그 결과를 평가하는 데 국한되어야 한다. 물론, 지방정부가 초기 자원이나 추진력이 부족할 때는 중앙정부가 필요한 지원을 제공해야 한다. 이러한 중앙정부와 지방정부 간의 역할 분담은 필수적이며 확고히 정립되어야 한다.

그러나 이러한 역할 분담을 통해 지역의 책임성을 강화하려면 중요한 변화가 전제되어야 한다. 지방정부에는 충분한 자율권, 특히 지역 사업을 추진할 자금이 부여되어야 한다. 그렇지 않으면 지방정부가 대부분의 시간과 자원을 중앙정부의 보조금 확보에 쏟게 되어, 견고한 지역 역량을 구축하기 어려울 것이다.

요약하자면, 지방정부는 지역 개발에 대한 책임을 지는 동시에 필요한 자율성과 수단을 부여받아야 한다. 중앙정부는 주도적으로 나서기보다는 지역 프로젝트를 조정하고, 평가하며, 육성하는 역할을 수행해야 한다.

VI. 결론

본 논문은 한국의 지역 발전 정책의 목표와 전략에 관한 몇 가지 정책 제언을 제시한다. 우선, 인구와 소득은 매우 집중되어 있으나, 소득 및 기타 생활 수준의 불평등은 정부의 강력한 개입을 요할 정도로 심각한 문제는 아닌 것으로 보인다. 또한, 최근 경제학의 발전 동향을 고려할 때, 한국의 지역 발전 정책을 형성해 온 '수도권 대 비수도권'이라는 틀을 재고해야 할 필요가 있다. 본 논문의 핵심 메시지는 중앙 정부가 지역 간 형평성을 높이기 위해 집적 현상을 분산시키는 것은 바람직하지 않으며, 지역 개발은 지방 정부가 책임져야 하므로 지방 정부의 자율성과 책임성을 강화하는 것이 필수적이라는 점이다.

지방 정부의 자율성과 책임성을 높여 자치적인 지역 발전을 위한 성장 동력을 찾는 것은,

지식 기반 산업의 비중이 증가하고 있다. 장기적인 관점에서 이 목표를 달성하기 위한 구체적인 전략을 모색해야 하며, 성급한 정책이 시행되거나 정권마다 정책 방향이 빈번하게 바뀌는 일은 피해야 한다.

물론, 본 논문에서 제시한 정책 제안은 다소 지나치게 일반적이고 추상적이며, 구체적이고 실질적인 전략이 부족하다는 점을 인정한다. 그럼에도 불구하고, 비록 추상적이거나 모호할지라도 큰 그림을 보고 관점을 확보하려는 시도는 매우 중요하다. 본 논문은 그러한 시도 중 하나로 간주되어야 한다. 향후 이 중요한 주제에 대한 더 많은 연구가 이어져야 할 것이다.

참고문헌

Armstrong, Harvey, "Convergence among Regions of the European Union, 1950-1990," *Papers in Regional Science*, Vol. 74, No. 2, 1995, pp.143~152.

Barro, Robert J., "Economic Growth in a Cross Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, 1991, pp.407~443.

Barro, Robert J. 및 Xavier Sala-i-Martin, "주와 지역 간 수렴," *Brookings Papers on Economic Activity*, 제22권, 1991, pp.107~182.

Borts, George H. 및 Jerome L. Stein, *『자유 시장에서의 경제 성장』*, 뉴욕: 컬럼비아 대학교 출판부, 1964.

변병설, "한국과 미국의 지역 격차 양상 비교," 한국도시계획학회, 1999. *(한국어)*

최영철, 양덕순, 최오철, "지역 격차 관련 주요 쟁점 분석: 결과 및 정책적 시사점," *『한국도시관리학회지』*, 제20권 제2호, 2007, pp.3~27. *(한국어)*

최윤기, 장재홍, 허문구, 안기돈, 변창욱, *『한국 경제의 발전 경로와 지역 정책』*, 한국산업경제연구원, 2007. *(한국어)*

Dunford, Mick, "승자와 패자: 유럽연합의 새로운 경제 불평등 지도," *유럽도시지역연구*, 제1권 제2호, 1994, pp.95~114.

프리드먼, 존, *『지역 개발 정책: 베네수엘라 사례 연구』*, 매사추세츠주 케임브리지: MIT 프레스, 1966.

후지타 마사히사, 자크 프랑수아 티세, "지리적 집적은 경제 성장을 촉진하는가? 그리고 누가 이익을 얻고 누가 손해를 보는가?", *『일본경제리뷰』*, 제54권, 2003, pp.121~145.

한진희, 신석하, "위기 이후 한국 경제의 성장 성과에 대한 실증적 평가," 2007년 KDE-EWC 컨퍼런스 '한국의 지속적 성장을 위한 개혁'에서 발표된 논문, 하와이 호놀룰루, 2007.

허재완, "지역 격차의 동적 양상과 가설 검정," 한국계획학회, 1989. *(한국어)*

황명찬, "한국의 격차와 지역 정책", 한국주거연구소, 1982. *(한국어)*

김종일, "경제력의 지역 격차에 관한 연구," 고영선(편), *『지역개발정책의 방향과 전략』*, 한국개발연구원, 2008. *(한국어)*

김성배, "수도권과 비수도권의 상생 발전을 위한 지역 개발 정책," *한국행정학회 논문집*, 2003, pp.31~66. *(한국어)*

김성태, 정초시, 노근호, "한국의 지역 격차," *경제연구*, 제39권 제2호, 1991, pp.363~389. *(한국어)*

고영선, 김광호, 윤희석, *『균형적인 국가 발전을 위한 특별회계 개선』*, 한국개발연구원, 2008. *(한국어)*

크루그먼, 폴, "증대하는 수익과 경제 지리학," *『정치경제학 저널』*,

제99권 제3호, 1991, pp.483~499.

크루그먼, 폴, "도시의 수와 입지에 관하여," *유럽경제리뷰*, 제37권, 1993, pp.293~298.

크루그먼, 폴 및 앤서니 J. 베너블스, "세계화와 국가 간 불평등,"

『Quarterly Journal of Economics』, 제110권 제4호, 1995년, 857~880쪽.

루카스, 조지 W. 주니어, "경제 발전의 메커니즘에 관하여," *《통화경제학 저널》*, 제22권, 1988년, 3~42쪽.

마그리니, 스테파노, "유럽연합 지역 간 소득 격차의 진화," *《지역과학 및 도시경제학》*, 제29권, 제2호, 1999, pp.257~282.

Martin, Philippe, "지역 정책이 유럽의 성장과 지리적 분포에 영향을 미칠 수 있는가?", *The World* Economy, 제21권 제6호, 1998, pp.757~774.

Martin, Philippe 및 Gianmarco I. P. Ottaviano, "Growth and Agglomeration," *International Economic Review*, 제42권 제4호, pp.947~968.

문형표, "지역 형평성과 재정 분권화," 한국개발연구원, 2003. *(한국어)*

미르달, 군나르, *『경제 이론과 저개발 지역』*, 런던: 덕워스, 1957. OECD, *『지역 개요』*, 2007.

국가균형발전위원회, *『국가균형발전 비전과 전략』*, 2004.

로머, 폴 M., "증가하는 수익과 장기 성장," *『정치경제학 저널』*, 제94권 제5호, 1986, pp.1002~1037.

94, 제5호, 1986, pp.1002~1037.

Venables, Anthony J., "수직적으로 연계된 산업의 균형 위치," *International Economic Review*, Vol. 37, No. 2, 1996, pp.341~359.

한국개발연구원
제32권 제1호(통권 제106호)

우리나라 주식형 펀드의 투자 성과 평가

신 인 석
(중앙대학교 경영학부 부교수)
조 성 빈
(한국개발연구원 부연구위원)

한국 주식형 펀드의 성과 평가

신인석
(중앙대학교 경영학부 조교수)
조성빈
(한국개발연구원 연구위원)

* 신인석: (이메일)ishin@cau.ac.kr , (주소) 서울특별시 동작구 흑석동 211, 중앙대학교
조성빈: (이메일)scho@kdi.re.kr , (주소) (우)136-701 서울특별시 동대문구 회기로 49, 한국개발연구원

• **키워드**: 펀드 성과(Fund Performance), 효율적 시장가설(Efficient Market Hypothesis), 마켓 타이밍(Market Timing)
• **JEL** 코드: G23, G29
• 접수일: 2009. 8. 17 • 심사 절차 시작: 2009. 8. 20
• 심사 보고서 완료: 2009. 12. 30

초록

I. 서 론

최근 국내 펀드 산업은 주식형 펀드를 중심으로 급속한 성장을 경험했다. 펀드의 양적 성장은 펀드 산업의 경제적 기능에 대한 근본적인 의문을 제기하게 한다. "펀드의 투자 성과가 벤치마크 수익률을 초과하는가?" 이 질문에는 두 가지 이론적 배경이 있다. 첫째는 효율적 시장 가설(Efficient Market Hypothesis)이다. Grossman(1976)과 Grossman 및 Stiglitz(1980)에 따르면, 정보 생산 비용이 존재하는 효율적 시장에서 정보 우위를 얻기 위해 비용을 지불한 투자자는 그 비용만큼의 투자 이익을 얻게 된다. 다음은 대리인 문제(agency problem)이다. 펀드 산업은 투자자와 펀드 매니저 사이에 존재하는 전형적인 '주인-대리인' 관계를 기반으로 한다. 만일 펀드 산업에서 대리인 문제가 심각하다면 투자자에게 귀속되는 펀드의 투자 성과는 그만큼 하락할 것이다. 펀드 산업에서 효율적 시장 가설이 성립한다면, 펀드 투자자에게 귀속되는 펀드 투자의 순수익률(총수익률에서 비용을 제외한 투자 수익률)은 벤치마크 수익률과 같아야 한다. 또한 비용을 공제하기 전인 총수익률은 비용에 비례하여 벤치마크 수익률을 상회해야 한다. 반면, 대리인 문제가 심각하다면 그렇다면 펀드 투자의 순수익률은 벤치마크 수익률에도 미치지 못할 수 있다.

효율적 시장 가설과 금융 산업 내 대리인 문제의 중요성에 대한 시사점을 얻을 수 있다는 연구적 의의로 인해, 펀드의 역사가 긴 미국에서는 펀드 투자 성과에 대한 연구가 꾸준히 진행되어 왔다. 이 분야의 선구자인 Jensen(1968)은 1945년부터 1964년까지의 자료를 활용하여 펀드 투자의 순수익률이 벤치마크 수익률에 미치지 못한다는 사실을 발견했다. 반면, 1970년대 자료를 사용한 Henriksson(1984), Chang and Lewellen(1984)은 벤치마크 대비 펀드의 초과수익률이 0과 다르지 않다고 보고했다. 또한 Ippolito(1989)는 1965년부터 1984년까지의 자료를 사용하여 펀드 투자의 순수익률이 벤치마크를 다소 상회한다는 분석 결과를 내놓았다. 이때까지의 연구는 모두 표본 기간 동안 존속한 펀드만을 대상으로 하였으며, 따라서 생존 편향(survivorship bias)에 노출된 것이었다. 또한 벤치마크 수익률 설정(평가 모델 설정)에 있어 오류가 있다는 문제 제기 또한 있었다(Elton et al.[1993]; Ferson and Schadt[1996]; Carhart[1997]). 이후 좀 더 포괄적인 펀드 성과 자료가 확보되고 평가 모델이 정교해짐에 따라, 1990년대 중반 이후의 연구들은 공통적으로 펀드 투자의 순수익률이 벤치마크 수익률 수준에 미치지 못하거나 그보다 낮다는 결과를 보고했다(Malkiel[1995]; Gruber[1996];

Carhart[1997]; Pastor와 Stambaugh [2002]). 점차 펀드 투자의 순수익률이 벤치마크 대비 초과수익률이 0이거나 마이너스가 되는 이 점에 대해 합의가 이루어짐에 따라, 최근 미국 학계의 연구는 비용과 현금 등 기타 자산 보유를 고려한 펀드의 총수익률에 초점을 맞추고 있는 것으로 보인다. Chen, Jegadeesh, Wermers(2000)와 Jiang, Yao, Yu(2007)는 펀드 매니저의 주식 선별 능력이 존재하고 주식 보유 기준 펀드의 총수익률은 양의 초과수익을 보이지만, 비용과 주식 이외의 보유 자산의 저조한 성과로 인해 최종 순수익률 기준 펀드 성과는 벤치마크에 미치지 못한다고 보고했다. 이는 Grossman과 Stiglitz(1980)의 정보 생산 비용을 고려한 효율적 시장 가설이 펀드 산업의 행태를 설명할 수 있다는 것으로 해석되고 있다.[1)]

펀드 산업의 역사가 짧은 우리나라에서 펀드의 투자 성과에 대한 연구는 아직 초기 단계에 있다. 박영규·장욱(2001)은 1998년 12월 이후 설정되어 2001년 3월 현재 존재하는 주식형 펀드를 대상으로 한 연구에서, 펀드의 순투자 성과가 벤치마크 수익률을 상회하지 못한다고 보고하였다. 박영규(2005) 또한 1999년부터 2003년 말까지의 기간 중 2년 이상 지속된 주식형 펀드이 표본을 대상으로 한 연구에서는 펀드의 순수익률에서 양의 초과수익이 없다고 보고했다. 반면,최종범·박영규·이종달·최영목(2005)은 2000년 7월부터 2003년 말까지의 기간 중 2년 이상 지속된 표본을 대상으로 한 연구에서 주식형 펀드들이 순수익률 기준 연평균 3~4%의 초과수익률을 달성했다는 반대되는 결과를 보고했다. 따라서 우리나라의 경우 펀드 투자의 초과수익률 존재 여부는 기존 연구에서 아직 해결되지 않은 연구 주제이다. 또한 기존 연구는 자료와 방법론 측면에서 보완될 여지가 있다. 첫째는 자료의 포괄성이다. 기존 연구는 표본 기간이 대부분 3년 내외이며 생존 편향(survivorship bias)에 노출되어 있다는 약점이 있다. 다음으로 펀드 초과수익률 계산의 기초 자료 문제이다. 기존 연구는 모두 펀드 성과 평가에 있어 투자자에게 귀속되는 순수익률을 기준으로 하였다. 그러나 Grossman and Stiglitz(1980)의 효율적 시장가설을 평가하기 위해서는 비용이 포함된 총수익률 기준의 평가가 병행되어야 한다. 본 논문의 1차적인 목적은 기존 연구 자료와 방법론상의 한계를 보완하면 국내 주식형 펀드의 투자 성과를 평가하는 데 있다. 분석 기간은 초과수익과 관련하여

1) 한편, 펀드 산업에서 대리인 문제가 중요한 역할을 한다는 연구 결과도 계속해서 발표되고 있다 (Lakonishok et al.[1991]; Chevalier and Ellison[1997, 1999]; Carhart et al.[2002]; Gaspar et al.[2006]). 따라서 대리인 문제의 존재가 평균적인 펀드 투자 성과에 어느 정도 영향을 미치는지에 대한 문제는 여전히 논란의 여지가 있는 독립된 연구 주제라고 할 수 있다.

국내 연구 중 가장 긴 기간인 2002년 1월부터 2008년 12월까지를 대상으로 하며,[2] 분석 기간 동안 존재했던 모든 펀드를 표본에 포함함으로써 생존 편향 문제를 해소한다. 아울러 펀드의 투자 성과로서 순수익과 총수익을 동시에 사용하여 효율적 시장 가설에 대한 시사점을 보다 정교하게 검증한다.이에 대한 주요 분석 결과는 다음과 같다. 순수익을 기준으로 펀드의 초과수익 존재 여부를 실증 분석한 결과, 펀드의 평균 투자 성과는 일반적인 통계적 유의 수준에서 0과 다르지 않았다. 이 결과는 CAPM에 기반을 둔 젠센(Jensen)의 알파, Fama and French(1993)에 의해 일반화된 3요인 모델, Ferson and Schadt(1996)가 우월성을 주장한 조건부 CAPM(Conditional CAPM) 등을 사용한 초과수익 추정에서 모두 일관되게 나타났다. 또한 펀드의 존속 기간, 기타 펀드 특성 등을 고려하더라도 결과는 달라지지 않았다. 그러나 총수익을 기준으로 측정한 펀드 투자 성과에서는 펀드 보수에 비례하여 양의 초과 수익이 발견되었다.특히,전체 펀드를 보수 수준에 따라 4개 그룹으로 구분했을 때, 상위 두 그룹 펀드의 평균 투자 성과는 통계적으로 유의하게 기준 수익률을 초과했다. 이상의 분석 결과는 Grossman(1976), 이는 그로스먼과 스티글리츠(1980)가 이론화한 효율적 시장 가설에서 정보 생산자의 역할과 일치하는 것으로 해석된다. 즉, 펀드 산업은 경제적 가치가 있는 정보를 생산하며 양의 초과수익을 창출한다. 그러나 양의 초과수익에 상응하는 금액을 보수로 징수함으로써 투자자는 양의 초과수익을 누리지 못한다.

본 논문의 두 번째 목적은 이 해석의 타당성을 추가로 검증하기 위해, 과연 펀드 매니저가 정보 우위를 가지고 있는지를 분석하는 데 있다. 먼저 Treynor와 Mazuy(1966), Henriksson과 Merton(1981) 등의 방법을 따라 펀드의 양의 초과수익률을 펀드 매니저의 시장 타이밍(market timing) 능력에 기인하는 부분과 종목 선정 능력(security selection)에 기인하는 부분으로 구분하는 추정을 실시한다. 추정 결과, 펀드 매니저의 시장 타이밍 능력에 대한 뚜렷한 증거는 발견되지 않았다. 또한 일부 모형의 계수 추정치가 이론적 예상과 어긋났다. 수익률을 기반으로 한 모형을 사용한 시장 타이밍 추정에서 해석이 곤란한 결과가 나타나는 것은 미국의 관련 연구에서도 나타났던 이례적인 현상이다(Chang and Lewellen[1984]; Ferson 및 Schadt[1996]; Ferson과 Warther [1996]; Edelen[1999]). 이를 설명하는 것은

2) 최근 유시용·황승규(2009)의 연구는 2001년 1월부터 2008년 5월까지의 자료를 사용하고 있어, 본 연구에 비해 더 긴 표본 기간을 근거로 하고 있다. 그러나 이들이 사용한 표본은 주식 편입 비중 80% 이상의 공모펀드와 사모펀드를 대상으로 하고 있어 표본 구성 면에서 본 논문과 차이가 있으며, 논문의 초점이 초과성과 추정이 아니라 투자 주체별 펀드 선별 능력이므로 본 논문과의 직접적인 비교는 어렵다.

이는 향후 연구 과제로 남는다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 분석 자료와 방법론을 소개한다. 제III장에서는 펀드 투자의 성과를 분석한다. 즉, 순수익률과 총수익률을 기준으로 각각 벤치마크 대비 초과수익이 존재하는지 검증한다. 제IV장에서는 제III장의 결과를 바탕으로 펀드 매니저의 운용 능력을 분석한다. 즉, 시장 타이밍 능력의 유무와 주식 선별 능력의 유무를 추정한다. 제V장에서는 분석 결과를 요약하고 시사점을 논의한다.

II. 자료 및 방법론

1. 자료

가. 펀드 자료

펀드 자료는 제로인 자료를 기본 자료로 삼고, 자산운용협회 공시 자료를 통해 보완하였다. 분석 대상 펀드는 자산운용협회 분류 기준에 따른 투자신탁 중 위탁 판매되는 개방형 일반 공모펀드 중에서 주식형 펀드로 한정한다.[3] 주식형 펀드 외에 주식혼합형, 채권혼합형 및 채권형 등 다른 유형의 펀드들도 주식을 일정 비율 편입하지만, 주식 편입 비중이 주식형 펀드와 다르며 이로 인해 성과 측정 차이가 발생할 수 있으므로 분석에서 제외하였다. 또한 주식형 펀드 중 모신탁 및 자신탁은 제외하였으며, 세제 혜택으로 인해 투자 기간 등에 제한이 존재하는 펀드의 경우 제도 변경 등에 따라 설정액이 급격히 변동하는 효과가 있고, 그 결과 수익률의 변화가 유발될 수 있으므로 분석에서 제외하였다[4] 또한 수동적 투자를 하는 인덱스 펀드(index fund)를 제외하고, 능동적 투자(active investment)를 추구하는 펀드만을 분석 대상으로 하였다.

자료는 월별 자료이며, 분석 대상 기간은 2002년 1월부터 2008년 12월까지이다. 존속 기간과 관계없이 해당 기간에 존재했던 모든 펀드가 분석 대상이다. <표 1>은 연도별 평균 펀드 수, 평균 잔액, 평균 펀드 연령을 정리한 것이다. 연도별 펀드 수는 2004년까지 정체되어 있었으나 2005년과 2006년에 급증하여 이 두 해 동안 펀드 신설이

3) 주식형 펀드는 약관 또는 정관에 따라 자산총액의 60% 이상(또는 연평균 60% 이상)을 주식으로 운용하는 상품이며, 사모펀드를 제외한 이유는 보수 체계 및 수준이 달라 운용 방식이 공모펀드와 다를 수 있기 때문이다.

4) 우리나라의 경우 과거 증권시장의 안정 및 성장, 장기 투자 유도, 무주택자 등에 대한 지원 등을 위해 다양한 세제 혜택을 한시적으로 제공한 바 있다. 이러한 세제 혜택을 부여한 상품으로는 세금우대형, 장기 보유 세금우대형, 장기 증권 투자 신탁, 장기 주택 마련, 장기 주식형, 퇴직 신탁, 개인 연금 등이 있으며, 세제상의 유인 및 펀드 유출입에 대해서는 박창균·임경묵(2004)을 참조하라.

<표 1> 펀드 개요[1)]

연도	펀드 수	평균 잔액[2)]	평균 펀드 존속 기간[3)]
2002	183	208.83	28.33
2003	180	147.19	38.14
2004	212	151.04	40.47
2005	288	606.11	35.60
2006	371	935.44	34.96
2007	458	1378.42	36.43
2008	530	1482.99	42.20

주: 1) 매년 말 기준.

2) 단위: 1억 원.

3) 월 단위.

이 많았음을 시사한다. 이를 반영하여 펀드의 평균 연령도 지난 2년 동안 하락했다.

나. 펀드 수익률 자료

펀드의 월별 순수익률은 기준가격 산정 방식과 동일하게 결산 이익 분배율을 고려한 시간 가중 성과 측정 방식을 적용하여 다음과 같이 계산한다.

$$R_{i,t} = \prod_{j=1}^{n_t} R_{i}^{j} - 1 \quad \text{여기서 } R_{i}^{j} = \frac{P_{i}^{j} \times (1 + D_{i}^{j})}{P_{i}^{j-1}}$$

$R_{i,t}$: 펀드 i의 t월 수익률,

n_t : t월의 일수,

R_{i}^{j}: 펀드 i의 j일 수익률,

P_{i}^{j} : j일 기준가,

D_{i}^{j} : j일 배분율

펀드 투자를 위해 투자자가 지불해야 할 투자 비용은 운용보수, 판매보수, 기타 보수, 유가증권 매매 비용 등으로 구성된다. 이 중 유가증권 매매 비용에 대한 정확한 정보를 구하는 것은 시기와 펀드가 현재에도 존속하고 있는지에 따라 어려운 경우가 많았다. 이에 본 논문에서 고려하는 펀드 투자 비용은 유가증권 매매 비용을 제외한 운용 보수, 판매 보수, 기타 보수로 구성되는 총 보수로 한정한다. 보수 자료의 정확한 구축을 위해 자산운용협회와

제로인 자료를 비교하였으며, 또한 각 펀드의

약관 또는 투자설명서 등을 통해 보수가

분석 대상은 확인 가능한 자료로 한정하였다. 한편, 최근 신설된 펀드 중에는 판매 보수 대신 또는 판매 보수에 더해 선취 수수료를 부과하는 펀드도 적지 않다. 이러한 펀드의 경우 평균 투자 기간을 1년으로 가정하여 선취 수수료를 연간 판매 보수로 환산하였다. 참고로 미국의 경우

<표 2> 수수료 구조의 추이

(단위: %)

연도[1]	운용 보수	판매 수수료[2]	기타 수수료	수수료 총액
2002	0.647	1.641	0.050	2.338
2003	0.641	1.726	0.050	2.417
2004	0.653	1.671	0.111	2.435
2005	0.658	1.619	0.050	2.327
2006	0.665	1.563	0.050	2.278
2007	0.679	1.454	0.050	2.183
2008	0.681	1.426	0.050	2.157

주: 1) 매년 말 기준.

2) 선취 수수료 및 후취 수수료 포함.

Sirri와 Tufano(1998), Huang 외(2007) 등은 평균 투자 기간을 7년으로 가정하고 선취 수수료의 1/7을 연간 비용으로 환산

<표 2>는 총보수의 추이와 구성을 정리한 것이다. 총보수의 수준은 표본 기간 동안 2.3% 내외에서 안정적이었으며, 판매보수와 운용보수의 비중에도 별다른 변화가 없었다.

