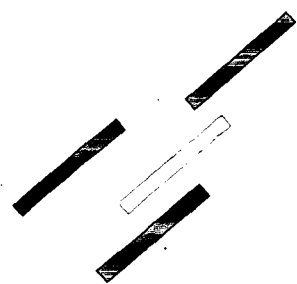


財政研究



94년 11월 7일 登錄
錄番號 사-1738



產業聯關表畧 利用한

附加價值稅 免稅의 減免 規模 推定朴 寄 白

人口集積과 都市의 成長: 靜態模型과 그 實