제로인이 제공하는 펀드 기준가는 이미 보수가 차감된 가격이다. 따라서 총수익률은 총보수율을 이용하여 기준가에서 산출된 순수익률을 환산해야 한다. 순수익률에서 총수익률로의 환산은 다음 식에 따른다.

$$\text{순수익률} = \text{총수익률} \times (1 - \text{총보수율})$$

다. 기타 자료 및 기초 통계량

무위험 수익률은 1년 만기 국채 수익률을 월별 수익률 자료로 환산하여 사용하였다.[5] 시장 포트폴리오의 대용치로는 기본 추정시 KOSPI를 사용한다. 견고성(robustness) 검증에서는 각 펀드별로 사전에 설정한 벤치마크를 사용한다. 펀드별 벤치마크 정보는 제로인에서 제공받았다. 3요인 모델 추정에 필요한 기업별 주가 자료 및 회계 자료는 WiseFN에서 추출하였다.[6] 기업 규모 요인을 반영하는 SMB와 장부가치와 시장가치의 상대적

5) 상장폐지 및 시장 이전 기업들에 대해서는 상장폐지 시점과 시장 이전 시점을 고려하여 자료에 포함하였다.

6) 3년 만기 국채 수익률과 10년 만기 국채 수익률을 사용하여 분석했으나, 정성적인 결과는 변하지 않는다. CD 수익률의 경우 2007년 하반기 이후 전 세계적인 금융위기 등으로 인해 국채 수익률과의 상관관계가 낮은 양상을 보이며, 국채에 비해 위험도가 높다는 점 등을 고려하여 무위험 수익률로 가정하지 않았다.

<표 3> 요인의 기술 통계

(단위: %)

변수	평균	표준편차	최소값	최대
$R_{m□t}$ (KOSPI)	0.8142	6.8443	-23.1344	12.7090
$R_{F□t}$ (무위험 금리)	0.3786	0.0476	0.2701	0.4605
SMB	1.4331	5.0867	-15.2178	14.7776
HML	0.2480	4.9528	-14.1843	13.1940
기간 스프레드	0.0549	0.0371	0.0016	0.1618
신용 스프레드	0.2716	0.0527	0.1764	0.3494
배당 수익률	0.1567	0.0312	0.1061	0.2336
단기 수익률	0.3378	0.0455	0.2661	0.4273

기업 규모를 반영하는 HML을 산출하기 위해 Fama and French(1993)와 마찬가지로 다음의 절차를 따랐다. 먼저 우선주를 제외한 해당 거래소에 상장된 비금융 기업을 대상으로 매년 6월 말 시가총액의 중위값을 기준으로 대형주와 소형주를 구분하였다. 그리고 장부 가치는 보통주의 전년도 말 장부 총액으로, 시장 가치는 보통주의 전년도 말 기준 시장 가치로 평가하였으며, 두 가치의 비율을 기준으로 상위 30%, 중간 40%, 하위 30%의 포트폴리오를 구성하였다. 이렇게 6개의 포트폴리오를 구성한 후, 해당 포트폴리오들의 평균을 구하여 각각 SMB와 HML을 산출하였다.

분석에 사용된 주요 변수들의 기초 통계량은 <표 3>에 정리하였다.

2. 방법론

가. 펀드 평균 투자 성과 추정 방법

본 논문의 분석 초점은 일반 투자자가 무작위로 펀드에 투자할 경우 기대할 수 있는 투자 성과가 벤치마크 수익률을 초과하는지에 있다. 이 질문에 답하기 위해서는 펀드 산업의 평균 투자 성과를 추정해야 한다. 주어진 자료가 패널 자료이므로 평균 투자 성과 추정 방법으로는, 즉 펀드 산업의 평균 투자 성과 추정 방법으로는 전체 자료를 동질적으로 취급하여 풀링(pooling) 추정하는 방법, 개별 펀드별로 초과 성과를 추정한 뒤 펀드별 추정치에서 평균 초과 성과를 다시 추정하는 방법, 각 시점별로 펀드 포트폴리오를 구축하고 펀드 포트폴리오의 시계열 자료에서 초과

성과를 추정하는 방법 등 세 가지를 생각해 볼 수 있다. 주가수익률에서 일반적으로 발견되는 높은 횡단면 상관관계를 고려할 때, 우선 첫 번째 방법은 배제된다. 두 번째와 세 번째 방법은 균형 패널 데이터인 경우 추정치가 동일하며, 통계량도 유사하다(Ferson and Schadt[1996]). 그러나 본 논문과 같이 펀드별 존속 기간이 다르고(즉, 불균형 패널 데이터), 존속 기간에 관계없이 각 시점에 존재했던 모든 펀드를 추정에 포함시키려는 경우 유일한 추정 방법은 세 번째 방법이다.[7] 세 번째 방법을 실행하기 위해서는 포트폴리오 구성에 사용할 가중치를 선택해야 한다. 본 논문에서는 기본 추정에서는 동일 가중치 포트폴리오를 기준으로 분석을 실시하고, 펀드 자산을 가중치로 사용한 포트폴리오를 견고성(robustness) 검증에서 사용하도록 한다.

나. 초과수익 추정 방법

펀드 투자의 초과수익률은 다음 세 가지 식에 따라 CAPM 모델의 알파(α), 3요인 모델의 알파, Ferson and Schadt(1996)의 조건부 모델의 알파로 측정한다.

$$\left(\frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t} R_{i,t}\right) = \alpha + \beta r_{m,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\left(\frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t} R_{i,t}\right) = \alpha + \beta_1 r_{m,t} + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \eta_t \quad (2)$$

$$\left(\frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t} R_{i,t}\right) = \alpha + \beta_0 r_{m,t} + B'(Z_t r_{m,t}) + \xi_t \quad (3)$$

$$\left(\frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t} R_{i,t}\right) = \alpha + \beta_1 r_{m,t} + B'(Z_t r_{m,t}) + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \xi_t \quad (3\text{-}1)$$

N_t : t월 펀드 수,

$R_{i,t}$: t월 펀드 i의 수익률,

$r_{(m),t}$: t월 시장 포트폴리오 프리미엄(Market Premium) 또는 ($R_{m,t} - R_{F,t}$). 단, $R_{m,t}$는 시장 포트폴리오 수익률, $R_{F(t)}$는 무위험 금리,

SMB_t : t월 SMB 수익률,

HML_t : t월 HML 수익률,

Z_t : $Z_t - C(Z)$,

ε, η, ξ: 교란항

조건부 모델을 추정하기 위해서는 조건변수(conditional variable) Z_t를 지정해야 한다. 미국 연구에서 사용된 조건

7) 전체 펀드를 몇 개의 그룹으로 나누어 분석한 Carhart(1997)의 초과수익 추정 방법이 본 논문과 유사하다.

<표 4> 조건 변수의 정의

변수명	정의
기간 스프레드	10년 만기 국채 수익률에서 1년 만기 국채 단기채 수익률을 뺀 값
신용 스프레드	BBB 등급 회사채 수익률에서 AAA 등급 회사채 수익률을 뺀 값
배당수익률	KOSPI 지수의 배당수익률
단기 수익률	콜 금리

<표 5> 현재 시장 수익률에 대한 지연된 조건 변수의 설명력

	종속 변수: 시장 수익률				
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
상수	0.8142 (0.7512)	0.8142 (0.7467)	0.8142 (0.7266)	0.8142 (0.7253)	0.8142 (0.7170)
기간 스프레드(-1)	1.6971 (20.3847)				-4.7002 (28.0208)
신용 스프레드(-1)		14.2919 (14.2632)			-41.1457 (28.9569)
배당수익률(-1)			55.7769** (23.4672)		31.0841 (29.2826)
단기 수익률(-1)				-39.2529** (16.0428)	-70.2228** (30.7309)
R-제곱	0.0001	0.012	0.065	0.068	0.1226

주: 괄호 안은 표준 오차.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

변수들은 기존 연구에서 미래 주가에 대한 예측력이 확인된 배당수익률, 단기 금리, 신용 스프레드, 기간 스프레드 등이다. 우리나라에서는 아직 미래 주가에 대한 예측력을 가진 변수들을 판별하는 연구가 충분히 축적되지 않은 상황이므로, 본 논문에서는 Ferson and Schadt (1996)에서 사용된 조건 변수들을 그대로 사용하기로 한다. 각 변수의 정의는 <표 4>에 정리하였다. 이들 변수들이 과연 미래 주가 예측력을 가지고 있는지 추정해 보았으며, 그 결과를 <표 5>에 정리하였다. 단기 금리는 미래 시장 수익률과 음의 상관관계를 보이며 통계적으로 유의한 수준에서 예측력을 지닌 것으로 나타났다. 배당 수익률은 양의 부호를 띠며

미래 시장 수익률을 예측하는 것으로 나타났으나, 통계적 유의성은 단기 금리에 비해 약했다. 기간 스프레드는 유의성이 전혀 없었으며, 신용 스프레드도 기간 스프레드에 비해 p-값이 높았으나 유의한 수준의 예측력을 지닌 것은 아니었다.

식 (3)과 (3-1)은 각각 CAPM 모델인 식 (1)과 3요인 모델인 식 (2)에 대한 조건부 모델이다. 그러나 엄밀히 말해 식 (3-1)은 정확한 3요인 모델의 조건부 추정식이 아니다. 3요인 모델에서 SMB와 HML이

Fama와 French(1993)가 주장하듯이 근
이 위험 요인을 대변한다고 한다면, 3요인 모형의 조건부 추정에서는 시장 프리미엄 ($r_{m=\square t}$)에 더해 SMB와 HML에 대한 베타 계수의 동적 변동이 고려되어야 한다. 반면, 식 (3-1)은 시장 프리미엄 계수의 동적 변동만 허용하고 있다. 식 (3-1)은 형태 자체만 놓고 보면 조건부 모델이 아니라 다요인 모델(multi-factor model)의 관점에서 해석하는 것이 적절하다. 즉, $r_{m\square t}\square_{m\square t}$를 다요인 모형의 한 요인으로 간주하면 식 (3-1)은 쉽게 해석된다.[8] 식 (3-1)이 현재의 형태로 표현되어 있는 것은 본 논문이 조건부 모형을

다요인 모형의 관점에서 해석할 수 있다.
선호하기 때문은 아니다. 단지 SMB와
HML 계수에도 동태적 변동을 허용하였으며

경우의 추정 결과가 질적으로 다르지 않았으므로, 지면을 절약하기 위해 보다 간결한 형태의 (3-1) 모형을 서술에 사용하기로 한다.[9]

다. 마켓타이밍 추정 방법

펀드 매니저의 시장 타이밍(market timing) 능력 유무에 대한 추정치는 Treynor와 Mazuy(1966) 및 Henriksson과 Merton(1981)의 모델에 근거한다. 두 모델은 초과수익률과 추정 모델 (1), (2)에 각각 $r^{z}_{\square}\square(R_{m\square t}-R_{F\square t})^{z}$ 및 $r^{+}\square(R_{m\square t}-R_{F\square t})\times I\{(R_{m\square t}-R_{F\square t})>0\}$를 설명변수로 선정
다음과 같다. $I\{(R_{m\square t}-R_{F\square t})>0\}$는 $(R_{m\square t}-R_{F\square t})$이 양수일 때 1을 취하는 지시함수(Indicator Function)이다. 마켓 타이밍 능력의 유무는 추가된 설명변수 계수의 추정치가 양의 값을 가지는지 여부로 평가한다. 이는 펀드 매니저의 마켓 타이밍 능력을 미래 시장 프리미엄에 대한 예측 능력으로 평가한다는 것을 의미한다. 만약 펀드 매니저가 미래 시장 프리미엄에 대한 예측 능력을 가지고 있다면, 펀드 매니저는 양의 시장 프리미엄이 예상될 때 베타를 높이는 펀드 운용을 시도할 것으로 예측할 수 있다.
할 수 있다. 즉, $r^{z}_{m\square t}\square(R_{m\square t}-R_{F\square t})^{z}$와 $r^{+}_{m\square t}\square(R_{m\square t}-R_{F\square t})\times I\{(R_{m\square t}-R_{F\square t})>0\}$항의 계수 추정치가 유의한 양의 값

8) 조건부 모형의 이러한 다의적 해석에 대해서는 Ferson and Schadt(1996), Ferson(2003)을 참조.

9) SMB, HML 계수에 동적 변동을 허용한 모델의 추정 결과는 부록에 첨부하였다.

을 취할 것으로 기대할 수 있다. 마켓타이밍의 추정 역시 비조건부 모형의 추정뿐만 아니라 조건부 모형을 통해서도 실시한다. Treynor and Mazuy(1966) 방식의 경우 조건부 모형 추정식은 앞의

식 (3), (3-1)에 $r^{z}_{m\,t} \square (R_{m\square t} - R_{\square t})^{z}$를 설명 변수로 추가함으로써 얻어진다.

Henriksson and Merton(1981) 방식의 경우, 조건부 모델인 (3)과 (3-1)의 추정식이 다소 복잡해지므로, Ferson and Schadt (1996)를 인용하여 추정식을 설정한다. 즉, Henriksson과 Merton(1981) 방식에 따른 시장 타이밍 능력의 존재 여부 추정을 조건부 추정식인 (3)과 (3-1)에 추가할 때, 추정식은 다음 두 식이 된다. 시장 타이밍 능력의 존재는 추정식에서 계수

□이 추정치가 양의 값을 가지는지 여부를 평가한다.

$$\left(\frac{1}{N_t}\sum_{i\square t}^{N_t} R_{i\square t}\right)\square\alpha + \beta r_{m\square t} + B'(\square_t r_{m\square t}) + \square r^{\square}_{m\square t} + C'(\square_t r^{\square}_{m\square t}) + \square_t \qquad (4)$$

$$\left(\frac{1}{N_t}\sum_{i\square t}^{N_t} R_{i\square t}\right)\square\alpha + \beta_{1} r_{m\square t} + B'(\square_t r_{m\square t}) + \square r^{\square}_{m\square t} + C'(\square_t r^{\square}_{m\square t}) + \beta_Z SMB_t + \beta_3 HML_t + v_t \qquad (4\text{-}1)$$

$$r^{\square}_{m\square t} \square r_{m\square t} I\square(r)_{m\square t} - C(r_{m\square t}\square Z_t))\square 0\square$$

여기서 $I(\ -\ )$는 지시함수,

III. 분석 결과

1. 펀드 투자의 성과

가. 순수익률(Net Return) 기준

<표 6>은 펀드 포트폴리오의 순수익률 기준 초과수익률을 추정한 결과이다. 추정은 전체 표본뿐만 아니라 6개월 이상, 12개월 이상, 36개월 이상 등 일정 기간 이상 존속한 펀드만을 대상으로 한 표본에 대해서도 실시하였다. 먼저 CAPM 모델을 기준으로 추정한 결과를 살펴보면, 모든 존속 기간별 추정에서 펀드 포트폴리오의 초과수익률은 0과 다르지 않은 것으로 나타났다. 이 결과는 3요인 모델을 이용한 추정에서도 달라지지 않았다. 사실 3요인 모델의 추정에서 SMB와 HML 등 두 요인

인자에 대한 계수 추정치의 부호는 예상과

일치하지만, 모두 유의성이 없을 뿐만 아니라 추정치의 크기도 0에 근사했다. 한편, <표 6>에서 존속 기간별 알파의 추정치가 대동소이하게 나타난 것은 생존 편

의 차이가 크지 않음을 시사한다. 이 결과는 미국 연구(Malkiel[1995])와는 다른 것으로서 주목할 만하다. 그 이유를 밝히는 것은 본 논문의 범위를 벗어나는 이야기이긴 하지만, 국내

펀드의 경우 미국에 비해 모두 연령이

<표 6> 펀드 포트폴리오의 순수익률

	전체 표본		(1) 6개월 이상 존속한 펀드 표본		(2) 12개월 이상 존속한 펀드 표본		(3) 24개월 이상 존속한 펀드 표본		(5) 36개월 이상 존속한 펀드 사례	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.2548 (0.2359)	0.2820 (0.2485)	0.2459 (0.2361)	0.2742 (0.2488)	0.2299 (0.2363)	0.2586 (0.2491)	0.2491 (0.2388)	0.2867 (0.2517)	0.2469 (0.2410)	0.2866 (0.2540)
r_m	0.9030*** (0.0345)	0.9042*** (0.0351)	0.9042*** (0.0346)	0.9055*** (0.0351)	0.9053*** (0.0346)	0.9066*** (0.0351)	0.9121*** (0.0350)	0.9139*** (0.0355)	0.9182*** (0.0353)	0.9201*** (0.0358)
중소기업		0.0178 (0.0492)		0.0150 (0.0493)		0.0147 (0.0493)		0.0039 (0.0499)		0.0021 (0.0503)
HML		-0.0224 (0.0482)		-0.0227 (0.0482)		-0.0229 (0.0483)		-0.0274 (0.0488)		-0.0287 (0.0492)
R-제곱	0.893	0.893	0.893	0.894	0.893	0.894	0.892	0.893	0.892	0.893

주: 괄호 안은 표준 오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

수치가 낮은 편이라서 아직 생존 이점이 두드러지지 않았기 때문일 수도 있다.조건부 모델의 추정 결과는 <표 7>에 정리했다. 배당률, 단기 채권 수익률 등의 부호는 각각 양과 음으로 예상과 일치하게 추정되었으나 유의성은 없었다. 추가된 설명변수의 유의성이 없음에 따라 초과수익률 추정치에도 별다른 변화가 없음을 확인할 수 있다.이는 미국의 연구 결과와는 차이가 있다. 미국의 연구들에서는 조건부 변수의 계수 부호가 예상과 반대인 가운데 유의하게 추정되었으며, 이로 인해 알파 추정치가 비조건부 모델에 비해 오히려 상승하는 현상이 나타난 바 있다(Ferson and Schadt[1996];

Ferson과 Warther[1996]).

나. 총수익률(Gross Return) 기준

1) 전체 표본

<표 8>은 총수익률을 기준으로 펀드의 초과수익률을 추정한 결과이다. 순수익률 기준 추정 결과와는 달리 양의 초과수익률(10% 유의수준에서 유의)이 추정되었다. 초과수익률의 크기는 월 0.42%로, 연율로 환산하면 5.2%에 달한다. 이 결과는 존속 기간에 따라 펀드 표본을 달리하더라도 변하지 않았다. 조건부 모형을 사용한 추정 결과는 <표 9>에 정리되어 있으며, 기본 모형과 질적으로 동일한 결과가 얻어졌다. 굳이 차이를 꼽자면, 존속 기간이 12개월 이상인 표본에서 초과수익의 유의성이 낮아졌다는 점이다.

<표 7> 펀드 포트폴리오의 순수익률 성과: 조건부 모델

	전체 표본		(1) 6개월 이상 존속한 펀드 표본 6개월		(2) 12개월 이상 존속한 펀드 표본 12개월		(3) 12개월 이상 존속한 펀드 표본 24개월		(4) 24개월 이상 존속한 펀드 표본 36개월	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.2683 (0.2520)	0.2949 (0.2672)	0.2570 (0.2526)	0.2846 (0.2679)	0.2365 (0.2531)	0.2645 (0.2684)	0.2458 (0.2558)	0.2845 (0.2713)	0.2461 (0.2585)	0.2872 (0.2742)
r_m	0.8910*** (0.0375)	0.8929*** (0.0382)	0.8926*** (0.0376)	0.8945*** (0.0383)	0.8942*** (0.0377)	0.8961*** (0.0383)	0.9030*** (0.0381)	0.9054*** (0.0387)	0.9084*** (0.0385)	0.9109*** (0.0392)
중소기업		0.0211 (0.0506)		0.0181 (0.0508)		0.0180 (0.0509)		0.0085 (0.0514)		0.0062 (0.0520)
HML		-0.0204 (0.0501)		-0.0205 (0.0502)		-0.0208 (0.0503)		-0.0262 (0.0509)		-0.0273 (0.0514)
r_m× 기간 스프레드	1.4821 (1.6258)	1.5893 (1.6519)	1.4452 (1.6293)	1.5434 (1.6560)	1.4289 (1.6325)	1.5274 (1.6593)	1.4229 (1.6500)	1.5038 (1.6773)	1.4442 (1.6673)	1.5206 (1.6949)
r_m× 신용 스프레드	-2.5357 (1.7036)	-2.6104 (1.7286)	-2.4516 (1.7073)	-2.5167 (1.7330)	-2.4289 (1.7107)	-2.4938 (1.7364)	-2.5431 (1.7290)	-2.5802 (1.7553)	-2.4443 (1.7471)	-2.4747 (1.7737)
r_m× 배당 수익률	0.9877 (1.4694)	0.8130 (1.5140)	0.9933 (1.4726)	0.8266 (1.5178)	1.0089 (1.4755)	0.8411 (1.5208)	0.9469 (1.4913)	0.7762 (1.5373)	0.9755 (1.5070)	0.8050 (1.5534)
r_m× 단기 수익률	-0.4581 (1.1844)	-0.5655 (1.2102)	-0.4412 (1.1869)	-0.5386 (1.2132)	-0.4727 (1.1893)	-0.5703 (1.2156)	-0.6813 (1.2020)	-0.7569 (1.2288)	-0.5844 (1.2146)	-0.6546 (1.2417)
R-제곱	0.897	0.897	0.897	0.897	0.896	0.897	0.896	0.896	0.895	0.896

주: 괄호 안은 표준 오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<표 8> 펀드 포트폴리오의 총수익률

	전체 표본		(1) 6개월 이상 존속한 펀드 표본		(2) 12개월 이상 유지된 펀드 사례		(3) 24개월 이상 존속한 펀드 표본		(4) 36개월 이상 존속한 펀드 표본	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.4473* (0.2365)	0.4742* (0.2491)	0.4388* (0.2366)	0.4669* (0.2494)	0.4239* (0.2369)	0.4524* (0.2496)	0.4497* (0.2394)	0.4872* (0.2523)	0.4519* (0.2416)	0.4916* (0.2546)
r_m	0.9051*** (0.0346)	0.9062*** (0.0351)	0.9063*** (0.0346)	0.9075*** (0.0352)	0.9073*** (0.0347)	0.9086*** (0.0352)	0.9140*** (0.0350)	0.9158*** (0.0356)	0.9201*** (0.0354)	0.9220*** (0.0359)
중소기업		0.0180 (0.0494)		0.0152 (0.0494)		0.0149 (0.0495)		0.0038 (0.0500)		0.0019 (0.0504)
HML		-0.0222 (0.0483)		-0.0226 (0.0483)		-0.0228 (0.0484)		-0.0273 (0.0489)		-0.0286 (0.0494)
R-제곱	0.893	0.893	0.893	0.894	0.893	0.894	0.892	0.893	0.892	0.892

주: 괄호 안은 표준 오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<표 9> 펀드 포트폴리오의 총수익 성과: 조건부 모델

	전체 표본		(1) 6개월 이상 존속한 펀드 표본 6개월 이상		(2) 12개월 이상 존속한 펀드 표본 12개월		(3) 12개월 이상 존속한 펀드 표본 24개월		(4) 다음 기간보다 오래 유지된 펀드 예시 36개월	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.4608* (0.2526)	0.4871* (0.2679)	0.4499* (0.2532)	0.4772* (0.2685)	0.4305* (0.2537)	0.4582* (0.2690)	0.4461* (0.2564)	0.4847* (0.2720)	0.4509* (0.2591)	0.4918* (0.2749)
r_m	0.8929*** (0.0376)	0.8949*** (0.0383)	0.8945*** (0.0377)	0.8964*** (0.0383)	0.8961*** (0.0377)	0.8981*** (0.0384)	0.9048*** (0.0381)	0.9072*** (0.0388)	0.9102*** (0.0385)	0.9127*** (0.0392)
중소기업		0.0213 (0.0508)		0.0183 (0.0509)		0.0181 (0.0510)		0.0084 (0.0516)		0.0060 (0.0521)
HML		-0.0202 (0.0502)		-0.0204 (0.0503)		-0.0206 (0.0504)		-0.0260 (0.0510)		-0.0271 (0.0515)
r_m× 항 스프레드	1.4942 (1.6297)	1.6016 (1.6559)	1.4574 (1.6332)	1.5559 (1.6600)	1.4412 (1.6362)	1.5399 (1.6631)	1.4418 (1.6539)	1.5221 (1.6813)	1.4648 (1.6714)	1.5402 (1.6991)
r_m× 신용 스프레드	-2.6148 (1.7077)	-2.6148 (1.7328)	-2.4557 (1.7114)	-2.5214 (1.7371)	-2.4343 (1.7146)	-2.4998 (1.7404)	-2.5561 (1.7331)	-2.5929 (1.7595)	-2.4592 (1.7514)	-2.4889 (1.7781)
r_m× 배당금 수익률	0.9977 (1.4730)	0.8235 (1.5177)	1.0033 (1.4761)	0.8369 (1.5214)	1.0182 (1.4789)	0.8507 (1.5243)	0.9640 (1.4948)	0.7944 (1.5410)	0.9947 (1.5106)	0.8258 (1.5573)
r_m× 단기 수익률	-0.4540 (1.1872)	-0.5617 (1.2131)	-0.4372 (1.1898)	-0.5350 (1.2161)	-0.4697 (1.1920)	-0.5677 (1.2184)	-0.6793 (1.2049)	-0.7543 (1.2317)	-0.5815 (1.2176)	-0.6507 (1.2448)
R-제곱	0.897	0.897	0.897	0.897	0.896	0.897	0.896	0.896	0.895	0.896

주: 괄호 안은 표준 오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 보수 수준별 추정

순수익률 기준 추정에서는 발견되지 않았던 양의 초과성과가 총수익률 기준 추정에서 나타난 현상을 Grossman and Stiglitz(1980)의 관점에서 보면, 펀드 산업이 정보를 생산하고 이 정보에 기초하여 양의 초과성과를 거둔 뒤, 그만큼을 보수로 징구한다는 해석이 가능하다. 이 해석에 따르면 총수익률 기준 초과성과는 보수 수준에 비례해야 한다. 이를 조사

이를 위해 전체 펀드를 보수 수준에 따라 4개 그룹으로 나누고, 각 그룹별로 초과 수익률을 재추정하였다. <표 10>은 기본 모델을 재추정한 결과이며, <표 11>은 조건부 모델을 재추정한 결과이다.

<표 10>은 총수익률 기준 초과수익 추정치의 유의성이 보수가 높은 펀드 그룹에 집중되어 있음을 보여준다.

<표 11>은 대체로 <표 10>의 결과와 유사하다. 단, CAPM 모델의 조건부

<표 10> 펀드 포트폴리오의 총수익률 성과: 총 수수료 수준별

	총 수수료 ≤1.5		1.5 ≤ 2.0		2.0 < ≤ 2.5		2.5<	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.3507 (0.2314)	0.3308 (0.2408)	0.3904 (0.2502)	0.3525 (0.2605)	0.4541* (0.2347)	0.4744* (0.2470)	0.4817* (0.2490)	0.5322** (0.2623)
r_m	0.8637*** (0.0339)	0.8622*** (0.0340)	0.8988*** (0.0366)	0.8963*** (0.0367)	0.8863*** (0.0344)	0.8871*** (0.0348)	0.9275*** (0.0365)	0.9300*** (0.0370)
중소기업		0.0739 (0.0477)		0.0794 (0.0516)		0.0277 (0.0489)		-0.0101 (0.0520)
HML		0.0016 (0.0467)		0.0135 (0.0505)		-0.0192 (0.0479)		-0.0342 (0.0508)
R-제곱	0.888	0.891	0.880	0.884	0.890	0.891	0.888	0.888

주: 괄호 안은 표준 오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<표 11> 펀드 포트폴리오의 총수익률: 총 수수료 수준별

- 조건부 모델

	총 수수료 ≤1.5		1.5 < ≤ 2.0		2.0 < ≤ 2.5		2.5<	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.4087* (0.2419)	0.3736 (0.2537)	0.4248 (0.2687)	0.3859 (0.2810)	0.4705* (0.2503)	0.4905* (0.2650)	0.4809* (0.2665)	0.5343* (0.2826)
r_m	0.8443*** (0.0360)	0.8435*** (0.0362)	0.8852*** (0.0400)	0.8844*** (0.0401)	0.8738*** (0.0372)	0.8755*** (0.0378)	0.9182*** (0.0397)	0.9212*** (0.0404)
중소기업		0.0692 (0.0481)		0.0849 (0.0533)		0.0318 (0.0502)		-0.0051 (0.0536)
HML		0.0116 (0.0476)		0.0116 (0.0527)		-0.0179 (0.0497)		-0.0334 (0.0530)
r_m× 기간 스프레드	0.9828 (1.5601)	1.1690 (1.5680)	1.6252 (1.7334)	1.8592 (1.7370)	1.5615 (1.6144)	1.6958 (1.6380)	1.5177 (1.7194)	1.5725 (1.7470)
r_m× 신용 스프레드	-2.3852 (1.6348)	-2.5991 (1.6409)	-2.1828 (1.8164)	-2.4462 (1.8178)	-2.6386 (1.6917)	-2.7460 (1.7142)	-2.7201 (1.8017)	-2.7172 (1.8282)
r_m× 배당수익률	1.1151 (1.4101)	0.9808 (1.4372)	0.7963 (1.5667)	0.6168 (1.5920)	0.9860 (1.4591)	0.7947 (1.5013)	0.9166 (1.5540)	0.7446 (1.6012)
r_m× 단기 수익률	0.1894 (1.1365)	-0.0206 (1.1487)	-0.1589 (1.2628)	-0.4212 (1.2725)	-0.4757 (1.1761)	-0.6141 (1.2000)	-0.7562 (1.2526)	-0.7997 (1.2798)
R-제곱	0.897	0.899	0.883	0.887	0.895	0.896	0.891	0.892

참고: 괄호 안은 표준 오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

추정 결과 알파 값이 오히려 상승한 점은 이례적인 현상이다. 이론적으로 볼 때 조건부 추정에서 알파 값은 비조건부 추정에 비해 하락해야 한다.

3) 보수 수준과 펀드별 총수익률 기준 초과성과 간의 관계 추정

<표 11>이 시사하는 보수 수준과 초과성과의 관계

초과수익과의 관계를 확인하는 방법으로서, 펀드별 초과수익과 보수 수준 간의 관계를 추정하고자 한다. 추정 방법은 다음과 같다. 먼저 9개월 이상 존속한 펀드를 대상으로 펀드별 CAPM과 3요인 모델을 추정하여 초과수익 알파를 산출한 후, 초과수익 알파와 각 시점별 잔차를 합산하여 펀드별로 월별 초과수익을 계산한다. 그리고 펀드별 보수를 비롯해 펀드 규모, 펀드 연령, 자금 유입·유출 등 통제 변수를 독립 변수로, 펀드별 초과수익률을 종속 변수로 하여 월별 자료에 대해 횡단면 회귀 분석을 수행한 후, 이를 시계열로 평균하여 추정치를 구한다.[10] 이렇게 구한 표준 오차는 이분산성(heteroskedasticity) 및 자기상관(autocorrelation)에 의해 과소 또는 과대 추정될 수 있으므로, 이를 조정한 Newey-West 표준 오차를 구하여 추정치의 유의성을 확인하였다.

추정 결과는 <표 12>에 제시되어 있으며, 총보수, 판매보수, 운용보수 모두 펀드의 초과수익률과 통계적으로 유의미한 관계를 갖는 것으로 추정되었다는 것을 알 수 있다.

2. 펀드 매니저의 시장 타이밍 능력

펀드 산업의 정보 생산 능력은 마켓 타이밍(market timing) 능력과 주식 선별 능력으로 구분될 수 있다. Treynor와 Mazuy(1966) 및 Henriksson와 Merton(1981)의 방법을 따라 두 능력의 존재 여부를 추정하였으며, 그 결과를 <표 13>의 패널 A와 B에 제시하였다. 마켓타이밍 계수의 추정치는 부호가 음이며 대체로 유의성이 없었다. 다만, 보수 수준이 낮은 그룹에서 마켓타이밍 계수 추정치의 p-값이 11~12% 수준으로 통계적 유의성의 경계선에 있었다. 또한 이들 그룹의 경우 주식 선별력을 나타내는 알파 값은 유의한 양의 값으로 추정되었다. 마켓타이밍 계수와 주식 선별 계수가 반대 방향의 값을 띠는 것은 논리적으로 설명하기 어려운 이례적인 현상이다. 이는 마켓타이밍 능력이 없는 펀드 매니저일수록 주식 선별 능력은 있다는 의미가 되기 때문이다. 이러한 이례적인 현상은 미국의 연구 결과와 동일하며(Chang and Lewellen[1984]), 또한 두 추정 방법의 문제점으로 지적된 바 있다.

10) Chen 등(2004), Ferris와 Yan(2009), 그리고 Nanda 등(2004) 등은 본 연구와 동일한 방법론을 적용하여 초과수익률을 추정하였다.

<표 12> 총수익률과 수수료 수준 간의 관계

	종속 변수: 펀드 총수익률					
	CAPM 조정			3요인 조정		
상수	0.1409 (0.3720)	0.1325 (0.3742)	0.1313 (0.3743)	0.0443 (0.3439)	0.0287 (0.3446)	0.0263 (0.3448)
ln(펀드 규모)	0.0032 (0.0149)	0.0035 (0.0149)	0.0035 (0.0149)	0.0063 (0.0137)	0.0068 (0.0138)	0.0068 (0.0138)
펀데이지	-0.0003 (0.0010)	-0.0003 (0.0010)	-0.0003 (0.0010)	0.0000 (0.0009)	0.0001 (0.0009)	0.0001 (0.0009)
유량	0.2828* (0.1620)	0.2860* (0.1620)	0.2864* (0.1618)	0.2587* (0.1372)	0.2632* (0.1370)	0.2635* (0.1367)
총 수수료	1.2272** (0.5406)			1.4054*** (0.5389)		
판매 수수료 (부과금 포함)		1.1745** (0.5458)			1.2642** (0.5485)	
판매 수수료 (부하 제외)			1.1809** (0.5496)			1.2902** (0.5500)
운용 수수료		1.3687** (0.6284)	1.3702** (0.6306)		1.8228*** (0.6129)	1.8283*** (0.6143)
부하 더미	0.0175 (0.0608)	0.0182 (0.0628)	0.0978 (0.0686)	0.0337 (0.0602)	0.0366 (0.0620)	0.1238* (0.0701)
관측치 수	23957	23957	23957	23957	23957	23957
평균 R^2	0.101	0.105	0.105	0.104	0.108	0.108

참고: t-통계량은 Newey-West(1987)의 2차 지연을 사용하여 시계열 상관관계를 보정한 값이며, 괄호 안에 표시되어 있습니다.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(Jagannathan and Korajczyk[1986]; Glosten and Jagannathan[1994]), 같은 현상이 우리나라에서도 발견된다는 점이 흥미롭다.

Ferson과 Schadt(1996)는 이 이례 현상이 조건부 모형을 사용하면 사라진다고 주장한 바 있다. 이에 조건부 모형을 사용하여 추정을 실시하고 그 결과를 <표 14>와 <표 15>에 정리하였다. 시장 타이밍 계수 추정치의 p-값은 한층 더 하락하

그러나 음의 값을 보이는 현상은 여전히 지속되고 있다. 한편, 모든 조건부 모델에 시장 타이밍 변수를 추가하여 추정해 보니, 보수 수준이 높은 그룹의 알파는 유의성을 잃었다. 조건부 모델에서 초과수익의 유의성이 사라진 것은 조건부 변수의 추가에 기인했을 수 있다. 즉, 펀드 매니저가 조건부 변수에 연동하여 투자 전략을 체계적으로 변경하고, 이 투자 전략에 의해 초과수익을

<표 13> 시장 타이밍 능력 추정

패널 A: 트레이너-마주이 모델

	총 수수료 ≤1.5		1.5 < ≤2.0		2.0 < ≤ 2.5		2.5<	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.6131** (0.2783)	0.5496* (0.2847)	0.4528 (0.3057)	0.3751 (0.3119)	0.5112* (0.2867)	0.5022* (0.2957)	0.5106* (0.3044)	0.5450* (0.3141)
r_m	0.8463*** (0.0351)	0.8463*** (0.0355)	0.8946*** (0.0386)	0.8947*** (0.0389)	0.8825*** (0.0362)	0.8851*** (0.0369)	0.9256*** (0.0384)	0.9291*** (0.0392)
중소기업		0.0639 (0.0479)		0.0784 (0.0525)		0.0264 (0.0498)		-0.0107 (0.0529)
HML		0.0120 (0.0470)		0.0146 (0.0514)		-0.0179 (0.0488)		-0.0336 (0.0518)
r_m^z	-0.0055 (0.0033)	-0.0048 (0.0034)	-0.0013 (0.0036)	-0.0005 (0.0037)	-0.0012 (0.0034)	-0.0006 (0.0035)	-0.0006 (0.0036)	-0.0003 (0.0037)
R-제곱	0.892	0.894	0.880	0.884	0.890	0.891	0.888	0.888

패널 B: 헨릭슨-머튼 모델

	총 수수료 ≤1.5		1.5 < ≤ 2.0		2.0 < ≤ 2.5		2.5<	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.7674* (0.4001)	0.7023* (0.4021)	0.4503 (0.4368)	0.3771 (0.4387)	0.5126 (0.4097)	0.4894 (0.4159)	0.4779 (0.4348)	0.4900 (0.4416)
r_m	0.9314*** (0.0629)	0.9239*** (0.0634)	0.9085*** (0.0687)	0.9004*** (0.0692)	0.8958*** (0.0645)	0.8896*** (0.0656)	0.9269*** (0.0684)	0.9230*** (0.0697)
중소기업		0.0706 (0.0477)		0.0792 (0.0520)		0.0275 (0.0493)		-0.0097 (0.0524)
HML		0.0108 (0.0473)		0.0141 (0.0516)		-0.0188 (0.0489)		-0.0353 (0.0519)
r_m^+	-0.1491 (0.1170)	-0.1373 (0.1191)	-0.0214 (0.1277)	-0.0091 (0.1299)	-0.0210 (0.1198)	-0.0055 (0.1232)	0.0014 (0.1271)	0.0156 (0.1308)
R-제곱	0.890	0.893	0.880	0.884	0.890	0.891	0.888	0.888

주: 괄호 안은 표준 오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

을 거둔 경우, 해당 조건부 변수를 추정식에 포함하면 비조건부 모델에서 나타났던 초과 성과는 사라지게 된다. 이 가능성을 점검하기 위해 <표 14, 15>에서 조건부 변수 계수의 추정치를 조사한 결과, 신용 스프레드 항의 계수가 보수가 높은 펀드에서 유의하게 음의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 이 점은 보수가 높은

<표 14> 시장 타이밍 능력 추정 - 조건부, 트레이너-마주이 모델

	총 수수료 ≤1.5		1.5 < ≤ 2.0		2.0 < ≤ 2.5		2.5<	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.5557* (0.2960)	0.5031 (0.3025)	0.4384 (0.3305)	0.3814 (0.3365)	0.4863 (0.3078)	0.4895 (0.3173)	0.5051 (0.3278)	0.5444 (0.3384)
r_m	0.8398*** (0.0364)	0.8389*** (0.0368)	0.8848*** (0.0407)	0.8846*** (0.0409)	0.8733*** (0.0379)	0.8756*** (0.0386)	0.9174*** (0.0403)	0.9208*** (0.0411)
중소기업		0.0669 (0.0483)		0.0849 (0.0537)		0.0318 (0.0506)		-0.0053 (0.0540)
HML		0.0160 (0.0480)		0.0115 (0.0534)		-0.0179 (0.0504)		-0.0331 (0.0537)
r_m^z	-0.0040 (0.0047)	-0.0037 (0.0047)	-0.0004 (0.0052)	0.0001 (0.0053)	-0.0004 (0.0049)	0.0000 (0.0050)	-0.0007 (0.0052)	-0.0003 (0.0053)
r_m× 기간 스프레드	1.0382 (1.5639)	1.2041 (1.5725)	1.6303 (1.7460)	1.8580 (1.7493)	1.5675 (1.6261)	1.6956 (1.6496)	1.5268 (1.7318)	1.5752 (1.7592)
r_m× 신용 스프레드	-2.7678 (1.6963)	-2.9437* (1.7018)	-2.2181 (1.8938)	-2.4344 (1.8930)	-2.6799 (1.7637)	-2.7433 (1.7852)	-2.7831 (1.8783)	-2.7442 (1.9038)
r_m× 배당수익률	0.9597 (1.4238)	0.8684 (1.4477)	0.7819 (1.5895)	0.6206 (1.6104)	0.9693 (1.4804)	0.7956 (1.5186)	0.8910 (1.5765)	0.7358 (1.6196)
r_m× 단기 수익률	-0.6340 (1.4848)	-0.7659 (1.4886)	-0.2348 (1.6576)	-0.3958 (1.6558)	-0.5645 (1.5438)	-0.6084 (1.5615)	-0.8918 (1.6441)	-0.8581 (1.6653)
R-제곱	0.898	0.900	0.883	0.887	0.895	0.896	0.891	0.892

참고: 괄호 안은 표준 오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

펀드 운용 과정에서 펀드 매니저들이 시장 상황의 변동을 보다 적극적으로 반영했으며(이 경우 신용 스프레드 상승으로 인해 장세가 약화될 것으로 예상될 때 베타를 감소시키는 전략), 상대적으로 우수한 성과를 거두었다는 해석과 일치한다. 그러나 반면 '$r_{\square}$ ×배당수익률'의 계수 추정치는 유의하게 음의 값으로 나타났다. 이는 배당수익률 상승으로 시장 수익률의 상승이 예상될 때 펀드 매니저들이 오히려 베타를 축소했다는 의미로, 이는 직관과 상반된다. 배당 수익률 계수의 추정치가 이례적인 부호를 띠는 것은 미국의 연구 결과와 일치한다(Ferson and Warther[1996]; Edelen [1999]). 미국의 연구자들은 이 현상을 펀드의 자금 유출입이 펀드 매니저의

<표 15> 시장 타이밍 능력 추정 - 조건부, 헨릭슨-머튼 모델

	총 수수료 ≤1.5		1.5< ≤2.0		2.0< ≤2.5		2.5<	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.4934 (0.3750)	0.4782 (0.3791)	0.2941 (0.4097)	0.2810 (0.4132)	0.3514 (0.3876)	0.3640 (0.3936)	0.3269 (0.4142)	0.3565 (0.4195)
r_m	0.8606*** (0.0769)	0.8656*** (0.0776)	0.8756*** (0.0840)	0.8811*** (0.0846)	0.8649*** (0.0794)	0.8643*** (0.0806)	0.9004*** (0.0849)	0.8952*** (0.0859)
중소기업		0.0481 (0.0490)		0.0609 (0.0534)		0.0122 (0.0509)		-0.0268 (0.0542)
HML		0.0108 (0.0482)		0.0041 (0.0525)		-0.0233 (0.0500)		-0.0394 (0.0533)
r_m *	-0.0425 (0.1253)	-0.0505 (0.1278)	0.0356 (0.1369)	0.0292 (0.1392)	0.0317 (0.1295)	0.0397 (0.1326)	0.0465 (0.1384)	0.0639 (0.1414)
r_m× 기간 스프레드	0.9801 (2.6534)	0.8748 (2.6806)	1.6392 (2.8987)	1.5441 (2.9216)	1.2826 (2.7421)	1.3595 (2.7829)	1.1262 (2.9302)	1.3175 (2.9661)
r_m× 신용 스프레드	-4.0108 (2.6544)	-4.0115 (2.6734)	-4.8556* (2.8998)	-4.8557 (2.9136)	-4.9774* (2.7431)	-4.9753 × (2.7753)	-5.1363* (2.9314)	-5.1332* (2.9580)
r_m× 배당수익률	2.8006 (2.1466)	2.5829 (2.1783)	3.6907 (2.3451)	3.3882 (2.3741)	3.1688 (2.2183)	3.0406 (2.2614)	2.9649 (2.3706)	2.9925 (2.4103)
r_m× 단기 수익률	-0.2351 (1.6626)	-0.4750 (1.6924)	-1.0849 (1.8163)	-1.3907 (1.8445)	-1.4288 (1.7182)	-1.4954 (1.7569)	-1.6988 (1.8361)	-1.5725 (1.8726)
r_m *×기간 스프레드	-1.0478 (3.2887)	-0.5895 (3.3485)	-1.3399 (3.5928)	-0.7982 (3.6495)	-0.5397 (3.3987)	-0.5278 (3.4762)	-0.3617 (3.6319)	-0.7506 (3.7051)
r_m *× 신용 스프레드	1.4932 (3.4334)	1.3697 (3.4609)	3.3815 (3.7509)	3.2139 (3.7719)	3.3191 (3.5482)	3.2573 (3.5928)	3.6278 (3.7917)	3.6575 (3.8294)
r_m *× 배당 수익률	-5.8709* (3.2125)	-5.3189 (3.2977)	-8.3069** (3.5095)	-7.6774** (3.5941)	-6.0850* (3.3199)	-6.1326* (3.4235)	-5.7814 (3.5477)	-6.3291* (3.6488)
r_m * ×단기 수익률	-3.5844 (2.9445)	-3.0625 (3.0145)	-2.8089 (3.2167)	-2.1779 (3.2855)	-1.4153 (3.0429)	-1.3632 (3.1295)	-1.1802 (3.2517)	-1.5736 (3.3355)
R-제곱	0.907	0.908	0.898	0.900	0.905	0.906	0.901	0.902

주: 괄호 안은 표준 오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

운용에 가해지는 제약으로 인해 나타나는 왜곡으로 해석하였다. 그 이유가 무엇이든 조건부 모형의 추정 결과는 명확한 해석이 어려워 보인다.

IV. 강건성 검증

1. 설정액 기준 가중평균 포트폴리오 사용

기본 모델에서 펀드 포트폴리오는 펀드 규모와 관계없이 동일한 가중치를 적용하여 구성되었다. 이는 투자자가 매월 펀드 규모와 관계없이 모든 펀드에 동일한 금액을 투자한다는 가정이다. 그러나 투자자는 각 펀드의 규모에 비례하여 투자 금액을 결정하는 '금액가중평균 포트폴리오(value-weighted portfolio)'를 구성할 수도 있다. 특히, 우수한 운용 성과를 보인 펀드로 자금이 유입되고(Sirri and Tufano[1998]), 그에 따라 우수 펀드의 규모가 상대적으로 커지는 경향이 나타날 수 있다. 이 경우 동일 가중치 펀드 포트폴리오는 금액 가중치 포트폴리오에 비해 펀드 투자의 초과 성과를 낮게 추정하는 경향이 있다. 과연 이 문제가 존재하는지 확인하기 위해 동일 가중치 대신 정해진 금액을 가중치로 하여 펀드 포트폴리오를 구성한 뒤 펀드 투자의 초과 성과를 재추정을 산출하였으며, 그 결과를 <표 16>에 정리하였다. 먼저 순수익률 기준 초과수익률 추정치를 보면, 동일가중평균에 비해 다소 상승하였다. 그러나 여전히 CAPM과 3요인 모델의 알파 추정치는 통계적으로 0과 다르지 않았다. 총수익률 기준 초과수익률 추정치의 경우에도 동일가중 포트폴리오의 경우와 질적으로 동일했다.

2. 펀드별 벤치마크 사용

벤치마크 설정 오류가 심각한 초과수익률 추정 오차로 이어질 수 있는지에 대한 논란은 오랫동안 지속되어 왔다(Roll [1971]; Lehman과 Modest[1987]; Admati 외 [1986]; Conner와 Korajczyk[1991]; Grinblatt and Titman[1989]). 펀드의 초과 성과 측정과 관련하여 Elton, Gruber, Das 및 Hlavka(1993)는 벤치마크 설정 오류가 초과 성과 추정에서 심각한 오류를 초래할 수 있다고 주장한 바 있다. 이론적으로 볼 때, 만약 각 펀드가 지향하는 벤치마크가 다르다면, 이 정보를 무시하고 동일한 시장 포트폴리오를 사용하여 초과수익률을 추정하는 것은 분명히 추정 오류를 초래할 잠재적 소지가 있다. 따라서 만약 개별 펀드별 벤치마크에 대한 구체적인 정보가 있다면, 이를 활용하여 초과수익률을 추정하는 것이 타당하다는 논리가 성립된다. 이를 고려하여 추가적인 견고성 검증을 위해 펀드별로 사전에 운용 계획서에서

<표 16> 펀드 포트폴리오 성과 재추정: 가치 가중 포트폴리오

패널 A: 순수익 성과

	전체 표본		(1) 6개월 이상 존속한 펀드 표본		(2) 12개월 이상 존속한 펀드 표본		(3) 24개월 이상 존속한 펀드 표본		(4) 36개월 이상 존속한 펀드 표본	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.2988 (0.2594)	0.3613 (0.2729)	0.2988 (0.2594)	0.3613 (0.2729)	0.2990 (0.2595)	0.3615 (0.2730)	0.3116 (0.2589)	0.3736 (0.2724)	0.3197 (0.2615)	0.3866 (0.2750)
r_m	0.9304*** (0.0380)	0.9335*** (0.0385)	0.9304*** (0.0380)	0.9335*** (0.0385)	0.9302*** (0.0380)	0.9334*** (0.0385)	0.9293*** (0.0379)	0.9324*** (0.0384)	0.9293*** (0.0383)	0.9327*** (0.0388)
SMB		-0.0138 (0.0541)		-0.0138 (0.0541)		-0.0139 (0.0541)		-0.0147 (0.0540)		-0.0189 (0.0545)
HML		-0.0422 (0.0529)		-0.0422 (0.0529)		-0.0422 (0.0529)		-0.0417 (0.0528)		-0.0445 (0.0533)
R-제곱	0.880	0.881	0.880	0.881	0.880	0.881	0.880	0.881	0.878	0.879

패널 B: 총수익 성과

	전체 표본		(1) 6개월 이상 존속한 펀드 표본		(2) 12개월 이상 존속한 펀드 표본		(3) 24개월 이상 존속한 펀드 사례		(4) 36개월 이상 존속한 펀드 표본	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.5016* (0.2600)	0.5640** (0.2736)	0.5016* (0.2600)	0.5641** (0.2736)	0.5023* (0.2601)	0.5647** (0.2736)	0.5176** (0.2595)	0.5795** (0.2731)	0.5273** (0.2621)	0.5942** (0.2756)
r_m	0.9325*** (0.0381)	0.9356*** (0.0386)	0.9325*** (0.0381)	0.9356*** (0.0386)	0.9324*** (0.0381)	0.9355*** (0.0386)	0.9314*** (0.0380)	0.9345*** (0.0385)	0.9314*** (0.0384)	0.9348*** (0.0389)
SMB		-0.0139 (0.0542)		-0.0139 (0.0542)		-0.0140 (0.0542)		-0.0149 (0.0541)		-0.0191 (0.0546)
HML		-0.0421 (0.0530)		-0.0421 (0.0530)		-0.0420 (0.0530)		-0.0416 (0.0529)		-0.0444 (0.0534)
R-제곱	0.880	0.881	0.880	0.881	0.880	0.881	0.880	0.881	0.878	0.879

주: 괄호 안은 표준 오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

선언된 벤치마크를 시장 포트폴리오의 대로 하여 추정하였다.

추정 결과는 <표 17>에 정리하였다. 추정 결과는 KOSPI를 벤치마크로 사용한 기본 모델 추정 결과와 크게 다르지 않았다. 모든 존속 기간에서 펀드 포트폴리오의 초과 수익은 0과 다르지 않다는 결과가 나왔다. 베타의 추정치는 이전과 비교하여

<표 17> 펀드 포트폴리오 성과 재추정: 사전에 공시된 목표 벤치마크 포트폴리오 대비

패널 A: 순수익 성과

	전체 표본		(1) 6개월 이상 존속한 펀드 표본 6개월		(2) 12개월 이상 존속한 펀드 표본 12개월		(3) 12개월 이상 존속한 펀드 표본 24개월		(4) 24개월 이상 존속한 펀드 표본 36개월	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.2461 (0.2489)	0.2732 (0.2611)	0.2370 (0.2486)	0.2655 (0.2609)	0.2209 (0.2485)	0.2500 (0.2608)	0.2250 (0.2507)	0.2588 (0.2632)	0.2158 (0.2537)	0.2516 (0.2664)
r_m	0.9171*** (0.0373)	0.9189*** (0.0377)	0.9187*** (0.0372)	0.9205*** (0.0376)	0.9199*** (0.0372)	0.9218*** (0.0376)	0.9249*** (0.0374)	0.9271*** (0.0379)	0.9315*** (0.0379)	0.9337*** (0.0384)
중소기업		0.0413 (0.0517)		0.0383 (0.0517)		0.0381 (0.0516)		0.0337 (0.0521)		0.0324 (0.0527)
HML		-0.0266 (0.0506)		-0.0271 (0.0506)		-0.0275 (0.0506)		-0.0301 (0.0510)		-0.0313 (0.0516)
R-제곱	0.881	0.882	0.881	0.883	0.882	0.883	0.882	0.883	0.880	0.882

패널 B: 총수익률 성과

	전체 표본		(1) 6개월 이상 존속한 펀드 표본		(2) 12개월 이상 존속한 펀드 표본		(3) 24개월 이상 존속한 펀드 사례		(4) 36개월 이상 존속한 펀드 표본	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.4386* (0.2495)	0.4655* (0.2617)	0.4299* (0.2492)	0.4582* (0.2615)	0.4149* (0.2491)	0.4437* (0.2614)	0.4255* (0.2513)	0.4592* (0.2638)	0.4207 (0.2543)	0.4565* (0.2670)
r_m	0.9192*** (0.0373)	0.9210*** (0.0377)	0.9208*** (0.0373)	0.9226*** (0.0377)	0.9220*** (0.0373)	0.9238*** (0.0377)	0.9269*** (0.0375)	0.9291*** (0.0380)	0.9335*** (0.0380)	0.9358*** (0.0385)
중소기업		0.0416 (0.0518)		0.0386 (0.0518)		0.0383 (0.0518)		0.0337 (0.0522)		0.0323 (0.0529)
HML		-0.0265 (0.0508)		-0.0269 (0.0507)		-0.0273 (0.0507)		-0.0300 (0.0512)		-0.0313 (0.0518)
R-제곱	0.881	0.882	0.881	0.883	0.882	0.883	0.882	0.883	0.880	0.882

주: 괄호 안은 표준 오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

모든 표본에서 다소 상승했으나 주목할 만한 수준은 아니다. 이 점은 과연 펀드들이 운용계획서에서 선언한 벤치마크를 충실히 준수하고 있는지에 대한 의문을 제기한다. Sensoy(2009)에 따르면, 미국 펀드의 경우 운용 계획서에서 선언한 벤치마크를

실제로 이를 따르지 않는 사례가 적지 않은데, 우리나라도 그런 가능성이 없지는 않은 것으로 보인다.

3. 운용 스타일별 추정

이와 유사한 문제로, 운용 스타일별로 펀드를 구분하여 성과를 추정하는 것이 보다 정확한 추정 방법이라는 비판이 있을 수 있다. 이를 고려하여 전체 펀드 그룹을 공격형 운용 펀드(주식 편입 비중 80% 이상)와 성장형 운용 펀드(주식 편입 비중 60~80%)로 구분하여 두 그룹의 초과 성과를 각각 추정하였다. 추정 결과는 <표 18>과 <표 19>에 정리하였다. 순수익률을 기준으로 할 경우 유의미한 양의 초과 수익이 발견되지 않는 반면, 총수익률 기준 추정에서는 유의미한 양의 초과 수익이 나타나는 점은 전체 펀드를 대상으로 한 추정 결과와 다르지 않다. 다만, 성장형 펀드의 일부에서는 순수익률 기준 추정에서도 양의 초과 수익이 나타난다.

V. 결 론

본 논문은 2002년 1월부터 2008년 12월까지 존재했던 국내 주식형 펀드를 대상으로 투자 성과를 평가하고, 시장 타이밍 능력의 유무를 검토하였다. 주

이번 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 모든 투자 비용을 공제한 순수익률 기준 펀드의 초과수익률은 0과 다르지 않았다. 둘째, 투자 비용이 공제되기 전 총수익률 기준 펀드의 초과수익률은 통계적으로 유의미하게 0을 상회했다. 연율로 환산할 경우 국내 주식형 펀드는 평균적으로 연 5.2%의 초과수익률을 기록한 것으로 추정되었다. 셋째, 운용보수 수준별로 전체 펀드를 4개 그룹으로 나누어 총수익률 기준 펀드 투자 성과를 평가한 결과, 양의 초과수익률은 운용보수가 높은 두 그룹에서 비롯된 것으로 나타났다. 넷째, 보수 수준이 높은 그룹에서 발견된 양의 초과성과를 Treynor and Mazuy(1966)와 Henriksson and Merton (1981)의 방법에 따라 시장 타이밍 능력과 주식 선별 능력으로 구분하는 추정을 실시했으나, 추정 결과는 일의적인 해석이 어려웠다.

이상의 분석 결과는 일단 Grossman과 Stiglitz(1980)가 가정했던 정보비용이 존재하는 효율적 시장 가설과 일치한다. 보수를 펀드 산업이 정보를 생산하기 위해 지출하는 정보 비용으로 해석할 때, 보수가 높은 펀드일수록 정보 우위에 기인한 높은 초과 성과(총수익률 기준 양의 초과 성과)가 기대된다. 그러나 이 초과 성과는 보수를 공제할 때 사라진다(순수익률 기준 0의 초과 성과). 그러나 보수가 높은 펀드의 초과 성과 창출 요인이 밝혀지지 않았으므로 이 해석의 타당성에 대한

<표 18> 펀드 포트폴리오 성과 재추정: 투자 스타일별 (공격형 - 주식 비중 80% 이상)

패널 A: 순수익 성과

	전체 표본		(1) 6개월 이상 존속한 펀드 표본 6개월		(2) 12개월 이상 존속한 펀드 표본 12개월		(3) 12개월 이상 존속한 펀드 표본 24개월		(4) 24개월 이상 존속한 펀드 표본 36개월	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.2472 (0.2357)	0.2746 (0.2484)	0.2383 (0.2359)	0.2672 (0.2487)	0.2245 (0.2365)	0.2543 (0.2492)	0.2399 (0.2395)	0.2799 (0.2524)	0.2370 (0.2415)	0.2792 (0.2545)
r_m	0.9006*** (0.0345)	0.9018*** (0.0350)	0.9021*** (0.0345)	0.9034*** (0.0351)	0.9035*** (0.0346)	0.9048*** (0.0352)	0.9129*** (0.0351)	0.9148*** (0.0356)	0.9183*** (0.0354)	0.9203*** (0.0359)
중소기업		0.0151 (0.0492)		0.0125 (0.0493)		0.0122 (0.0494)		0.0030 (0.0500)		0.0010 (0.0504)
HML		-0.0221 (0.0482)		-0.0227 (0.0482)		-0.0234 (0.0483)		-0.0290 (0.0489)		-0.0302 (0.0493)
R-제곱	0.893	0.893	0.893	0.893	0.893	0.893	0.892	0.893	0.892	0.892

패널 B: 총수익률 성과

	전체 표본		(1) 6개월 이상 존속한 펀드 표본		(2) 12개월 이상 존속한 펀드 표본		(3) 24개월 이상 존속한 펀드 사례		(4) 36개월 이상 존속한 펀드 표본	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.4409* (0.2363)	0.4680* (0.2490)	0.4324* (0.2365)	0.4610* (0.2493)	0.4196* (0.2370)	0.4492* (0.2498)	0.4412* (0.2401)	0.4810* (0.2530)	0.4430* (0.2421)	0.4851* (0.2552)
r_m	0.9026*** (0.0346)	0.9038*** (0.0351)	0.9042*** (0.0346)	0.9054*** (0.0352)	0.9055*** (0.0347)	0.9068*** (0.0352)	0.9149*** (0.0351)	0.9168*** (0.0357)	0.9202*** (0.0354)	0.9223*** (0.0360)
중소기업		0.0153 (0.0493)		0.0127 (0.0494)		0.0123 (0.0495)		0.0029 (0.0501)		0.0008 (0.0506)
HML		-0.0219 (0.0483)		-0.0225 (0.0483)		-0.0232 (0.0484)		-0.0289 (0.0490)		-0.0301 (0.0495)
R-제곱	0.893	0.893	0.893	0.893	0.893	0.893	0.892	0.893	0.892	0.892

주: 괄호 안은 표준 오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

결론적 주장은 추가 연구가 필요하다. 미국의 연구 결과와 마찬가지로, 전통적 방법의 시장 타이밍 및 주식 선별 능력 판별로는 이에 대한 만족스러운 실증 결과를 도출할 수 없었다. 이 점이 본 논문의 주요 한계이자 향후 연구 방향이라 할 수 있다.

<표 19> 펀드 포트폴리오 성과 재추정: 투자 스타일별 (성장형 - 주식 비중 60~80%)

패널 A: 순수익 성과

	전체 표본		(1) 펀드 표본 6개월 이상 존속한		(2) 펀드 표본 12개월 이상 존속한 펀드 표본		(3) 펀드 예시 24개월 이상 존속한 펀드 표본		(4) 펀드 샘플 36개월 이상 존속한 펀드 표본	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.3647 (0.2404)	0.3201 (0.2503)	0.3612 (0.2402)	0.3152 (0.2501)	0.3411 (0.2393)	0.2920 (0.2490)	0.4028* (0.2353)	0.3470 (0.2455)	0.4015 × (0.2406)	0.3477 (0.2511)
r_m	0.9192*** (0.0352)	0.9170*** (0.0354)	0.9185*** (0.0352)	0.9162*** (0.0354)	0.9193*** (0.0351)	0.9169*** (0.0352)	0.8959*** (0.0345)	0.8934*** (0.0348)	0.9127*** (0.0353)	0.9103*** (0.0355)
중소기업		0.0607 (0.0497)		0.0604 (0.0496)		0.0621 (0.0494)		0.0457 (0.0487)		0.0490 (0.0498)
HML		0.0240 (0.0507)		0.0251 (0.0506)		0.0272 (0.0504)		0.0357 (0.0497)		0.0334 (0.0508)
R-제곱	0.894	0.896	0.894	0.896	0.895	0.897	0.893	0.894	0.892	0.894

패널 B: 총수익률 성과

	전체 표본		(1) 6개월 이상 존속한 펀드 표본		(2) 12개월 이상 존속한 펀드 표본		(3) 24개월 이상 존속한 펀드 사례		(4) 36개월 이상 존속한 펀드 표본	
	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인	CAPM	3요인
α	0.5382** (0.2409)	0.4935* (0.2507)	0.5347** (0.2407)	0.4886* (0.2505)	0.5147** (0.2398)	0.4656* (0.2494)	0.5818** (0.2357)	0.5263** (0.2459)	0.5788** (0.2411)	0.5253** (0.2515)
r_m	0.9210*** (0.0353)	0.9188*** (0.0355)	0.9202*** (0.0353)	0.9180*** (0.0355)	0.9211*** (0.0352)	0.9187*** (0.0353)	0.8973*** (0.0345)	0.8948*** (0.0348)	0.9142*** (0.0353)	0.9118*** (0.0356)
중소기업		0.0616 (0.0498)		0.0614 (0.0497)		0.0631 (0.0495)		0.0464 (0.0488)		0.0497 (0.0499)
HML		0.0238 (0.0508)		0.0250 (0.0507)		0.0270 (0.0505)		0.0354 (0.0498)		0.0331 (0.0509)
R^2	0.894	0.896	0.894	0.896	0.894	0.897	0.893	0.894	0.892	0.894

주: 괄호 안은 표준 오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

참고 문헌

박영규,「 펀드 투자자와 펀드 매니저의 투자 행태에 관한 연구」,☒ 재무연구4, 제18권 제1호, 2005, pp.31~67.

박영규·장욱,「 국내 주식형 펀드 시장에 대한 성과 평가 연구」,☒ 증권학회지 4, 제29권, 2001, pp.117~143.

박창균·임경묵,☒ 자본시장 발전을 위한 정책과제: 장기채권시장과 자산운용업을 중심으로 4, 연구보고서 2004-16, 한국개발연구원, 2004.

유시용·황승규,「 국내 펀드 시장에서 투자 주체별 펀드 선정 능력에 관한 연구」, 재무금융 공동 심포지엄 발표자료, 2009.

최종범, 박영규, 이종달, 최영목,「 조건부 성과평가 모형을 이용한 국내 주식형 펀드의 성과 지속성 검증에 관한 연구」, 증권학회 정기학술발표회, 2005.

Admati, R. A., S. Bhattacharya, P. Pfleiderer, and S. A. Ross, "On Timing and Selectivity," *Journal of Finance*, Vol. 41, No. 3, 1986, pp.715~730.

Carhart, M., "뮤추얼 펀드 성과 지속성에 관하여," *Journal of Finance*, 제52권, 제1호, 1997, pp.57~82.

1, 1997, pp.57~82.

Carhart, M., J. N. Carpenter, A. N. Lynch, 및 D. K. Musto, "뮤추얼 펀드의 생존 효과," *Review of Financial Studies*, 제15권, 제5호, 2002, pp.1439~1463.

Chang, E. C. 및 W. G. Lewellen, "시장 타이밍과 뮤추얼 펀드 투자 성과,"

Journal of Business, 제57권 제1호, 1984, pp.57~72.

Chen, H. L., N. Jegadeesh, and R. Wermers, "적극적 뮤추얼 펀드 운용의 가치: 펀드 매니저의 주식 보유 현황 및 매매 분석," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 제35권, 제3호, 2000, pp.343~368.

Chen, Joseph, Harrison Hong, Ming Huang, 및 Jeffrey Kubik, "펀드 규모가 성과를 저해하는가? 유동성과 조직의 역할," *American Economic Review*, 제94권, 제5호, 2004, pp.1276~1302.

Chevalier, J. 및 G. Ellison, "인센티브에 대한 반응으로서의 뮤추얼 펀드의 위험 감수," 《*정치경제학 저널*》, 제105권, 제6호, 1997, pp.1167~1200.

Chevalier, J. 및 G. Ellison, "뮤추얼 펀드 매니저의 경력 문제," 《*Quarterly Journal of Economics*》, 제114권, 제2호, 1999, pp.389~432.

Conner, G. 및 R. Korajczyk, "미국 뮤추얼 펀드의 특성, 행동 및 성과,"

『*Quantitative Finance and Accounting*』, 제1권 제1호, 1991년, 4~25쪽.

Edelen, R. M., "투자자 자금 흐름과 개방형 뮤추얼 펀드의 평가된 성과," *Journal of Financial Economics*, 제53권, 제3호, 1999, pp.439~466.

Elton, E. J., M. J. Gruber, S. Das, 및 M. Hlavka, "비용이 드는 정보 하에서의 효율성: 운용 포트폴리오 증거에 대한 재해석," *Review of Financial Studies*, 제6권 제1호, 1993, pp.1~22.

Fama, E. 및 K. French, "채권 및 주식 수익률의 공통 위험 요인," *Journal of Financial Economics*, 제33권 제1호, 1993, pp.3~56.

Ferson, W. E., "다요인 가격 결정 모델, 변동성 상한 및 포트폴리오 성과에 대한 검정," 제12장, G. M. Constantinides, M. Harris, R. M. Stulz (편), 『*금융 경제학 핸드북*』, Elsevier, North Holland, 2003.

Ferson, W. E. 및 R. Schadt, "변화하는 경제 여건 하에서의 펀드 전략 및 성과 측정," *Journal of Finance*, 제51권, 제2호, 1996, pp.425~461.

Ferson, W. E. 및 V. A. Warther, "동적 시장에서의 펀드 성과 평가," *Financial Analysts Journal*, 제52권, 제6호, 1996, pp.20~28.

Ferris, S. P. 및 X. Yan, "대리인 비용, 지배구조 및 조직 형태: 뮤추얼 펀드 산업의 실증 분석," *Journal of Banking & Finance*, 제33권, 2009, pp.619~626.

Gaspar, J. M., M. Massa, 및 P. Matos, "뮤추얼 펀드 그룹 내의 편애? 전략적 펀드 간 보조금 지급에 관한 실증 분석," *Journal of Finance*, 제61권, 제1호, 2006, pp.73~104. Glosten, L. 및 R. Jagannathan, "성과 평가를 위한 조건부 청구권 접근법,"

Journal of Empirical Finance, 제1권, 1994, pp.133~166.

Grinblatt, M. 및 S. Titman, "포트폴리오 성과 평가: 오래된 쟁점과 통찰," *Review of Financial Studies*, 제2권 제3호, 1989, pp.393~421.

Grossman, S. J., "거래자들이 다양한 정보를 보유한 경쟁적 주식 시장의 효율성에 관하여," *Journal of Finance*, 제31권, 제2호, 1976, pp.573~585.

그로스만, S. J. 및 J. E. 스티글리츠, "정보적으로 효율적인 시장의 불가능성에 관하여,"

American Economic Review, 제70권 제3호, 1980, pp.393~408.

Gruber, M. J., "또 다른 수수께끼: 능동 운용 뮤추얼 펀드의 성장," *Journal of Finance*, 제51권 제3호, 1996, pp.783~810.

Henriksson, R. D., "시장 타이밍과 뮤추얼 펀드 성과: 실증적 연구,"

Journal of Business, 제57권, 제1호, 제1부, 1984, pp.73~96.

Henriksson, R. 및 R. Merton, "시장 타이밍과 투자 성과 II: 예측 능력을 평가하기 위한 통계적 절차," 《*Journal of Business*》, 제54권, 제4호, 1981, pp.513~533.

Ippolito, R. A., "비용이 드는 정보 하에서의 효율성: 1965-1984년 뮤추얼 펀드 성과에 관한 연구," *Quarterly Journal of Economics*, 제104권 제1호, 1989, pp.1~23.

Jagannathan, R. 및 R. Korajczyk, “운용 포트폴리오의 시장 타이밍 성과 평가,” 《*Journal of Business*》, 제59권, 1986년, pp.217~236

Jensen, M. C., "1945-1964년 기간 동안 뮤추얼 펀드의 성과," 《*재무학 저널(Journal of Finance)*》, 제23권 제2호, 1968, pp.389~416.

Jiang, G. J., T. Yao, T. Yu, "뮤추얼 펀드는 시장 타이밍을 맞추는가? 포트폴리오 보유 현황을 통한 실증 분석," *Journal of Financial Economics*, 제86권 제3호, 2007, pp.724~758.

Lakonishok, J., A. Shleifer, R. Thaler, 및 R. W. Vishny, "연금 펀드 운용사의 윈도우 드레싱," *American Economic Review*, 제81권, 제2호, 1991, pp.227~231.

Lehman, B. 및 D. Modest, "뮤추얼 펀드 성과 평가: 벤치마크와 벤치마크 비교의 대조," *Journal of Finance*, 제42권, 제2호, 1987, pp.233~265.

Malkiel, B. G., "1971년부터 1991년까지 주식형 뮤추얼 펀드 투자 수익률," *Journal of Finance*, 제50권, 제2호, 1995, pp.549~572.

Nanda, Z. Vikram, Jay Wang, Lu Zheng, "가족 가치와 스타 현상: 뮤추얼 펀드 그룹의 전략," *Review of Financial Studies*, 제17권, 2004, pp.667~698.

파스토르, L. 및 R. F. 스탬보, "뮤추얼 펀드 성과와 겉보기에는 무관해 보이는 자산," 《*금융경제학 저널*》, 제63권, 제3호, 2002, pp.315~349.

Roll, R., "성과 측정 지수 선택에 대한 민감도: 일반적으로 사용되는 지수들," 워킹 페이퍼, 캘리포니아 대학교, 1971.

Sensoy, B., "뮤추얼 펀드 산업에서의 성과 평가와 자체 지정 벤치마크 지수," *Journal of Financial Economics*, 제92권, 2009, pp.25~39.

Sirri, E. R. 및 P. Tufano, "비용이 많이 드는 탐색과 뮤추얼 펀드 자금 흐름," *Journal of Finance*, 제53권, 제5호, 1998, pp.1589~1622.

Treynor, J. L. 및 K. K. Mazuy, "뮤추얼 펀드는 시장을 예측할 수 있는가," *Harvard Business Review*, 제44권, 제4호, 1996, pp.131~136.

<부록>

<표 A-1> 펀드 포트폴리오의 순수익률 성과: 조건부 모델 - 대체 사양

	전체 표본	(1) 6개월 이상 존속한 펀드 표본	(2) 12개월 이상 존속한 펀드 표본	(3) 24개월 이상 존속한 펀드 표본	(4) 36개월 이상 존속한 펀드 표본
α	0.3108	0.2973	0.2758	0.2871	0.2869
	(0.2895)	(0.2904)	(0.2911)	(0.2944)	(0.2974)
r_m	0.8838***	0.8859***	0.8877***	0.8968***	0.9019***
	(0.0422)	(0.0423)	(0.0424)	(0.0429)	(0.0433)
중소기업	0.0136	0.0114	0.0120	0.0019	-0.0005
	(0.0589)	(0.0591)	(0.0593)	(0.0599)	(0.0605)
HML	-0.0193	-0.0196	-0.0198	-0.0240	-0.0244
	(0.0542)	(0.0544)	(0.0545)	(0.0551)	(0.0557)
r_m× 기간 스프레드	1.4446	1.4008	1.3849	1.3387	1.3482
	(1.8869)	(1.8928)	(1.8972)	(1.9183)	(1.9383)
r_m× 신용 스프레드	-2.7044	-2.6064	-2.5841	-2.6842	-2.5967
	(1.9050)	(1.9109)	(1.9153)	(1.9366)	(1.9568)
r_m× 배당 수익률	0.5304	0.5772	0.6061	0.5935	0.6302
	(1.7649)	(1.7704)	(1.7745)	(1.7942)	(1.8129)
r_m× 단기 수익률	-0.8390	-0.7856	-0.7974	-0.9756	-0.8722
	(1.4168)	(1.4212)	(1.4245)	(1.4403)	(1.4553)
SMB × 기간 스프레드	-0.4771	-0.5301	-0.5557	-0.7193	-0.8039
	(1.9708)	(1.9769)	(1.9815)	(2.0036)	(2.0244)
SMB × 신용 스프레드	0.7389	0.6422	0.5381	0.3963	0.2840
	(2.2330)	(2.2399)	(2.2451)	(2.2701)	(2.2937)
중소기업 × 배당금 수익률	0.1150	-0.0049	-0.1095	-0.1398	-0.2030
	(2.3258)	(2.3330)	(2.3384)	(2.3644)	(2.3890)
SMB × 단기 수익률	0.6538	0.5249	0.3926	0.1846	0.0246
	(2.4479)	(2.4555)	(2.4612)	(2.4886)	(2.5145)
HML × 기간 스프레드	-0.6257	-0.6145	-0.5741	-0.6047	-0.6183
	(2.2450)	(2.2519)	(2.2572)	(2.2823)	(2.3060)
HML× 신용 스프레드	0.1537	0.1960	0.1312	0.1976	0.0909
	(2.2804)	(2.2875)	(2.2928)	(2.3183)	(2.3424)
HML × 배당금 수익률	-1.0752	-1.0231	-1.0176	-1.0994	-1.2204
	(2.5830)	(2.5911)	(2.5971)	(2.6259)	(2.6533)
HML× 단기 수익률	-1.4657	-1.3801	-1.4148	-1.3422	-1.4766
	(2.7889)	(2.7976)	(2.8041)	(2.8352)	(2.8648)
R-제곱	0.899	0.898	0.898	0.897	0.897

참고: 괄호 안의 수치는 표준 오차입니다.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<표 A-2> 펀드 포트폴리오의 총수익률: 조건부 모델

- 대체 사양

	전체 표본	(1) 6개월 이상 존속한 펀드 표본	(2) 12개월 이상 존속한 펀드 표본	(3) 24개월 이상 존속한 펀드 표본	(4) 36개월 이상 존속한 펀드 표본
α	0.5029*	0.4898*	0.4695	0.4872	0.4915
	(0.2902)	(0.2911)	(0.2918)	(0.2950)	(0.2982)
r_m	0.8857***	0.8879***	0.8897***	0.8986***	0.9036***
	(0.0423)	(0.0424)	(0.0425)	(0.0430)	(0.0434)
중소기업	0.0138	0.0116	0.0122	0.0018	-0.0007
	(0.0591)	(0.0593)	(0.0594)	(0.0601)	(0.0607)
HML	-0.0191	-0.0194	-0.0197	-0.0239	-0.0243
	(0.0544)	(0.0545)	(0.0547)	(0.0553)	(0.0558)
r_m× 기간 스프레드	1.4547	1.4112	1.3952	1.3543	1.3649
	(1.8914)	(1.8972)	(1.9014)	(1.9228)	(1.9430)
r_m× 신용 스프레드	-2.7065	-2.6088	-2.5877	-2.6948	-2.6090
	(1.9095)	(1.9153)	(1.9196)	(1.9411)	(1.9616)
r_m× 배당금 수익률	0.5420	0.5886	0.6165	0.6130	0.6517
	(1.7691)	(1.7745)	(1.7784)	(1.7984)	(1.8173)
r_m× 단기 수익률	-0.8332	-0.7801	-0.7930	-0.9713	-0.8671
	(1.4202)	(1.4245)	(1.4277)	(1.4437)	(1.4589)
SMB × 기간 스프레드	-0.4823	-0.5347	-0.5602	-0.7191	-0.8031
	(1.9755)	(1.9816)	(1.9859)	(2.0083)	(2.0294)
중소기업 × 신용 스프레드	0.7433	0.6468	0.5435	0.4007	0.2869
	(2.2383)	(2.2451)	(2.2501)	(2.2754)	(2.2993)
SMB × 배당금 수익률	0.1077	-0.0121	-0.1161	-0.1445	-0.2086
	(2.3313)	(2.3384)	(2.3436)	(2.3700)	(2.3949)
SMB × 단기 수익률	0.6519	0.5232	0.3918	0.1855	0.0260
	(2.4538)	(2.4613)	(2.4667)	(2.4944)	(2.5207)
HML × 기간 스프레드	-0.6234	-0.6123	-0.5716	-0.5949	-0.6067
	(2.2503)	(2.2572)	(2.2622)	(2.2876)	(2.3117)
HML× 신용 스프레드	0.1617	0.2032	0.1385	0.2063	0.0984
	(2.2858)	(2.2928)	(2.2979)	(2.3237)	(2.3482)
HML × 배당금 수익률	-1.0697	-1.0180	-1.0128	-1.0948	-1.2161
	(2.5892)	(2.5971)	(2.6028)	(2.6321)	(2.6598)
HML× 단기 수익률	-1.4658	-1.3813	-1.4155	-1.3366	-1.4710
	(2.7956)	(2.8041)	(2.8103)	(2.8419)	(2.8718)
R-제곱	0.899	0.898	0.898	0.897	0.897

주: 괄호 안은 표준 오차.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

한국개발연구
제32권 제1호(통권 제106호)

실업급여 지급 기간 변화의 효과 분석

문 외 솔

(삼성경제연구소 수석연구원)

실업급여 지급 기간 연장이 전체 노동 시장에 미치는 영향

문 웬솔

(삼성경제연구소 연구원)

* 본 논문에 대해 유익하고 세심한 논평을 해주신 두 분의 심사위원께 깊은 감사를 드린다. 그 외의 오류가 있다면 이는 필자의 책임이다. 본 연구 내용은 필자의 개인적인 의견이며, 삼성경제연구소의 공식 견해와는 무관하다.

** 문외솔: (이메일)slmn@seri.org , (주소) (우) 00000 서울특별시 서초구 서초 1321-15 삼성경제연구소

• 키워드: 매칭 모델(Search and Matching), 실업급여(Unemployment Insurance Benefits), 실업(Unemployment), 비경제활동(Nonparticipation)
• JEL 코드: E24, J64, J65, J68
• 접수일: 2009년 9월 18일 • 심사 절차 시작: 2009. 9. 19
• 심사 보고서 완료: 2010. 2. 19

초록

초록

I. 서 론

본 연구의 목적은 노동시장의 중요한 정책 중 하나인 실업급여 지급 기간의 변화가 노동시장에 어떠한 영향을 미치는지 분석하는 것이다. 특정 경제정책의 효과를 예측하는 것은 정책 수립 단계에서 매우 중요한 사안이지만, 경제정책의 특성상 이전에 시행된 유사한 정책이 없거나, 있다 하더라도 관련 자료가 부족한 경우 정책의 효과를 예측하는 것은 불가능하다. 물론 표본을 선정하여 특정 정책을 시범적으로 시행하고 그 효과를 살펴보는 것도 가능하지만, 상당한 비용을 지불해야 하는 경우가 많다. 따라서 정책의 효과를 예측하기 위한 가장 용이한 방법은, 현실을 설명하는 모형을 수립하고 수립된 모형을 바탕으로 시뮬레이션을 수행하여 정책의 효과를 간접적으로 살펴보는 것이다.

본 연구는 최근 몇몇 연구에서 제기되고 있는 고용 조정 유연성 제고와 고용 안정성 확보 사이의 조화와 관련하여, 주로 고용 안정성 문제에 초점을 맞추고 있다.[1] 노동시장이 경쟁적이며 고용 조정에 대해 기업이 비용을 부담하지 않는 상황

고용 안정성 확보는 노동시장에서 매우 중요한 문제가 될 수 있다. 따라서 본 연구는 Mortensen과 Pissarides(1994)의 매칭 모형을 사용하여 실업급여 지급 기간 연장 같은 고용 안정성 확보 정책이 노동시장에 미치는 영향을 분석한다. 노동자는 취업자, 실업자 또는 비경제활동인구로 구분할 수 있으며, 위험 회피적이며 차입 제약을 갖는다. 노동시장 정책이 경제활동과 비경제활동 간의 유입 및 유출에 상당한 영향을 미칠 수 있으므로, 본 연구에서는 기본적인 Mortensen-Pissarides 매칭 모델에 비경제활동을 도입하였다. 한편, 매칭이 이루어진 기업과 노동자 간의 생산성은 시간에 따라 변화한다고 가정하여, 생산성이 일정 수준(임계값) 아래로 떨어지면 고용 관계가 종료된다. 비경제활동은 다음과 같이 모델링된다. 비경제 활동을 비구직 활동으로 정의하고, 실업을 구직 활동 결과 일자리를 얻지 못한 상태로 정의한다.[2] 따라서 노동자들은 매칭이 이루어진 이후에 경제 활동 상태가 결정된다. 한편, 고용 기회를 얻지 못한 사람들은 노동시장에서 취업 가능성에 대한 정보를 획득하게 되는데, 상대적으로 정확한 정보를 획득한 사람이 더 높은 구직 확률을 갖는다고 가정한다. 이러한 정보 정확성의 이질성은 개별 노동자들의 구직 확률 차이를 설명하려는

1) 최근 연구로는 김용성(2008)의 연구가 있다.

2) 구직 활동 결과 일자리를 얻은 사람은 취업자로 분류된다.

시도이다. 실업을 위와 같이 정의하고 정보의 정확성을 모형에 도입하면 비경제 활동 상태에서 고용으로 직접 이동하는 사람들을 관찰할 수 있다. 지난달 비경제 활동 상태에 있었던 노동자가 이번 달 노동시장에서 정보를 획득하고 구직 활동을 선택하여 일자리를 얻은 경우가 바로 그 예라고 할 수 있다.[3)]

본 연구는 실업급여 지급 기간 3개월을 기준점으로 하여, 지급 기간이 각각 4개월에서 6개월까지 연장되는 경우를 분석하였다. 비경제활동이 모형에 도입되면 노동시장 참여 의사결정이 자산 보유 규모에 의해 내생적으로 결정되는데, 이는 유보 임금(의중 임금)이 자산 보유 규모에 의해 결정되기 때문이다. 모형의 경제 주체들은 노동시장 관련 정보를 관찰한 후 구직 활동 여부를 결정한다. 상대적으로 정확하고 신뢰할 만한 정보를 관찰한 사람은 높은 구직 확률로 일자리를 얻는다. 개별 경제 주체는 자산 보유 규모에 따라 서로 다른 의중 구직 확률(reservation job-finding probability)을 가지고 있으므로, 자신의 의중 구직 확률보다 높은 확률로 일자리를 얻을 수 있다고 예상할 때 구직 활동을 선택하고, 그렇지 못할 때는 구직 활동을 포기하게 된다. 그렇다. 따라서 개별 경제 주체가 파악하는 서로 다른 정보의 정확성은 이들의 구직 활동 결정에 중요한 영향을 미치게 된다. 일반적으로 자산을 많이 보유한 사람은
자산이 많은 사람의 구직 의향 확률은 높고, 자산을 적게 보유한 사람의 구직 의향 확률은 낮다. 자산을 많이 보유한 사람은 상대적으로 매우 정확한 정보를 접했을 때에만 구직 활동을 선택하며, 일단 구직 활동을 선택하면 매우 높은 확률로 일자리를 얻게 된다. 반면, 자산을 적게 보유한 사람은 상대적으로 정확도가 낮은 정보를 관찰했을 때에도 구직 활동을 선택하게 되는데, 그렇기 때문에 구직 활동을 선택했을 때 일자리를 얻을 확률은 낮다. 이러한 모형은 노동시장에서 흔히 관찰되는 비경제활동에서 고용으로의 이동을 설명할 수 있다는 장점을 갖는다. 자산을 많이 보유하여 비경제 활동을 선택한 사람이 매우 높은 정확도를 가진 정보를 관찰했다면 구직 활동을 선택하게 되며, 이는 높은 구직 확률로 이어지기 때문에 비경제 활동에서 고용으로의 이동이 가능해진다.[4)]

이러한 모델에서 실업급여 지급 기간이 연장되면 구직자들은 실업급여 수급 자격

3) 통계청□ 경제활동인구조사4에 따르면 실업자는 '현재 일자리가 없으나 일할 의사가 있고 지난 4주간 적극적으로 구직 활동을 한 사람'이다. 이는 지난 4주간 구직 활동을 했음에도 불구하고 현재 일자리를 얻지 못한 상태라고 볼 수 있다.

4) 비경제활동 상태에서 구직 활동을 선택하면 실업으로의 이동으로 볼 수도 있으나, 본 연구에서는 실업을 '구직 활동 결과 일자리를 얻지 못한 상태'로 정의하였으므로 비경제활동에서 고용으로의 이동이 가능하다.

이를 얻는 데서 오는 매력을 강하게 느끼게 되어, 수급 자격을 얻기 위한 최소 근속 기간을 유지하려 한다. 근속 기간이 길어지면 위험을 회피하려는 성향의 취업자들이 예방적 동기(precautionary motive)에 따라 저축을 늘리게 되고, 저축에 따른 자산 보유 규모의 증가는 노동의 한계비용을 높여 노동시장에서 이탈할 유인을 제공한다.따라서 경제활동참가율은 하락한다.

한편, 실업급여 지급 기간이 연장되면 수급자들이 구직 활동을 지속할 유인은 이전보다 높아진다. 그러면 이전에 구직 활동을 포기했을 법한 정확도가 낮은 정보를 접하더라도 계속해서 구직 활동을 하게 되는데, 이러한 낮은 정보 정확도는 낮은 구직 확률로 이어져 실업 상태에 머물 확률을 높이며, 결과적으로 경제 전체의 실업자 수를 증가시키는 효과를 낳는다. 이처럼 실업자 수가 증가하면 경제 전체의 공석-실업 비율이 감소하여 평균 구직 확률이 떨어지고, 비경제활동인구에 속한 사람들은 이전과 동일한 정보의 정확성을 관찰했을 때 구직 활동을 선택하지 않게 된다. 따라서 비경제활동에서 경제활동으로 유입되는 비율은 감소한다.

실업급여 지급 기간 연장이 실업률에 미치는 영향은 비경제활동인구를 고려해야 본 연구는 비경제활동인구를 고려하지 않은 모델, 즉 기대 임금 변화에 따른 경제활동 참여 의사결정이 반영되지 않은 모델에서 관찰되는 효과보다 더 크다는 점을 분명히 보여준다. 우선 비경제활동인구가 포함되었을 때의 효과를 살펴보기 위해, 비경제활동인구를 포함하지 않은 모델에서 실업급여 지급 기간 연장의 효과를 분석한다.비경제활동인구를 고려하지 않을 경우, 실업급여 지급 기간이 연장되면 실업률은 소폭 상승한다. 실업급여 지급 기간의 연장은 실업급여 수급 자격을 갖춘 노동자들의 매칭에 따른 생산성 임계값을 높여 실업으로 이동할 가능성을 증가시키지만, 반대로 수급 자격을 갖추지 못한 노동자들의 임계값을 낮춰 실업으로 이동할 가능성을 감소시키기 때문에 노동시장에 미치는 효과는 크지 않다.

일반적으로 실업급여 수준이 높아지거나 지급 기간이 연장되면, 실업급여를 받지 못했던 실업자들의 근로 유인이 증가하여 실업 상태에서 고용 상태로 전환될 가능성이 높아지는 효과, 즉 자격 효과(entitlement effects)가 나타난다.[5] 그러나 비경제활동이 존재하지 않는 모델에서는 이러한 자격 효과가 나타나지 않는데, 그 이유는 비경제활동인구가 고려되지 않아 구직 활동의 선택이 내생적으로 결정되지 않기 때문이며, 모델의 가

5) 자격 효과와 관련된 연구로는 Mortensen(1977)과 Hamermesh(1980)가 있다.

조건에 따라 실업자들의 구직 강도가 일정하게 주어지기 때문이다.

실업급여 지급 기간을 확대하는 정책이 실업급여를 수급하는 실업자들의 실업 기간과 실업에서 벗어날 확률에 어떤 영향을 미치는지에 대한 연구는 주로 실증 분석에 초점을 맞춰왔다.[6] 우선 탐색 이론(search theory)을 바탕으로 실업급여의 효과를 분석한 연구로는 Mortensen (1977), Burdett(1979), van den Berg(1990) 등이 있으며, 기존 연구를 체계적으로 정리한 Pissarides(2000) 및 Cahuc and Zylberberg (2004) 등이 있다. 대표적인 실증 분석 연구로는 Moffitt and Nicholson(1982), Moffitt (1985), Katz and Meyer(1990), Meyer (1990) 등이 있으며, 보다 최근의 연구로는 Card and Levine(2000), Puhani(2000), Lalive와 Zweimüller(2004), Lalive 외(2006) 등이 있다. 따라서 본 논문은 기존 연구에서 실증 분석에만 국한되었던 실업급여 수급 기간의 변화 효과를 보다 현실적인 모형을 사용하여 분석했다는 점에 그 의의가 있다고 할 수 있다. 물론 기존 연구 중에서 일부는 정량 분석을 통해 실업급여 수급 기간 변화 효과를 분석한 바 있다. 그러나 대부분 비경제 활동을 포함하지 않았거나 노동자의 유입과 유출을 고려하지 않았다는 한계를 지닌다.

본 논문은 다음과 같이 전개된다. 본 연구에 사용될 모형은 제II장에서 소개되며, 모형의 매개변수 설정은 제III장, 그리고 시뮬레이션은 제IV장에서 다루어진다. 제V장에서는 결론을 맺는다.

II. 모 형

1. 환 경

여기서 다루는 모델은 Mortensen과 Pissarides(1994)를 확장한 Bils, Chang, and Kim(2007)의 모델과 동일하지만, 비경제활동 인구가 포함되었다는 점에서 차이가 있다.[7] 따라서 이 모델의 노동자들은 위험 회피적이며 사전에 이질적이며, 차입에 제약을 받는다. 노동자들의 t기 효용 함수는 다음과 같이 정의된다.

$$\ln s_t + B_t \quad (1)$$

여기서 s_t는 소비를 나타내고, B_t는 여가에서 얻는 효용을 나타낸다. B_t는 경제 주체의 의사결정에 따라 다음과 같은 값을 갖는다.

6) 실업급여의 효과에 대한 대표적인 문헌 고찰로는 Atkinson and Micklewright(1991)가 있으며, 보다 최근의 연구로는 Fredriksson and Holmlund(2006)가 있다.

7) 본 연구와 달리 실업자를 적극적인 구직 활동 중인 집단으로, 비경제활동인구를 소극적인 구직 활동 중인 집단으로 구분한 연구가 있다. 대표적인 예로 Kim(2008)과 Pries 및 Rogerson(2009)의 연구가 있다.

$$B_t \begin{cases} 0 & \text{일을 할 때 구직} \\ B^s & \text{활동을 할 때} \\ B^{ns} & \text{구직 활동을 하지 않을 때} \end{cases} \quad (2)$$

t시점의 자산 보유 규모가 a_t인 노동자가 일을 한다면 다음과 같은 예산 제약 조건을 갖게 된다.

$$s_t + a_{t+1} \le (1 + r)a_t + m_t \quad (3)$$

$$a_{t+1} \ge 0 \quad (4)$$

여기서 a_{t+1} 은 t기 저축액이고, m_t 는 t기 임금이다. 노동자는 차입이 불가능하므로 식 (4)와 같이 t기 저축액 a_{t+1} 은 반드시 0보다 커야 한다. 한편, t기 자산 보유액이 a_t인 노동자가 일을 하지 않는다면 다음과 같은 예산 제약 조건을 갖는다.

$$s_t + a_{t+1} \le (1 + r)a_t + h + b \quad (3')$$

여기서 h는 가계 생산을, b는 실업급여를 의미하며, 실업급여 수급 자격을 갖춘 사람들만 이를 수령하게 된다.

일할 기회를 가진 노동자는 일할지 말지를 결정하고, 일할 기회를 얻지 못한 노동자는 구직 활동을 일할지 말지를 선택한다.

다. 이러한 의사결정을 변수로 나타낼 수 있다. 먼저 I^m은 취업 기회를 가진 노동자의 선택 변수로서 일을 하기로 선택할 때 1의 값을 가지며, 그렇지 않을 때 0의 값을 가진다. I^s는 고용 기회를 얻지 못한 노동자의 선택 변수로, 구직 활동을 할 때 1의 값을 가지며, 그렇지 않을 때 0의

을 갖게 된다.

기업(또는 기업가)은 기대이윤의 현재 가치를 극대화한다. 미래에 발생할 기대이윤은 이자율 r로 할인된다. 소규모 개방경제를 가정할 때, 이자율 r은 외생적으로 주어진다. 경제 내에는 두 종류의 기업이 존재한다. 하나는 노동자와 매칭을 이루어 생산 활동을 하는 기업이고, 다른 하나는 공석을 보유하며 구인 활동을 하는 기업이다. 노동자와 매칭을 이루어 생산 활동을 하는 기업은 를 생산한다. 산출량 는 기업의 고유 생산성을 나타내며 다음과 같은 확률 과정을 따라 변화한다.

$$\ln \theta' = \rho \ln \theta + \varepsilon' \quad (5)$$

여기서 ε은 평균 0, 표준편차 σ인 정규분포를 따른다. Tauchen(1986)에 따라 연속적인 생산성의 분포를 이산화된 형태의 조건부 확률로 근사한다. 이산화된 는 [ ]에서 그 값을 갖는다. 이번 기 생산성이 일 때 다음 기의 생산성이 일 조건부 확률 $\Pr(\theta' = \theta_j \mid \theta = \theta_i)$는 $v(\theta_j \mid \theta_i)$로 근사된다. 한편, 구인 활동을 하는 기업은 구인 광고를 위해 k의 비용을 지불해야 한다.

기업과 노동자는 다음 함수에 의해

매칭이 결정된다.

$$m(u\square v) \sum wu^{\alpha}v^{\vdash\alpha} \quad (6)$$

여기서 u는 효율 단위로 나타낸 구직자의 수, v는 공석(구인자)의 수, α는 매칭 함수의 구직자에 대한 탄력성,w는 매칭 함수의 매개변수이다. 어떤 구직자의 구직 강도 또는 구직 효율성이 s일 때 일자리를 찾을 확률 sp와 어떤 기업이 근로자를 만날 확률 q는 다음과 같이 표현된다.

$$sp\square s\frac{m(u\square v)}{\sqsubset u}\square sw8^{\vdash\alpha} \quad (7)$$

$$q\square \frac{m(u\square v)}{\square v}\square w8^{\vdash\alpha} \quad (8)$$

여기서 8은 공석-실업비율(v/u)을 나타낸다.

2. 고용 관련 정보의 획득

기존 연구들은 실업과 비경제활동 사이의 빈번한 이동 현상을 설명하기 위해 개별 경제 주체의 생산성 혹은 여가에 대한 가치 변화가 단기간에 매우 크게 나타난다고 가정한다. 개별 경제 주체의 생산성이 낮아지거나 여가에 대한 가치가 이 비용이 높아지면 노동시장에 머무르는 데 드는 상대적 비용이 증가하여 노동시장을 떠나게 된다. 그러나 경제 주체의 생산성 변화나 여가에 대한 가치 변화만으로는 단기간에 발생하는 대규모의 노동시장 이동 현상을 설명하기에는 한계가 있다.[8]

본 절에서는 고용 기회를 얻지 못한 사람들이 노동시장에서 자신에게 적합한 일자리가 있다는 정보를 얻게 되는 모델을 소개한다. 이 모델에서 실업은 '구직 활동을 했으나 일자리를 얻지 못한 사람'으로 정의된다. 취업 기회를 얻지 못한 사람들은 자신에게 적합한 일자리가 있는 곳에 대한 정보를 얻게 되는데, 그러한 정보는 정확도 s를 갖는다. 또한 이러한 정보는 매우 높은 수준의 지속성을 갖는다고 가정하였다. 따라서 본 논문에서 소개하는 모델을 고용정보 모델이라고 부른다.

정보 네트워크(Information Networks)와 관련 문헌 중 대표적인 것으로 Rees (1966)는 일자리와 관련된 정보의 출처를 공식 출처(formal sources)와 비공식 출처(informal sources)로 구분한 바 있다. 공식 출처에는 인터넷이나 신문 등의 구인 광고, 정부나 관련 기관이 운영하는 구직 알선 단체 등이 포함되며, 비공식 출처에는 가족이나 친척으로부터 얻는 정보가 포함된다. Montgomery(1992)는 비공식 출처

8) Hæfke와 Reiter(2006)는 개별 경제 주체들이 서로 다른 충격을 받는다고 가정한다. 집합적으로 표현된 정상 상태에서의 노동 시장 이동 현상은 현실을 설명하기에는 충분하지 않다.

비공식 경로의 중요성을 강조하면서, 고용된 사람들 중 약 50%는 비공식 경로를 통한 정보를 바탕으로 일자리를 얻었음을 보여주었다.

본 절에서 논의되는 일자리에 대한 확률

이와 같은 비공식 출처를 반영하는

로 해석될 수 있다.모든 사람들이

공식 경로를 통해 정보를 얻는다면, 동일한 능력과 기술을 갖춘 사람들은 반드시 동일한 확률로 일자리를 얻어야 한다. 그러나 Montgomery(1992)의 연구 결과에서 보듯이, 대다수의 사람들은 비공식 경로를 통해 노동시장 관련 정보를 입수한다. 한편, 비공식 경로를 통해 얻게 되는 정보의 지속성은 정보 네트워크의 특성을 반영한 것이다. 광범위한 인간관계를 맺고 있는 사람은 지속적으로 좋은 정보를 얻을 수 있지만, 그렇지 않은 사람은 공식 경로를 통해서만 정보를 얻게 된다. 이러한 네트워크(인간관계)는 단시간에 변하는 것이 아니므로 네트워크로부터 얻는 정보도 상당한 지속성을 갖는다고 가정하였다.

이번 기에 정확도 s를 갖는 정보를 획득했다면, 다음 기에 획득하게 될 정보의 정확도 s′은 조건부 확률분포 $F(s'\square s)$로부터 추출된다. 다만, 고용 기회를 가졌던 근로자는 비조건부(unconditional) 확률분포 $G(s)$로부터 정보를 획득한다고 가정한다. 구체적으로 신호의 정확도 s는 확률변수 x로부터 다음과 같은 로

이 분포 함수에 의해 주어진다고 가정하는데, 이는 단순히 신호 s가 0과 1 사이의 값을 갖도록 하기 위함이다.

$$s \square \begin{cases} e^{x} \\ \square + e^{x} \end{cases} \tag{9}$$

확률변수 x는 다음의 AR(1) 과정을 따른다.

$$x' \square p_x x + (1 - p_x)x \square + \eta' \tag{10}$$

여기서 $\square x$는 확률변수 x의 무조건 기대값, p_x는 지속성을 나타내는 매개변수, η는 평균이 0이고 표준편차가 σ_η인 정규분포를 따르는 확률변수이다.

3. 가치함수로 표현한 노동자와 기업의 의사결정

정확도 s를 내포한 정보를 획득한 사람은 구직 활동을 할지 말지 결정한다. 구직 활동을 하게 되면 $U(a,\square, s)$의 가치를 얻게 되고, 그렇지 않으면 $O(a,\square, s)$의 가치를 얻게 된다. 따라서 다음의 문제를 푼다.

$$N(a\square s)\square \max_{I^s(a\square s)\square \square 0\square 1\square} \square U(a\square s)\square O(a\square s)\square \tag{11}$$

여기서 $I^s(a\square s)$는 의사결정 함수로서 구직 활동을 하면 1의 값을 갖고, 구직 활동을 하지 않으면 0의 값을 갖는다.

고용 기회를 가진 노동자는 자신의 보유 자산과 기업의 생산성을 살펴본 후 노동 공급 여부를 결정한다. $W(a,\varepsilon)$를 자산 a를 보유하고 생산성 ε인 기업과 매칭되어 일하는 사람의 가치 함수라고 할 때, $W(a,\varepsilon) \geq N^e(a)$이면 고용 관계를 유지하고, 그렇지 않으면 고용 관계를 종료한다. 여기서

$$N^e(a) = \int W(a, \varepsilon')dG(\varepsilon') \quad (12)$$

이러한 의사결정을 함수 $I^m(a,\varepsilon)$로 나타낸다. 따라서 고용 관계를 유지할 때 $I^m(a,\varepsilon)$는 1의 값을 가지며, 그렇지 않을 때는 0의 값을 가진다.

$$\max_{I(a,\varepsilon)\in\{0,1\}} I(a,\varepsilon)W(a,\varepsilon) + (1-I(a,\varepsilon))N^e(a) \quad (13)$$

노동자 a가 생산성 ε인 기업과 매칭되어 일할 때의 가치 함수를 $W(a,\varepsilon)$로 나타내면, $W(a,\varepsilon)$는 다음과 같다.

$$W(a,\varepsilon) = \max_{s,a'} \left\{ \begin{array}{l} \ln s + \beta Z N^e(a') \\ + \beta(1-Z)C\left[\max\left\{W(a',\varepsilon'),N^e(a')\right\}dG(\varepsilon')\right] \end{array} \right. \quad (14)$$

제약식은

$$s + a' \leq (1+r)a + m(a,\varepsilon), \quad a' \geq 0$$

여기서 Z는 외생적인 고용관계 분리를 나타내는 확률변수로, 일반적으로 노동자들의 자발적 이직을 의미한다.[9] $m(a,\varepsilon)$는 내시 협상 임금으로, 노동자의 보유 자산 a와 기업의 생산성 ε에 의해 결정된다. 다음 고용 기회를 유지하는 노동자는 자신의 보유 자산 a′과 기업의 생산성 ε'을 관찰한 뒤 노동 공급 여부를 결정한다. 즉, $W(a,\varepsilon) \geq N^e(a)$일 경우 고용 관계를 유지하지만, 그렇지 않으면 고용 관계를 종료하며, 이러한 의사결정은 이는 기업에게도 동일하게 적용된다. 따라서 주어진 보유 자산 a에서 기업의 생산성이 일정 수준 이하로 떨어지면 고용 관계는 종료된다. 이러한 임계값의 함수를 $\varepsilon^*(a)$로 나타낸다. 위 문제에서 노동자의 최적 소비 함수와 최적 저축 함수를 각각 $C^m(a,\varepsilon)$와 $A^m(a,\varepsilon)$라고 표기한다. 자산 a를 보유하고 정확도 s의 신호를 획득한 사람이 구직 활동을 할 때의 가치 함수 $U(a,s)$는 다음과 같다.

9) 자세한 설명은 den Haan, Ramey, and Watson(2000)과 Bils, Chang, and Kim(2007)을 참조하라.

$$U(a\square s)\square \max_{\square s\square a'\square} \left\{ \begin{array}{l} \square \ln s + B^{s} + \beta(I - sp)C\square N(a'\square s')\square s\square \\ \square \\ \square \\ + \beta sp \max\square W(a'\square\square\square)\square N^{e}(a')\square \end{array} \right\} \quad (15)$$

제약식은

$s + a' \neq 0\square (I + r)a +$

$h + b\,a' \geq 0$

구직 활동을 하는 사람은 이번 기간에 $\ln s + B^{s}$의 효용을 얻고, 다음 기간에는 sp의 확률로 고용 기회를 얻는다. 즉, 매우 정확한 정보를 입수한 사람은 확률 s만큼 자신에게 적합한 일자리가 있는 곳을 찾게 되며, 그러한 일자리는 경쟁(p)을 통해 얻게 된다. 새로운 매칭은 가장 높은 생산성 수준□□ 에서 시작된다고 가정할 때, 확률 sp만큼 고용 기회를 얻은 노동자는 자가 고용 시의 가치 함수는 $W(a'\square\square\square)$가 된다. 위 문제에서 구직 활동을 선택한 노동자의 최적 소비 함수와 최적 저축 함수는 각각 $C^{u}(a\square s)$와 $A^{u}(a\square s)$로 나타낸다. 한편, 수급 자격을 갖춘 노동자에 한해 실업 급여 b가 지급된다.

자산 a를 보유하고 정확도 s의 신호를 획득한 사람이 구직 활동을 하지 않을 때의 가치 함수 $O(a\square s)$는 다음과 같다.

$$O(a\square s)\square \max_{\square s\square a'\square} \square \ln s + B^{o} + \beta C\square N(a'\square s')\square s\square\square \quad (16)$$

제약식은

$s + a'\square (I + r)a + h\,a'$

≥ 0

구직 활동을 하지 않는 사람들은 이번 기간에 $\ln s + B^{o}$의 효용을 얻으며, 다음 기간에 새롭게 실현되는 정보의 정확성에 따라 구직 활동을 할지 말지를 결정한다. 여기서 B^{o}는 여가에 대한 효용의 상대적 가치로서 B^{s}보다 크다. 위의 문제로부터 노동자의 최적 소비함수와 최적저축함수를 각각 $C^{o}(a\square s)$와 $A^{o}(a\square s)$라고 표기한다.

기업의 가치 함수도 단계적으로 표현된다. 보유 자산 a와 노동자를 매칭하여 생산 활동을 수행하는, 생산성 수준□ 를 갖는 기업의 가치 함수를 $J(a\square\square)$로 표현하고, 공석을 보유한 기업이 구인 활동을 할 때의 가치 함수를 V로 나타낸다.[10] 가치 함수 $J(a\square\square)$는 다음과 같다.

$$\square\square J(a,\square) = \square - m(a,\square\square) + \frac{1}{1+r} ZV + \frac{1}{1+r}(1-Z)C\square \max\square J(A^{m}(a\square\square)\square\square')\square V\square\square\square\square \tag{17}$$

□□여기서 $A^{m}(a\square\square)$는 매칭을 이룬 노동자의 최적 저축 함수를 나타낸다. 다음 기의 생산 기회를 확보한 기업은 노동자의 보유 자산 a와 자신의 생산성□ 를 관찰한 뒤 생산 활동의 지속 여부를 결정한다. 즉, $J(a) \geq V$이면 생산 활동을 지속한다. 그렇지 않으면 생산 활동을 중단한다. 따라서 근로자의 보유 자산 a에 대하여, 기업은 자신의 생산성이 임계값□□(a)보다 낮아지면 생산 활동을 중단한다. 채용 활동을 하는 기업의 가치 함수 V는 다음과 같다

$$V\square - k + \frac{1}{1+r} q \underset{a\square s}{C} \max J A^{u}(a\square s)\square\square\square V \underset{a\square s}{C} \square p^{u}(a\square s)\square\square p\ a\ s \tag{18}$$

여기서 k는 구인 비용, $A^{u}(a\square s)$는 자산 규모가 a이고 정보 정확도가 s인 구직자들의 최적 저축 함수, 그리고 $p^{u}(a\square s)$는 자신에게 적합한 일자리가 있는 곳에 성공적으로 도달한 유형-(a□ s)를 갖는 사람들의 사전적 분포를 나타낸다. 신호 정확도 s를 관찰하여 구직 활동을 선택한 사람들의 분포를 $u^{u}(a\square s)$라고 할 때, $p^{u}(a\square s)$는 $su^{u}(a\square s)$가 된다. 기업들의 일자리 창출 비용을 0이라고 가정하면, 균형 상태에서 자유 진입 조건이 충족되어 V는 0이 된다.

4. 균형 임금의 결정

임금은 다음과 같은 일반적인 형태의 내시 협상 문제로부터 도출된다.

$$m(a\square\square)\square \operatorname{argmax}\square W(a\square\square) - N^{e}(a)\square\square\square J(a\square\square) - V\square^{1-\square} \tag{19}$$

제약식은

$$S(a\square\square)\square W(a\square\square) - N^{e}(a) + J(a\square\square) - V \tag{20}$$

10) 기업의 가치 함수 $J(a,\square,\square)$가 매칭을 이룬 노동자의 자산 보유 규모 a에 의존하는 이유는 내시 협상 임금 때문인 것이다. 내시 협상 임금을 결정하는 식 (19)에서 노동자의 가치 함수 차이, 즉 $W(a,\square\square) - N^{e}(a)$는 노동자의 보유 자산에 영향을 받기 때문이다.

여기서□ 는 노동자의 협상력을 나타내고, *S*(a□□)는 매칭 잉여(matching surplus)를 나타낸다.

5. 시간 불변 측도(time-invariant measures)의 정의

시간에 따라 변하지 않는 취업자, 구직자와 비구직자의 분포 $u^e(a\square\square)$, $u^u(a\square s)$, $u^o(a\square s)$를 표현하기 위해, 우선 고용 기회를 가진 사람들의 분포를 $\square^m(a\square\square)$로 나타내고, 고용 기회를 갖지 못한 사람들의 분포를 $\square^n(a\square s)$로 나타낸다. 그러면 $\square^m(a\square\square)$와 $\square^n(a\square s)$가 주어졌을 때 취업자, 구직자 및 비구직자의 분포는 각각 다음과 같이 표현된다.

$$u^e(a\square\square)\square I^m(a\square\square)\square^m(a\square\square) \tag{21}$$

$$u^u(a\square s)\square I^s(a\square s)\square(s)\quad \square I-I^m(a\square\square)\square\square^m(a\square\square)+\square^n(a\square s) \tag{22}$$

$$u^o(a\square s)\square\square I-I^s(a\square s)\square\quad \square(s)\quad \square I-I^m(a\square\square)\square\square^m(a\square\square)+\square^n(a\square s) \tag{23}$$

여기서 $\square_s(s)$는 무조건 분포함수 $G(s)$의 이산화된 확률을 나타낸다. 우선 모든 $(a'\square\square')$에 대해 고용 기회를 가진 사람들의 분포 $\square^m(a\square\square)$은 다음과 같다.

$$\square^m(a'\square\square')\square\sum_{2^m}v(\square'\square\square')(I-Z)u^e(a\square\square)+I\square\square'\square\square\sum_{2^u}spu^u(a\square s) \tag{24}$$

그리고 모든 $(a'\square\square')$에 대해 고용기 회를 갖지 못한 사람들의 분포 $\square^n(a\square s)$은 다음과 같다.

$$\square^n(a'\square s')\square\square(s)\quad\sum_{2^m}Zu^e(a\square\square)+\sum_{2^u}v(s'\square s)(I-sp)u^u(a\square s)$$
$$+\sum_{2^o}v_s(s'\square s)u^o(a\square s) \tag{25}$$

여기서 $v_s(s'\square s)$는 F의 이산화된 조건부 확률로서, $\Pr(S\square s'\square S\square s)$와 같다. 그리고 $2^m\square\square(a\square\square)\square a'\square A^m(a\square\square)\square$, $2^u\square\square(a\square s)\square a'\square A^u(a\square s)\square$, $2^o\square\square(a\square s)\square a'\square A^o(a\square s)\square$ 이다.

가. 평형

균형은 노동자와 기업의 가치 함수, 노동자의 최적 소비 및 최적 저축 함수, 노동자의 노동 공급 및 구직에 대한 의사결정 함수, 내시 협상 임금, 공석-실업 비율 및 노동자의 분포로 구성된다. 노동자는 가치 함수 식 (14)~(16)을 풀고, 기업은 가치 함수 식 (17)~(18)을 풀며, 균형 내시 협상 임금은 식 (19)~(20)으로부터 도출된다. 노동자의 최적 저축 함수와 의사결정 함수를 통해 식 (21)~(25)를 만족하는 시간 불변 측도를 구할 수 있다.

나. 경제활동 상태

앞서 언급한 바와 같이 실업은 '구직 활동을 했으나 일자리를 얻지 못한 상태'로 정의한다. 구직 활동 결과 일자리를 얻은 사람들은 자연스럽게 취업자가 된다. 경제 전체의 취업자 수를 C로 나타낸다면 다음과 같다.

$$C\square \underset{a\square\square}{C}(l - Z)u^{e}(a\square\square) + \underset{\square}{C}\, spu^{u}(a\square s) \qquad (26)$$

취업자 수는 지난 한 달 동안 일을 해온 사람들 중 자발적으로 퇴직하지 않은 사람들과 구직 활동 결과 일자리를 얻은 사람들의 합으로 구성된다.

경제 전체의 실업자 수는 구직 활동 결과과 일자리를 얻지 못한 사람들을 U로 표기하며, 다음과 같이 표현한다.

$$U\square \underset{a\square s}{C}(l - sp)u^{u}(a\square s) \qquad (27)$$

마지막으로 비경제활동인구는 O로 표기한다 한다.

$$O\square \underset{a\square\square}{C} Zu^{e}(a\square\square) + \underset{a\square s}{C} u^{o}(a\square s) \qquad (28)$$

비경제활동인구는 지난 한 달 동안 일을 했으나 자발적인 이유로 퇴직한 사람들과 지난 한 달 동안 구직 활동을 하지 않은 사람들의 합으로 나타낸다.

6. Mortensen-Pissarides 기본 모델

본 절에서는 경제활동인구의 규모가 고정되어 있다고 가정하여 고용과 실업만 존재하는 기본적인 Mortensen and Pissarides(1994) 모델(이하 MP 모델)을 소개한다. 이는 실업급여 지급 기간의 변화가 앞서 소개된 비경제활동인구에 미치는 영향을 모델과 어떤 차이점을 보이는지 비교하기 위함이다.

기본적인 MP 모형의 노동자는 취업자과 실업자로만 구분된다. 기업의 생산성이 일정 수준 이하로 떨어질 경우 매칭을 통해 일하던 노동자는 고용 관계를 종료하고 실업자가 된다. 모든 실업자는

구직 활동을 하고 동일한 확률로 일자리를 얻는다. 모델에 대한 자세한 설명과 균형의 정의는 부록에 기술되어 있다.

III. 보정

실업급여 수급 자격을 갖춘 구직자는 최소 3개월에서 최대 8개월까지 실업급여를 지급받을 수 있다.[11] 물론 실업급여 자격 기준과 수급 기간은 <표 1>과 같이 연령과 근무지, 그리고 근무 기간에 따라 결정되지만, 본 연구에서는 분석을 단순화하여 6개월 이상 취업한 사람들에게 실업급여 자격이 부여된다고 가정하였다. 황덕순(2003)에 따르면, 임금 대체율은 43%에서 45% 수준이므로, 본 모델에서는 실업급여 수준을 평균 임금의 약 40% 수준으로 가정하였다. 실업급여 수급 기간 3개월을 벤치마크 모델로 설정하여 수급 기간이 4개월에서 6개월로 연장될 때의 효과를 분석한다.

모델에서 외생적으로 이탈하는 경우 이를 자발적 이탈로 간주하여 실업급여를 수급하지 못하도록 하였다.한편,실업급여를 지급받고 있던 구직자가 고용 기회를 얻었음에도 불구하고 이를 거절할 경우 실업급여 자격이 박탈된다고 가정하여 도덕적 해이 문제를 모델에서 배제하였다.

모델의 한 기간은 1개월과 같다. 매칭 함수의 탄력성 α와 노동자의 협상력□ 는 매칭 모델 관련 문헌에 따라 0.5로 설정했다. 실업 및 비경제활동 상태에 있는 사람들의 가계 생산을 나타내는 h는 0.1로 설정했다. 이는 평균 임금의 약 10% 수준에 해당한다. 외생적 이탈률 Z는 0.8%로 설정하여, 정상 상태에서 취업자의 약 2/3가 자발적 동기에 의해 이탈하도록 하였다.

<표 1> 실업보험(UI) 급여 지급 기간

		보험 가입 기간				
		1년 미만	3년 미만	5년 미만	10년 미만	10년 초과
연령	30일 미만	90일	90일	120일	150일	180일
	50 미만	90일	120일	150일	180일	210일
	50일 초과	90일	150일	180일	210일	240일

출처: 한국고용정보원.

11) 우리나라 실업급여 제도는 부록에 간략히 소개하였다.

<표 2> 한국 노동 시장의 기술통계[1)]

고용	실업	비참가자	실업률
인구	인구	인구	
63.00	2.56	34.45	3.67
전환율(%)	고용	실업	비경제활동
취업 →	96.78	0.80	2.42
실업 →	26.24	62.64	11.12
비경제활동인구 →	4.63	1.23	94.24

주: 1) 계절 조정되지 않은 월평균.

출처: 2000-2006년 경제활동인구조사, 국가통계청.

den Haan, Ramey, Watson(2000)과 Bils, Chang, Kim(2007)과 같이 비경제활동인구를 포함하지 않는 고용·실업 매칭 모델에서는 자발적 동기에 의한 이탈과 비자발적 동기에 의한 이탈이 각각 전체 이탈률의 1/2이 되도록 Z를 설정한다. 그러나 비경제활동인구가 포함될 경우 고용에서 비경제활동인구(고용→비경활)로의 이탈 또한 고려해야 한다. 그런데 '고용→비경활'의 상당 부분은 자발적 이탈로 해석할 수 있다. <표 2>에 따르면, '고용→비경제활동' 전이 확률은 2.4%로 '고용→실업' 전이 확률 0.8%보다 약 3배 정도 크다. 만약 모든 '고용→비경제활동인구'를 자발적 이탈로, 모든 '고용→실업'을 비자발적 이탈로 해석한다면 전체 이탈 중 자발적 이탈이 차지하는 비중은 3/4이 된다. 따라서 본 연구에서는 1/2과 3/4의 중간값인 전체 이직 중 자발적 이직이 차지하는 비중을 2/3로 가정했다. 한국고용정보원 워크넷 자료에 따르면, 2000년부터 2006년 사이의 월평균 구인 확률은 약 0.5였다. 모델의 평균 구인 확률 q를 0.5, 구직 확률 p를 0.9로 가정하면 공석-실업 비율 θ은 1.8이 되고 매칭 함수 매개변수 w는 0.6708이 된다. 월평균 실질이자율은 연평균 이자율이 6%가 되도록 설정하였으며, 기업의 이질적 생산성 $x_{\square}$의 지속성 매개변수 ρ는 0.97, 충격의 표준편차 σ는 0.01로 두었다. 고용률과 실업률이 각각 63%와 4%에 근접하도록 효용함수 매개변수 B^{e}와 B^{o}를 각각 0.483과 1.0408로 설정하였으며, 모델이 <표 2>와 같은 전이 확률을 만들어낼 수 있도록 $x_{\square}$, σ_{η} 그리고 p_x를 각각 선택하였다. 근로자의 할인율 β는 0.994385로 설정하여 경제 활동에 참여하고

<표 3> 모델 매개변수

매개변수	설명	정보 품질 모델	MP 모델
α	매칭 함수의 탄력성 근로자의 교섭력	0.5	0.5
□		0.5	0.5
h	자택 생산	0.1	0.1
Z	외생적 이직률 공석-실업률 매칭	0.8%	0.8%
8		1.8	1.8
w	함수 매개변수 할인율	0.6708	0.6708
β	월별 금리	0.994385	0.9950556
r	생산성 충격의 지속성 매개변수 충격의 표준편차	0.4868%	0.4868%
p		0.97	0.97
σ	실업 보험 급여 구직 활동으로 인한 여가	0.01	0.01
b	가치 비활동으로 인한 여가 가치 구직 활	0.4	0.4
B^s		0.483	0.226
B^o	동 강도	1.0408	-
s	신호 품질 생성 확률변수의 평균 신호 품질 생성 확률변수의 지속성 매개	-	0.33
x□		0	-
p_x	변수 변수	0.98	-
σ_η	신호 품질 생성 확률변수에 대한 충격의 표준편차	0.3	-

경제 주체의 평균 자산 보유 규모가 약 36이 되도록 설정하였다.[12] 이상의 매개변수들은 <표 3>에 요약되어 있다.[13]

12) 모델의 평균 임금이 약 1이므로, 평균 자산 보유 규모 36은 월평균 근로 소득 대비 자산 규모로 해석할 수 있다.

13) MP 모형의 경우, 2000년부터 2007년 사이의 평균 실업률이 3.67%이므로 효용 함수의 매개변수 B^s를 0.226으로 설정하여 모델의 실업률이 4%가 되도록 하였다. 구직 강도 s는 0.33으로 설정했는데, 이는 <표 2>에 나타난 2000년부터 2006년까지의□ 경제활동인구조사4의 월평균 구직 확률 29.5%, 즉 26.2/(26.2+62.6)에 맞추기 위함이다. 노동자의 할인율 β는 0.9950556으로 설정하여 모델의 평균 자산 보유 규모가 36 정도가 되도록 하였다.

IV. 시뮬레이션

이 장에서는 앞서 소개한 모델들의 정량적 분석 결과를 차례로 보고한다. 먼저 비경제활동인구를 포함하지 않는 MP(Mortensen-Pissarides) 모델에서 실업급여 지급 기간이 연장될 때의 효과를 살펴보고, 이어서 고용정보모델에서의 효과를 소개한다.

1. Mortensen-Pissarides(MP) 기본 모델

실업급여 지급 기간 연장의 효과를 살펴보기 위해 실업급여 지급 기간 3개월을 기준으로 시뮬레이션을 수행하였다. 실업급여를 수령하기 위해서는 근로자들이 6개월간 고용 관계를 유지해야 한다.

MP 모형의 경우 실업급여를 수급하는 실업자의 비율은 23.4%이다. 그 이유는 다음과 같다. 외생적(또는 자발적) 이탈률 Z가 0.8%이므로, 이는 고용 상태에서 실업 상태로 전환될 전체 확률 1.25%의 2/3 수준이다. 외생적 이탈의 경우 실업급여 수급 자격을 얻지 못하므로, 고용 상태에서 실업 상태로 전환된 사람들 중에서 그러나 비자발적 이직자 중 약 1/3 정도만이 실업급여 수급 자격을 얻을 수 있다. 하지만 모든 비자발적 이직자가 6개월 이상 근속한 것은 아니기 때문에, 실제 실업급여 수급자의 비율은 1/3보다 낮은 수준을 보인다.

<표 4>는 실업급여 지급 기간 연장에 따른 주요 변수들의 변화를 보여준다. 실업급여 지급 기간이 연장되면 실업률은 상승하고 실업자들의 실업 체류 기간이 늘어나는 것이 일반적인 현상이다. 실업급여 지급 기간이 3개월에서 4개월로 1개월 연장될 때 실업률은 0.26% 상승하는데, 이는 이탈률(고용→실업)이 1.25%에서 1.33%로 0.08% 상승한 데 기인한다.

<표 4>에 따르면, 실업급여 지급 기간이 연장될 때 고용에서 실업으로의 이탈은 증가하고 실업률은 상승한다. 실업급여 지급 기간을 3개월에서 6개월로 늘리더라도 공석-실업 비율(Vacancy-Unemployment Ratio)에는 영향을 미치지 않기 때문에 MP 모형은 0.32%의 실업률 상승만을 예측한다. 뿐만 아니라 노동자들의 평균 임금, 경제 주체의 평균 자산 보유 규모에도 큰 영향을 미치지 않는다.

실업급여 지급 기간을 1개월 연장하는 것이 실업률 및 이탈률에는 큰 영향을 미치지 않지만, 실업급여 수급 비율에는 상당한 영향을 미치는 것으로 나타난다.[14] 실업급여 지급

14) 수급 비율은 전체 실업자 중 실업급여를 받는 사람의 비율을 나타낸다.

<표 4> MP 모델: 실업급여 최대 지급 기간 연장

최대 지급 기간	3개월	4개월	5개월	6개월
취업/경제활동인구 (%)	96.02	95.76	95.73	95.70
실업률 (%)	3.98	4.24	4.27	4.30
취업률 (%)	1.25	1.33	1.34	1.35
U→E (%)	30.00	29.99	30.00	30.00
UI 수급자 비율 (%)	23.42	30.18	33.48	35.81
평균 임금	1.02	1.02	1.02	1.02
평균 자산 보유액	36.16	37.02	37.28	37.36
공실률-실업률 비율	1.80	1.80	1.80	1.80

기간이 3개월일 때의 수급 비율은 23.4%였으나, 1개월 연장된 4개월일 때의 수급 비율은 30.2%로 6% 이상 상승한다. 이러한 현상을 이해하기 위해 두 종류의 노동자를 생각해 본다. 한 부류의 근로자는 6개월 이상 고용 관계를 유지해 왔기 때문에 비자발적 이직이 발생하면 실업급여 수급 자격이 발생하고, 다른 한 부류의 근로자는 현재 근속기간이 6개월에 미치지 못하기 때문에 비자발적 이직이 발생하면 실업급여를 수급할 수 없다.

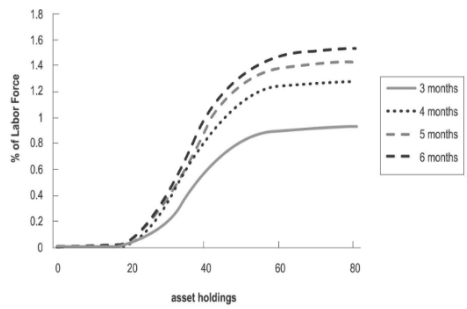
실업급여 수급 자격을 갖춘 노동자의 경우, 실업급여 지급 기간이 연장되면 실업 상태라는 외부 조건의 가치가 높아져, 이전에 고용 관계가 유지되었을 때의 생산성 수준으로는 더 이상 고용 관계가 유지될 수 없게 되므로, 고용에서 실업으로의 전환이 이 증가한다.

실업급여 수급 자격을 갖추지 못한 노동자의 경우, 실업급여 지급 기간의 연장은 이들의 외부 대안인 실업 상태에서의 가치에 영향을 미치지 않는다. 그러나 고용 관계를 지속적으로 유지하여 실업급여 수급 자격을 얻게 될 때의 가치가 높아지기 때문에 고용을 지속하려는 유인이 발생한다. 따라서 이전에는 고용 관계를 지속하지 않았을 생산성 수준에서도 고용 관계를 유지한다.

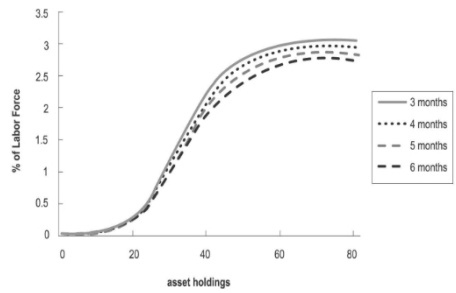
첫 번째 부류의 노동자들에 의해 주도되는 이탈이 실업률의 증가와 함께 실업급여 수급률의 증가를 설명하지만, 이것이 전부는 아니다. 실업급여 수급 자격을 갖추지 못한 두 번째 부류의 노동자들의 이탈이 감소하여 실업급여 비수급자의 비율이 줄어들면, 그 반대의 효과로 실업

[그림 1] 누적 분포

(a) 수급자



(b) 비수급자



실업급여 수급률이 상승하게 된다. 따라서 실업급여 지급 기간이 6개월로 연장되면 실업급여 수급률은 35.8%로 상승한다. 실업급여 연장에 따른 수급자와 비수급자의 분포는 [그림 1]을 통해 확인할 수 있다.

2. 고용정보 모델(Information Quality Model)

고용정보모형은 개인마다 서로 다른 주관적 구직확률과 실제 구직확률을 설명하는 모형이다. 고용 기회를 얻지 못한 사람들은 노동시장에서 정보를 얻는데, 그러한 정보를 고려한 구직확률이 자신의 주관적 구직확률보다 큰 사람들은 구직 활동을 시작하고, 그렇지 않은 사람은 구직 활동을 포기한다. 자산을 적게 보유한 사람들의 의중 구직 확률은 낮고, 자산을 많이 보유한 사람들의 의중 구직 확률은 높다. 따라서 자산을 적게 보유한 사람들은 노동시장에서 상대적으로 정확하지 못한 정보를 얻게 되더라도 구직 활동을 선택할 가능성이 높으며, 그로 인해 일자리를 얻지 못할 가능성도 높다. 반면, 자산을 많이 보유한 사람들은 노동시장에서 상대적으로 정확한 정보를 얻었을 때 구직 활동을 선택하게 되며, 그로 인해 일자리를 얻을 가능성은 높아진다. 실업을 '구직 활동을 했으나 일자리를 얻지 못한 사람들'로 정의한다면, 실업자들이 구직 활동을 했을 때 일자리를 얻을 확률은 비경제활동 인구가 구직 활동을 했을 때 일자리를 얻을 확률보다 낮아질 수 있다.

김(2008)과 Pries 및 Rogerson(2009)은 실업을 적극적인 구직 활동으로, 비경제 활동을 소극적인 구직 활동으로 정의한다.[15] 경제주체들이 위험 중립적이며 생산성 또는 여가의 가치가 매

순간적으로 변한다는 것이 이 모델들의 가정이다. 만일 이 모델에 등장하는 노동자들이 위험을 회피하는 성향을 가진다면, 실업과 비경제 활동을 결정짓는 요인은 과연 무엇일까? 그것은 바로 자산 보유 규모이다. 고용 기회를 얻지 못한 사람들 중에서 자산을 많이 보유한 사람들은 소극적 구직 활동(비경제활동)을 선택하고, 자산을 적게 보유한 사람들은 적극적 구직 활동(실업)을 선택하게 된다. 따라서 실업과 비경제 활동을 구분하는 자산 보유 규모의 임계값이 존재함을 직관적으로 알 수 있다. 이제 실업급여나 기타 비임금 소득이 존재하지 않는 경우 Kim(2008)과 Pries and Rogerson(2009) 모델의 문제점을 지적하고자 한다. 비경제 활동 상태에 머무르는 사람들은 자신이 보유한 자산을 소비해야 하기 때문에 보유한 자산이 서서히 소진된다. 비경제활동 상태에 장기간 머무르면 보유한 자산 규모가 임계값 수준 이하로 떨어지게 되어 비경제활동 상태에서 실업 상태로 이동하게 된다. 그러나 실업 상태에 있던 사람들은 비경제활동 상태로 이동하지 않는다. 실업급여나 기타 비임금 소득이 존재하지 않는 경우 실업자들이 자산을 축적할 수 있는 별다른 다른 방법이 없기 때문이다.

본 논문에서 소개하는 고용정보모형의 특징은 실업급여나 기타 비임금소득이 모형에 도입되지 않더라도 실업에서 비경제활동으로의 이동이 설명된다는 점이다. 실업급여가 없는 경우 실업에서 비경제활동으로의 이탈 및 비경제활동에서 실업으로의 유입은 [그림 2]에서 확인할 수 있는데, 이는 실업자와 비경제활동인구의 분포가 서로 겹치기 때문에 가능하다.

이 모델의 정의에 따르면, 실업자란 구직활동 끝에 일자리를 얻지 못한 사람들을 말한다. [그림 2]의 (a) 패널에서 볼 수 있듯이, 자산을 많이 보유한 미취업자 중 상당수는 비경제활동 상태를 선택하는 반면, 자산을 적게 보유한 사람들은 구직 활동을 선택한다. 실업자의 분포가 비경제활동 인구의 분포와 겹친다는 점은 실업과 비경제활동 사이에서 이동이 발생함을 의미한다.

[그림 2]의 패널 (b)는 자산 보유 규모에 따른 구직 의향 확률을 보여줌으로써,구직 활동의 선택이 어떻게 이루어지는지를 보여준다.[16][그림 2]의 패널 (b)에서 볼 수 있듯이 약20의 자산을 보유한 사람의

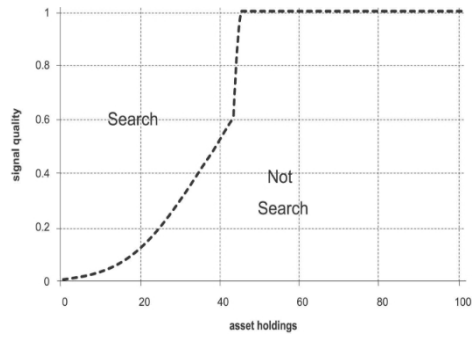
15) 적극적 구직과 소극적 구직의 경우 각각 구직의 강도(intensity)는 일정하다. 비경제 활동을 소극적 구직 활동으로 정의함으로써 구직의 가능성을 도입한 이유는 비경제 활동에서 고용으로의 직접적인 이동을 설명하기 위함이다.

16) 정확히 표현하자면 '의중 정보 정확도(reservation threshold information quality)'라고 할 수 있다. 그러나 이러한 용어가 익숙하지 않고 모델상 의중 구직 확률과 큰 차이를 보이지 않기 때문에 의중 구직 확률로 표기하였다.

[그림 2] 분포와 임계값

(a) 작업자 분포

(b) 임계값 정보 품질



참고: 실업 보험 급여가 없는 경우, 매개변수는 다음과 같이 재설정됩니다. B^s는 0.692, B^o는 1.0509, β는 0.99459로 설정되어 고용률, 실업률, 평균 자산 보유액이 각각 63%, 4%, 36%가 되도록 합니다.

구직 확률은 대략 0.1 정도이며, 40 정도의 자산을 보유한 사람의 기대 구직 확률은 0.5 정도가 된다. 이를 달리 표현하면, 자산을 20(40) 정도 보유한 미취업자의 경우 노동시장에서 0.1(0.5)보다 높은 확률로 일자리를 얻을 수 있다면 구직 활동을 선택한다는 것이다. 한편, 50 이상의 자산을 보유한 사람은 의중구직확률이 1보다 크기 때문에 구직 활동을 선택할 유인이 없다.

따라서 이 모델은 다음과 같은 두 가지 중요한 시사점을 제공한다. 자산을 많이 보유한 사람은 구직 활동을 선택할 가능성이 낮은 반면, 자산을 적게 보유한 사람은 구직 활동을 선택할 가능성이 높다. 그러나 자산을 많이 보유한 사람들의 잠재적 구직 확률이 높기 때문에 구직 활동을 선택한 경우, 자산을 많이 보유한 사람들의 평균 구직 확률은 자산을 적게 보유한 사람들의 평균 구직 확률보다 높다.

이제 모델에 실업급여를 도입해 보자. 실업급여 지급 기간 3개월을 기준(benchmark)으로 하여 지급 기간을 6개월까지 연장한다. 실업급여 지급 기간이 3개월에서 6개월로 연장되어 새로운 정상 상태에 진입하면, 일부는 비경제활동인구로 경제활동 상태를 변경한다는 점이 특징이다. 이는 모든 취업자가 실업자가 되는 MP 모델과는 명확히 구별된다. 노동자들이 비경제 활동을 또 다른 경제 활동 상태 중 하나로 선택할 수 있다면, 노동 공급 결정은 자산 보유 규모와 그에 따른 기대 임금에 의존하게 된다.

<표 5> 실업급여 최대 지급 기간 연장

최대 지급 기간	3개월	4개월	5개월	6개월
취업/인구 (%)	63.00	62.73	62.54	62.41
실업률/인구 (%)	2.62	2.77	2.87	2.96
경제활동참가율 (%)	34.38	34.50	34.59	34.63
실업률 (%)	3.99	4.23	4.39	4.53
E → U (%)	0.69	0.72	0.74	0.76
E → N (%)	0.21	0.22	0.24	0.24
U → E (%)	24.84	25.11	25.14	25.13
U → N (%)	13.38	11.23	9.76	8.82
N → E (%)	1.19	1.13	1.10	1.08
N → U (%)	1.66	1.61	1.56	1.53
요실금 환자 비율 (%)	26.76	33.67	38.44	42.41
평균 임금	1.04	1.04	1.04	1.04
노동력 평균 자산 (인구 1인당 평균 자산)	36.04 (38.85)	36.57 (39.46)	36.97 (39.93)	37.24 (40.24)
공실률-실업률 비율	1.80	1.76	1.74	1.73

주: E, U, N은 각각 고용, 실업, 비경제활동인구를 나타냅니다.

실업급여 지급 기간 연장이 전체 노동 시장에 미치는 효과를 시뮬레이션한 결과는 <표 5>와 같다. 실업급여 지급 기간이 연장되면 고용률은 63%(3개월)에서 62.4%(6개월)로 0.6% 하락하고, 인구 대비 실업자 비율은 2.62%(3개월)에서 2.96%(6개월)로 0.34% 상승하여 실업률은 0.53%(3.99%→4.52%) 상승한다. 실업급여 지급 기간 연장의 효과는 경제활동참가율의 하락과 실업의 증가로 요약될 수 있는데, 그 효과는 비경제활동인구를 고려하지 MP모델보다 상당히 크게 나타난다.

경제활동참가율이 하락하는 것은 경제 전체의 자산 보유 규모가 증가하기 때문이다. 자산을 많이 보유한 사람일수록 노동을 통해 얻는 효용의 감소를 꺼리기 때문에 노동시장을 떠나 비경제활동 상태에 머물려고 한다. 한편, 실업급여 지급 기간이 길어질수록 실업률이 증가하는 이유는 실업 상태로 유입되는 인구는 늘어나지만, 그에 반해 실업 상태에서 벗어나는 인구는

감소하기 때문이다. 이하에서는 모델의 어떤 특성들이 이러한 결과를 유도했는지 구체적으로 살펴본다.

가. 구직 의향 확률

의중구직확률은 구직 활동을 하는 것과 하지 않는 것을 무차별하게 만드는 구직 확률로 정의했다. 우선 실업급여 수급 자격을 얻은 사람들과 그렇지 않은 사람들의 의중구직확률을 비교한다. 실업급여를 수급하는 사람의 경우 구직 활동을 포기하면 실업급여 수급 자격을 상실하게 되므로, 구직에 따른 비효용(B^s)에도 불구하고 구직 상태를 유지하려는 유인이 있다. 따라서 이러한 유인은 실업급여 수급자들의 의중구직확률을 현저히 낮추는 효과를 만들어낸다. 다시 말해, 정보 정확성의 임계값을 낮춤으로써 동일한 s를 관찰하더라도 이전에는 구직활동을 선택하지 않았으나 실업급여 수급 자격을 얻게 되면 구직활동을 선택하게 된다.[17] [그림 3]은 실업급여를 수급하는 사람들과 그렇지 않은 사람들의 의중구직 확률(정보 정확성의 임계값)을 보여준다. 자산 보유 규모가 20이고 실업급여를 수급하지 못하는 실업자를 생각해 보자. 실업급여의 최대 지급 기간과 관계없이 이 사람은 대략 0.2의 의중구직 확률을 갖는다. 따라서 0.2보다 정확한 정보를 관찰했을 때에만 구직 활동을 선택하려 한다. 그런데 만약 실업급여를 수급할 수 있게 된다면 어떻게 될까? 그때의 구직 확률은 0이 되므로, 어떤 정보가 관찰되더라도 구직 활동을 선택한다. 동일한 이유로 보유 자산 규모가 40~60인 사람의 경우, 실업급여를 받지 못할 때는 구직 활동을 포기하고 비경제활동인구가 되지만, 실업급여를 받을 경우에는 구직 활동을 선택한다.

이어서 실업급여 수급자와 비수급자의 구직 확률 및 노동시장 내 이동률(transition rates)을 분석하고자 한다. 그러나 실제 구직 확률이나 이동률은 기대 구직 확률을 중심으로 형성된 분포에 좌우되므로, 다음에서는 실업급여 수급자와 비수급자의 분포를 먼저 살펴본 후 의미 있는 논의를 이어가고자 한다.

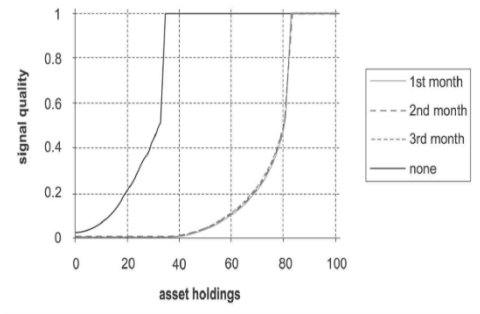
나. 실업급여 수급자와 비수급자의 분포

[그림 4]는 실업급여 지급 기간이 연장됨에 따라 실업급여를 받는 사람들과 받지 못하는 사람들의 누적 분포를 각각 보여준다. 실업급여 지급 기간이 3개월에서 6개월로 연장되면, 실업급여를 받는 사람은 전체 근로자 중 0.70%에서

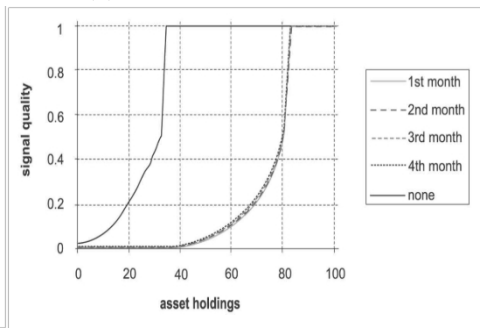
17) 이 모델에서는 실업급여 수급자들의 도덕적 해이(moral hazard) 문제, 즉 적극적으로 구직 활동을 하지 않으면서 실업급여를 수급하는 경우는 완전히 차단했다.

[그림 3] 실업급여 최대 지급 기간과 정보 품질의 임계값

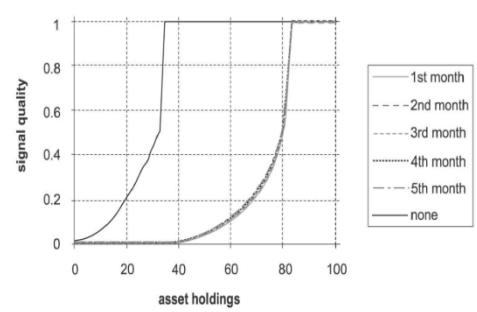
(a) 최대 지급 기간: 3개월



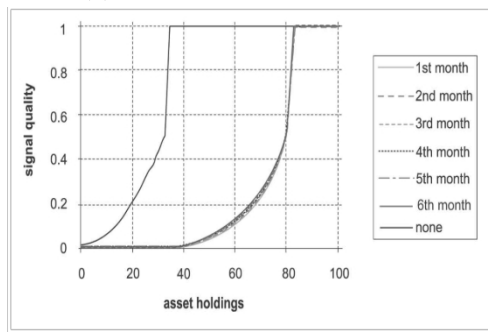
(b) 최대 지급 기간: 4개월



(c) 최대 기간: 5개월

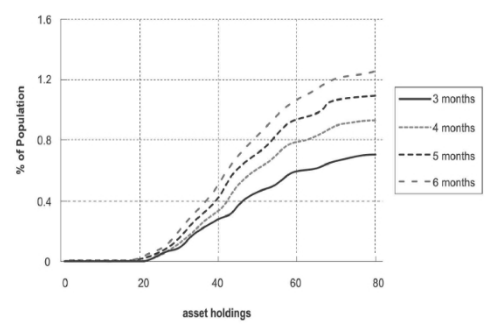


(d) 최대 기간: 6개월

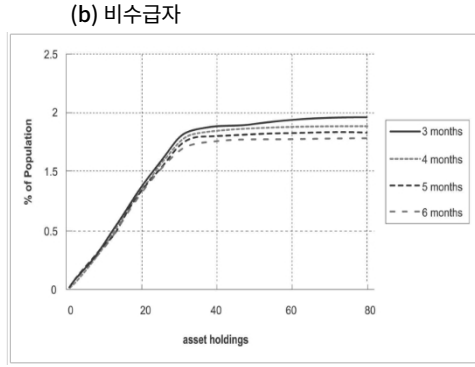


[그림 4] 누적 분포

(a) 수혜자



(b) 비수급자



1.26%로 0.56% 증가한다. 즉, 전체 실업자 1,000명 중 268명(3개월)에서 424명(6개월)으로 156명 증가한다.

[그림 4]에서 주목할 점은 수급자들의 자산 분포가 비수급자들의 자산 분포보다 오른쪽으로 치우쳐 있다는 사실이다.같은 실업자임에도 불구하고 실업급여를 수급하는 사람들의 평균 자산 보유 규모는 그렇지 않은 사람들보다 높다. 이는 실업급여 수급 자격을 얻기 위해 일정 기간 고용 관계를 유지해야 하는 제약 때문이다. 생산성에 따라 고용 관계의 지속 여부가 결정되는 모델에서 그러한 유인은 생산성의 임계값을 낮추는 작용을 한다. 실업급여 지급 기간이 연장되면 이전에는 고용 관계를 지속하지 않았을 생산성 수준에서도 고용 관계를 지속하려고 하기 때문이다. 이처럼 근속 기간이 늘어나면 취업자들의 예방적 동기(precautionary motive)에 의한 저축이 증가하고, 저축에 따른 자산 보유 규모의 증가는 노동의 한계비용을 증가시켜 노동시장에서 이탈할 유인을 제공한다. 따라서 실업급여 지급 기간의 연장은 경제활동참가율을 떨어뜨리는 효과가 있다.

다. 실업에서 벗어날 확률

실업급여를 수급하고 있는 사람들과 그렇지 않은 사람들의 실업 탈출 확률은 매우 크게 차이가 난다.그 뿐만 아니라 실업급여를 몇 개월 동안 수급해 왔는지에 따라서도 다르게 나타난다. 실업급여를 수급하고 있는 사람과 그렇지 않은 사람 사이의 이탈 확률 차이는 앞서 언급했듯이 주로 자산 보유 규모의 차이에 기인하지만, 동일한 수급자들 사이의 이탈 확률 차이는 주로 정보 정확성의 차이에 기인한다.

먼저 수급자와 비수급자가 실업 상태에서 벗어날 확률을 살펴본다. <표 6>은 실업급여 지급 기간이 최대 3개월에서 최대 6개월로 연장될 때 실업급여 수급자와 비수급자의 실업 탈출 확률을 보여준다.

<표 6>은 다음 세 가지 특징을 보여준다. 첫째, 실업급여 수급자들의 구직 확률(U→E)이 비수급자들의 구직 확률보다 높다. 둘째, 실업 상태에 잔류할 확률(U→U)은 수급자들의 경우 더 높다. 셋째, 실업 상태에서 비경제활동으로 빠져나갈 확률(U→N)은 수급자들보다 비수급자들이 훨씬 높다.

수급자들의 경우 실업급여를 포기하고 비경제활동 상태를 선택할 유인이 거의 없기 때문에 세 번째 특징은 직관적으로 명백하다. 그리고 이러한 특징 때문에 수급자들의 실업 상태 잔류 확률도 상대적으로 높아져 두 번째 특징 또한 직관과 부합한다.그렇다면 왜 실업급여 수급자들의 구직 확률이 비수급자들의 구직 확률보다 더 높을까? 이에 대한 설명은 [그림 5]를

<표 6> 실업급여 최대 지급 기간과 실업 탈출률

		3개월	4개월	5개월	6개월
U → E	수혜자	29.90	27.64	25.85	24.31
	비수혜자	23.87	23.71	23.64	23.77
U → U	수혜자	68.91	71.18	73.00	74.59
	비수혜자	66.82	67.01	67.10	66.81
U → N	수혜자	1.19	1.18	1.15	1.10
	비수혜자	9.31	9.28	9.26	9.41

를 통해 확인할 수 있다.

[그림 5]는 구직 활동을 선택한 실업자[18]들의 평균 정보 정확도를 실업급여 수급 여부와 자산 보유 규모에 따라 나타낸 것이다.각 개인이 입수하는 정보 정확도의 평균값은 자산 보유 규모가 커질수록 증가한다.또한 수급자의 경우 수급 기간이 길어질수록 정보 정확도의 평균값이 하락한다.

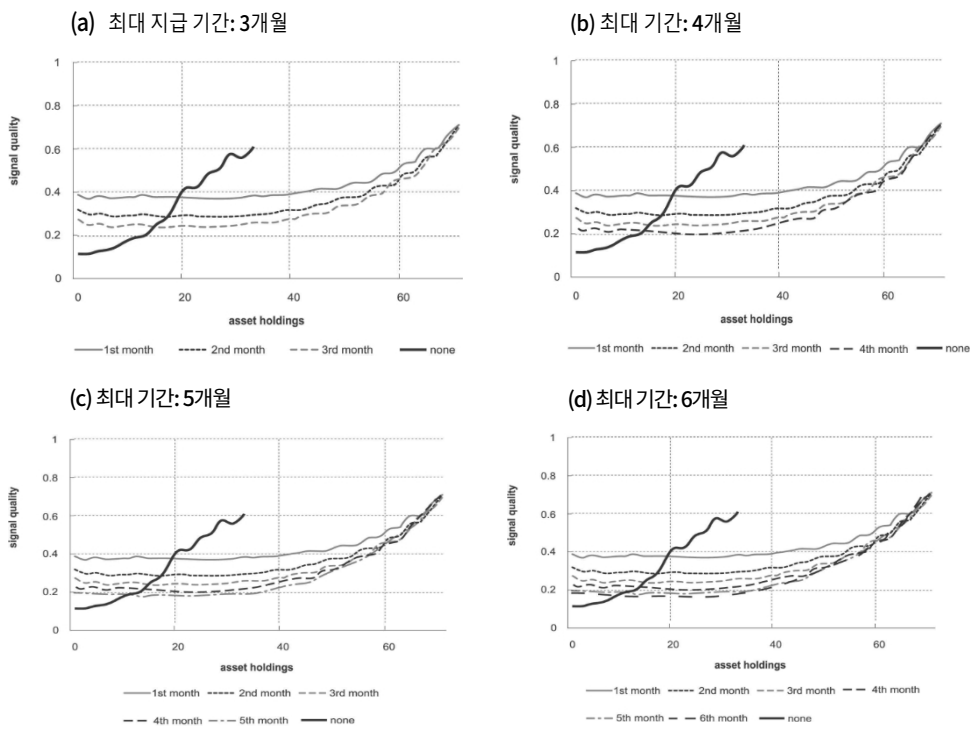
[그림 4]의 수급자 및 비수급자 분포와 [그림 5]를 함께 살펴보자.[그림 4]에서 수급자(패널 a)는 자산 보유 규모가 20에서 80 사이로 폭넓게 분포하고 있는 반면, 비수급자(패널 b)는 자산 보유 규모가 0에서 30 사이로 분포하고 있다. 한편, [그림 5]의 정보 정확도 평균값은 패널 (a) 수급자의 경우 최소 0.2, 최대 0.7을 보이는 반면, 비수급자는 최소 0.1, 최대 0.6을 보인다.

다. 이는 실업급여를 수급하지 못하는 사람들의 정보 정확성 임계값(threshold information quality)이 상대적으로 낮기 때문에, 덜 정확한 정보를 입수하더라도 구직 활동을 선택한다는 사실을 보여주는 것이다. 따라서 [그림 4]의 분포와 [그림 5]의 정보 정확성 평균값을 적용하면 수급자들의 구직 확률이 상대적으로 높은 이유를 이해할 수 있다.

다음과 같은 직관적인 설명도 가능하다. 상대적으로 높은 취업 성공 확률을 가지고 있음에도 불구하고 잦은 실직으로 인해 충분한 자산을 축적할 기회를 얻지 못한 사람들이 바로 수급 대상이 아닌 사람들이다. 따라서 이들은 별 도움이 되지 않는 구직 정보에도 불구하고 구직 활동을 선택하게 되며, 이는 결과적으로 취업 성공 확률을 떨어뜨리게 된다. 반대로 수급자들은 실업급여 수급

18) '구직 활동을 선택한 실업자'는 지난 기간에 구직 활동을 했으나 일자리를 얻지 못해 실업자로 분류되었으며, 이번 기간에 구직 활동을 선택한 사람들을 가리킨다. 따라서 실업자 중 이번 기간에 구직 활동을 포기한 사람은 정보 정확도의 평균값을 산출할 때 포함하지 않았다.

[그림 5] 실업급여 최대 지급 기간과 평균 정보 품질



요건을 충족하기 위해 일정 기간 고용 관계를 유지했기 때문에 상대적으로 많은 자산을 보유하고 있다. 자산을 많이 보유할수록 보다 정확한 정보를 파악한 후에 구직 활동을 시작하기 때문에, 이들의 사후적 구직 확률은 비수급자보다 높아지는 것이다.

[그림 5]의 또 다른 특징은 실업급여 지급 기간이 주어졌을 때 실업급여를 장기간 수급하는 사람들의 정보 정확도 평균값이 낮아진다는 점이다. 이러한 현상 때문에 실업급여 지급 기간이 늘어날수록 전

구직 수급자들의 정보 정확도 평균값이 하락하게 되며, 결과적으로 전체(평균) 구직 확률(U→E)이 하락한다. <표 6>에서 확인할 수 있듯이 수급자의 경우 구직 확률은 29.9%(3개월)에서 24.3%(6개월)로 하락하고, 실업 상태에 잔류할 확률은 68.9%(3개월)에서 74.6%(6개월)로 상승한다. 개개인이 관찰하는 구직 관련 정보는 그 지속성이 매우 높다고 가정하였다. 따라서 정확한 정보를 관찰한 사람은 지속적으로 정확한 정보를 관찰하게 되고, 그렇지 못한 사람은 지속적으로 부정확한

정보를 관찰하게 된다. 첫 번째 실업급여 수급 기간에 구직 활동에 성공한 사람들의 평균 정보 정확도는 상대적으로 높은 반면, 실패한 사람들의 평균 정보 정확도는 상대적으로 낮다. 두 번째 실업급여 수급 기간에는 상대적으로 정확한 정보를 바탕으로 일자리를 얻은 사람들이 실업자 풀에서 빠져나가기 때문에, 남은 수급자들의 평균 정보 정확도는 이전보다 낮아질 수밖에 없다.

[그림 5]는 이러한 현상을 명확히 보여준다. [그림 5]에서 실업급여 수급 기간이 3개월에서 6개월로 연장될 때, 장기간 실업급여를 수급하며 실업 상태에 머무르는 사람들의 평균 구직 확률은 지속적으로 감소한다. 따라서 <표6>에서 볼 수 있듯이 수급 기간이 6개월로 연장되면 수급자의 평균 구직 확률(24.3%)과 비수급자의 평균 구직 확률(23.8%) 간의 차이는 현저히 줄어든다.

이와 같은 원리는 고용에서 실업으로 이동할 확률(E→U)에도 적용된다. 고용에서 실업으로의 이동은 고용 기회가 있었으나 기업의 생산성이 악화되어 고용 관계를 지속할 수 없었던 사람들이 새로운 일자리를 찾아 구직 활동을 했음에도 불구하고 일자리를 찾지 못한 경우다. 그런데 기업의 생산성 악화로 인해 고용 관계가 종료되는 사람들은 주로 실업급여 수급 자격을 갖춘 사람들이다. 실업급여 수급자의 경우, 실업급여 지급 기간이 연장되면 평균 구직 성공 확률이 하락하는 것으로 나타났는데, 이는 다시 말해 구직에 실패할 확률이 높아진다는 것을 의미한다.

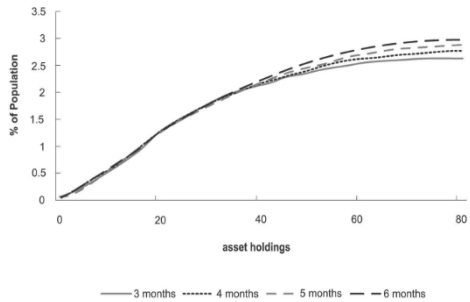
사업장의 경영난으로 인해 고용 관계가 종료되어 구직 활동을 시작하는 사람들 중 상당수는 실업급여 수급 자격을 갖춘 취업자들이지만, 실업급여 지급 기간이 연장되면 이들의 평균 구직 성공률이 떨어져 새로운 일자리를 찾는 것이 어려워진다. 따라서 고용 상태에서 실업 상태로 전환될 확률이 높아진다. 결과적으로 실업급여 지급 기간의 연장은 수급자들을 중심으로 실업 상태에 머무를 확률을 높이고, 해고를 겪은 수급자들의 재취업 가능성을 떨어뜨리기 때문에 경제 전체의 실업률을 높이는 결과를 초래한다.

라. 경제 전체의 평균 자산 보유 규모

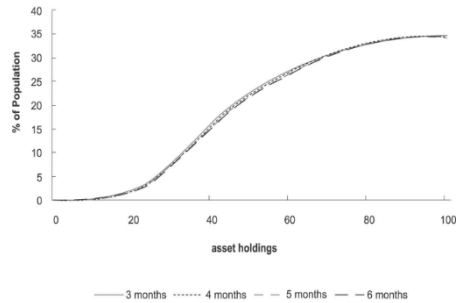
<표 5>는 실업급여 지급 기간이 길어질수록 평균 자산 보유 규모가 증가한다는 사실 또한 보여준다. 실업급여 지급 기간이 3개월일 때 경제활동인구의 평균 자산 보유 규모는 36.0이며, 지급 기간이 6개월일 때 평균 자산 보유 규모는 37.2가 된다. 자산 보유 규모의 변화 정도는 MP 기본 모델과 큰 차이를 보이지 않는다. 그러나 비경제활동 상태의 노동자를 포함할 경우 평균 자산 보유 규모는 3개월 38.9에서 6개월 40.2로 더 확대됨을 알 수 있다. 자산을 많이 보유한 사람들이 노동

[그림 6] 실업자와 경제활동인구 외 인구의 분포

(a) 실업자



(b) 비경제활동인구



시장에서 이탈할 가능성이 높기 때문에 비경제활동을 고려하지 않을 경우 우리가 관찰하는 자산 분포는 오른쪽 부분이 단절된 형태가 될 수 있음을 시사한다.[그림 6]은 각각 실업급여 지급 기간
이 연장될 때 실업과 비경제활동인구의 분포가 오른쪽으로 치우친다는 것을 보여주는데, 그 효과는 실업자들의 분포에서 더욱 분명하게 나타난다.

V. 결론 및 정책적 시사점

지금까지 서로 다른 모형에서 실업급여 지급 기간의 연장이 노동 시장에 어떤 차이를 가져오는지 살펴보았다. 본 연구에서 다룬 모형은 취업자와 실업자로만 구성된 모형(Mortensen-Pissarides 기본 모형)과 비경제활동 인구를 포함한 모형
(고용정보 모델)이다. 고용정보 모델에서 실업은 '구직 활동을 했으나 일자리를 얻지 못한 상태'로, 비경제활동은 '비구직 활동'으로 정의했는데, 이는 매칭이 이루어진 후 매칭 결과에 따라 실업과 비경제활동을 구분하는 것이 실제 데이터의 구분과 일치하기 때문이다.

개별 노동자들이 위험을 회피하는 성향을 보이며 차입 제약에 직면해 있을 경우, 정부 정책이 노동 시장의 유연성을 높이는 방향으로 추진될 때 경제 전체의 복지 수준이 저하될 가능성이 있다. 즉, 자본 시장이 불완전하여 노동자들이 자본 시장에서 자유롭게 자금을 차입하거나 대출할 수 없을 때, 실직에 따른 소득 감소는 상당한 효용의 감소로 이어질 수 있기 때문이다. 따라서 노동 시장의 유연성을 높이는 정책은 실업급여 제도와 같은 고용 보호 제도의 보완이 필요하다. 실업급여 지급 기간 연장에 초점을 맞춘 본 연구의 정책적 시사점은

주요 논점은 다음과 같다.

국내 노동시장에서 경제활동인구의 유입·유출 규모가 상대적으로 크지 않아 비경제활동인구를 고려하지 않아도 된다면, MP 모형의 결과와 같이 실업급여 지급 기간의 연장은 실업률 상승에 미미한 영향을 미칠 것으로 보인다. 반면, 국내 노동시장에서 경제활동인구의 유입·유출이 매우 크고 빈번하여 비경제활동인구를 반드시 고려해야 한다면 고용정보모형의 결과가 적용될 수 있다. 따라서 실업급여 지급 기간이 늘어나면 경제활동인구는 감소하고 실업률은 상승한다.

마지막으로, 본 모델이 시사하는 실업급여 지급 기간 변화의 효과를 현실에 그대로 적용하기에는 다음과 같은 한계가 있음을 밝힌다. 첫째, 노동시장에서 활동하는 경제 주체들의 교육 수준, 생산성, 그리고 여가에 대한 가치 등의 차이를 모두 반영하지는 않았다. 둘째, 모든 노동자가 차입이 불가능하다고 가정했다. 셋째, 비정규직 근로자들을 고려하지 않았다. 향후 연구는 이러한 가정의 완화를 통해 보다 현실적인 노동시장의 변화를 설명하는 방향으로 전개될 것이다.

무엇보다 실업급여 지급 기간의 변화가 노동시장의 수급에 미치는 영향은 실증적 측면에서 고려되어야 할 문제다. 따라서 제도 변화에 따른 경제 주체의 반응을 분석할 수 있는 자료가 있다면 실증 분석이 우선적으로 수행되어야 할 것이다. 이러한 실증 분석을 바탕으로 보다 현실적인 모형을 수립할 수 있다면, 실업급여 연장 등 제도 변화가 노동시장에 미치는 효과를 보다 다각적으로 살펴볼 수 있을 것으로 기대된다.

참고 문헌

김용성,「 외국 사례 분석을 통한 노동시장 성과와 제도적 요인 간의 관계 및 정책적 시사점 고 KDI정책포럼 제206호, 한국개발연구원, 2008.

황덕순,「 실업급여_ ,☒ 한국의 노동 1987~20024, 한국노동연구원, 2003, pp.468~487.

Atkinson, Anthony B. and John Micklewright, "Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review," *Journal of Economic Literature* 29(4), December 1991, pp.1679~1727.

Bils, Mark, Yongsung Chang, and Sun-Bin Kim, "Comparative Advantage in Cyclical Unemployment," NBER Working Paper 13231, 2007년 7월.

버뎃, 케네스, "구직 지원금으로서의 실업 보험 급여: 이론적 분석," 『*이코노믹 인콰이어리*』 17(3), 1979년 7월, 333~343쪽.

카후크, 피에르 및 앙드레 질베르베르그, 『*노동 경제학*』, MIT 프레스, 2004.

Card, David 및 Phillip B. Levine, "연장 급여와 실업 보험 수급 기간: 뉴저지 연장 급여 프로그램의 증거," *Journal of Public Economics* 78(1-2), 2000년 10월, pp.107~138.

덴 하안(den Haan), 우터 J., 게리 라미(Garey Ramey), 조엘 왓슨(Joel Watson), "일자리 소멸과 충격의 전파," *American Economic Review* 90(3), 2000년 6월, pp.482~498.

Fredriksson, Peter 및 Bertil Holmlund, "실업 보험의 인센티브 개선: 최근 연구 검토," *Journal of Economic Surveys* 20(3), 2006년 7월, pp.357~386.

해머메쉬, 다니엘 S., "실업 보험과 노동 공급," *International Economic Review* 21(3), 1980년 10월, pp.517~527.

Hæfke, Christian 및 Michael Reiter, "내생적 노동 시장 참여와 경기 순환," 워킹 페이퍼, 폼페우 파브라 대학교, 2006년 3월.

Katz, Lawrence F. 및 Bruce D. Meyer, "실업 수당 지급 가능 기간이 실업 기간에 미치는 영향," *Journal of Public Economics* 41(1), 1990년 2월, pp.45~72.

김선빈, "내생적 노동력 참여가 반영된 실업 보험 정책,"
『*경제이론 및 계량경제학 저널*』 19(4), 2008년 12월, pp.1~36.

한국고용정보원, 「*고용보험 연도별 통계*」, 2000~2006.

Lalive, Rafael, Jan van Ours, Josef Zweimüller, "재정적 인센티브의 변화가 실업 기간에 미치는 영향," *Review of Economic Studies* 73(4), 2006년 10월,

pp.1009~1038.

Lalive, Rafael 및 Josef Zweimüller, "수급 자격과 실업 기간: 정책 내생성의 역할," *Journal of Public Economics* 88(12), 2004년 12월, pp.2587~2616.

Meyer, Bruce D., "실업 보험과 실업 기간," 《*Econometrica*》 58(4), 1990년 7월, pp.757~782.

Moffitt, Robert, "실업 보험과 실업 기간의 분포," *Journal of Econometrics* 28(1), 1985년 4월, pp.85~101.

모핏, 로버트 및 월터 니콜슨, "실업 보험이 실업에 미치는 영향: 연방 보충 급여의 사례," *경제학 및 통계 리뷰* 64(1), 1982년 2월, pp.1~11.

Montgomery, James D., "사회적 네트워크와 노동 시장 결과: 경제학적 분석을 향하여," *American Economic Review* 81(5), 1991년 12월, pp.1408~1418.

모튼슨, 데일, "실업 보험과 구직 결정," 『*산업 및 노사 관계 리뷰*』 30(4), 1977년 7월, pp.505~517.

모튼슨, 데일 및 크리스토퍼 A. 피사리데스, "실업 이론에서의 일자리 창출과 일자리 소멸," *경제학 연구* 61(3), 1994년 7월, pp.397~415.

Pissarides, Christopher A., 《*균형 실업 이론*》, MIT Press, 제2판, 2000.

프리스, 마이클 및 리처드 로저슨, "구직 마찰과 노동시장 참여," 『*유럽 경제 리뷰*』 53(4), 2009년 7월, pp.568~587.

Puhani, Patrick A., "실업 수당을 받는 폴란드: 전환기 동안 실업 수당 수급 기간 단축의 효과," *Journal of Population Economics* 13(1), 2000년 3월, pp.35~44.

리스, 앨버트, "노동 시장의 정보 네트워크," *미국 경제 리뷰, 논문 및 회의록* 56(2), 1966년 5월, pp.559~566.

Tauchen, George, "단변량 및 벡터 자기회귀 모델에 대한 유한 상태 마르코프 연쇄 근사," *Economics Letters* 20(2), 1986, pp.177~181.

반 덴 버그, 제럴드 J., "구직 이론에서의 비정역성," *경제학 연구* 57(2), 1990년 4월, pp.255~277.

부 목록

A. 실업급여 제도

여기서는 우리나라의 실업급여 제도에 대해 살펴본다. 실업급여의 수준은 퇴직 전 평균임금의 50%이며, 최고액과 최저액이 정해져 있다. 현행 최고액은 1일 40,000원이고, 최저액은 최저임금법상 시간당 최저임금액의 90%에 1일 근로시간 8시간을 적용하여 계산된다.

실업급여의 지급 일수는 연령과 보험 가입 기간에 따라 본문의 <표 1>과 같이 정해진다. 자격 요건을 갖춘 근로자가 실업급여를 받을 수 있는 기간은 최소 3개월에서 최대 8개월이다. 실업급여의 경우
<표 A-1>에서 볼 수 있듯이 근로자와 사업주가 임금의 0.45%씩 부담하도록 되어 있으나, 고용안정 및 직업능력개발 사업의 경우 기업 규모에 따라 최저 0.25%에서 최고 0.85%까지 부담하도록 규정되어 있다.

<표 A-2>는 월평균 취업자 수, 고용보험 피보험자 수, 그리고 취업자 수 대비 피보험자 수의 비율을 보여준다. 2001년 월평균 피보험자 수는 685만 명으로 전체 취업자(전체 임금 근로자) 중 약 31.8%(50.6%)를 차지했으나, 2007년 월평균 피보험자 수는 883만 명, 비율도 37.7%(55.6%)로 2001년에 비해 다소 증가했다.

<표 A-3>은 구직급여 수급자 수의 추이를 보여준다. 2000~2006년 동안 취업자 대비 피보험자 비율의 증가는 미미했으나, 실제 수급자 수는 크게 증가했다. 2000년 연간 구직급여 수급자 수는 30만 명이었으며, 이들에게 지급된 총액은 연간 4,435억 원이었다. 그러나 2006년 수급 인원은 82만 명으로 6년 사이에 50만 명 이상 증가했으며, 총지급액도 1조 8,340억 원으로 약 4배 증가했다. 그러나 구직급여(실업급여) 수급 인원의 증가와 실업자 수의 증가 사이에는 상관관계를 찾기 어렵다.

<표 A-4>는 2000년부터 2007년까지의 월평균 실업자 수, 실업급여 수급자 수, 그리고 실업자 수 대비 실업급여 수급자 수의 비율을 보여준다. 월평균 실업자 수는 2000년 98만 명에서 2007년 78만 명으로 감소하는 추세이지만, 월평균 실업급여 수급자 수는 2000년 7만 명에서 2007년 24만 명으로 3배 이상 증가했다.

<표 A-1> 근로자 및 고용주의 부담금

	근로자 수	근로자 부담금	사용자 부담금
(a) 실업 보험 급여		0.45%	0.45%
(b) 고용 안정화 프로그램 및 직업 능력 개발 프로그램	150명 미만	-	0.25%
	150 이상[1]	-	0.45%
	150 이상~1,000 미만	-	0.65%
	1,000 이상[2]	-	0.85%

참고: 1) 우선 지원 대상 기업.

2) 중앙 또는 지방 정부의 사업.

출처: 한국고용정보원.

<표 A-2> 월평균 취업자 수 및 피보험자 수

(단위: 천 명, %)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
취업자 수	21,156	21,572	22,169	22,139	22,557	22,856	23,151	23,433
피보험자	6,466	6,847	7,057	7,178	7,448	7,858	8,302	8,834
비율[1]	30.6	31.8	31.8	32.4	33.0	34.4	35.9	37.7

참고: 1) 피보험자/근로자.

출처: 국가통계청, 한국고용정보원.

<표 A-3> 수급자 및 급여 총액

(단위: 천 명, 10억 원)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
수혜자	304	378	366	444	619	707	817
금액	443.5	783.9	773.9	945.6	1327.4	1602.9	1834.0

출처: 고용보험공단.

이는 제도가 성숙함에 따라 수급자 수가 증가한 것으로 해석할 수 있다. 따라서 2007년 월평균 구직급여 수급자들은 그 수는 실업 인구의 약 3분의 1 정도로 추정된다.

<표 A-4> 월평균 실업자 수 및 수급자 수

(단위: 천 명, %)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
실업자	979	899	752	818	860	887	827	783
수혜자	74	113	105	123	174	204	222	243
비율[1]	7.7	12.9	14.0	15.0	20.3	23.1	27.0	31.1

주: 1) 수급자/실업자.

출처: 국가통계청, 한국고용정보원.

B. 모텐슨-피사리데스 모델

먼저 노동자의 문제와 기업의 문제를 차례로 설명한다. 보유자산 a를 가진 노동자가 생산성□ 인 기업과 매칭을 이루었을 때 이때, 보유 자산 a의 노동자가 생산성□□ 의 기업과 매칭되어 일할 때의 가치 함수를 W(a)로 나타내고, 보유 자산 a의 노동자가 일하지 않을 때의 가치 함수를 U(a)로 나타낸다.[1)]

가치 함수 W(a,□□)는 다음과 같다.

$$W(a,\square\square) = \square \max_{\square \le a' \le \square} \left\{ \ln s + \beta Z U(a') \right.$$
$$\left. + \beta(1 - Z)\square \max\square\, W(a'\square\square')\square\, U(a')\square\square\square \right\} \quad \text{(B1)}$$

제약식은

$s + a' \le (1 + r)a + m(a\square\square)$

$a' \ge 0$

가치함수 U(a)는 다음과 같다.

$$U(a)\square \max_{\square \le a' \le \square} \left\{ \ln s + B^{s} + \beta(1 - sp)U(a') \right.$$
$$\left. + \beta sp \max\square\, W(a'\square\square)\square\, U(a')\square \right\} \quad \text{(B2)}$$

제약식은

$s + a' \le (1 + r)a + h$

$a' \ge 0$

1) 여기서 자세히 설명하지 않는 변수 및 매개변수들은 본문을 참조하기 바란다.

기업의 가치 함수도 단계적으로 표현한다. 보유 자산 a와 노동자가 매칭되어 생산 활동을 수행하는 생산성□ 기업의 가치 함수를 J(a□□)라고 표기하고, 공석을

기업이 구인 활동을 할 때의 가치 함수를 V로 표기한다. 가치 함수 J(a,□□)는 다음과 같다.

$$J(a□□) □ □ - m(a□□) + \frac{1}{1+r} ZV + \frac{1}{1+r} (1-Z) C□ \max □ J(A^m(a□□)□□')□ V□□□ □ \quad (B3)$$

여기서 A^m(a□□)는 매칭을 이룬 노동자의 최적 저축 함수를 나타낸다. 기업의 가

가치함수 V는 다음과 같다.

$$V □ - k + \frac{1}{1+r} q \, C_a \max J A(a)□□ □V \; □ \frac{u^u(a)}{C_a} + (1-q) V' \quad (B4)$$

여기서 A^u(a)는 자산 규모가 a인 실업자들의 최적 저축 함수이며, u^u(a)는 자산 규모가 a인 실업자의 수를 나타낸다. 기업의 일자리 창출 비용을 0이라고

가정하면, 균형에서 자유 진입 조건이 충족되어 V는 0이 된다.

임금은 다음과 같은 일반적인 형태의 내시 협상 문제로부터 도출된다.

$$m(a□□) □ \arg\max □ W(a□□) - U(a)□ □ □ J(a□□) - V□^{1-□} \quad (B5)$$

제약식은

$$S(a□□) □ W(a□□) - U(a) + J(a□□) - V \quad (B6)$$

마지막으로 시간에 따라 변하지 않는 취업자와 실업자의 분포 u^e 와 u^u 는

다음과 같이 표현된다.

$$u^e(a'□□') □ C_2 1□□' \geq □□(a')□ v(□'□□)(1-Z) u^e(a□□) c + 1□□'□□□ C_Φ 1□□□ \geq □□(a')□ spu^u(a) \quad (B7)$$

그리고

$$u^{u}(a')\square \; C\underset{\square'\,2}{C}\, l\square\square\,'c\square\square\,(a')\square v(\square\,'\square\square\,)(l - Z)u^{e}(a\square\square\,)$$
$$+ \underset{2}{C}\, Zu^{e}\,(a\square\square\,) + \underset{\Phi}{C}\square\, l\square\square\square\, c\square\square\,(a')\square\, sp + (l - sp)\square\, u^{u}\,(a) \qquad \text{(B8)}$$

여기서 $2\square\,\square\,(a\square\square\,)\square\, a'\square\, A^{m}(a\square\square\,)\square$, $\Phi\square\,\square\, a\square\, a'\square\, A^{u}(a)\square$, 그리고 $l\square\cdot\square$ 은 지시 함수로서 $\square\cdot\square$ 이 참일 때 1의 값을, 그렇지 않을 때 0의 값을 갖는다.

균형은 다음과 같이 정의된다. 균형은 가치함수 $\{W(a\square\square\,), U(a), J(a\square\square\,), V\}$, 근로자의 최적소비 및 최적저축 함수, 기업 생산성의 임계값 함수, 균형 내쉬 협상 임금, 공석-실업 비율, 그리고 취업자와 실업자의 분포로 구성되며 다음을 만족한다.

i. 공석-실업 비율, 균형 내시 협상 임금, 취업자 및 실업자의 분포가 주어졌을 때, 최적 저축 함수는 각각의 가치 함수를 만족한다.

ii. 가치 함수와 취업자 및 실업자의 분포가 주어졌을 때, 임계값의 함수 $\square\square(a)$에서 매칭 잉여 $S(a\square\square\square\,(a))$는 0이 된다.

iii. 가치 함수가 주어졌을 때 균형 내시 협상 임금은 식 (B5)를 풀면 구할 수 있다.

iv. 균형 내시 협상 임금, 생산성의 임계값 함수, 기업의 가치 함수 $J(a\square\square\,)$ 및 취업자와 실업자의 분포가 주어졌을 때, 자유 진입 조건이 만족되면 $V\square\,0$가 된다.

v. 최적 저축 함수와 생산성의 임계값 함수가 주어지면, 시간에 따라 변하지 않는 분포 함수는 식 (B7)과 (B8)을 만족한다.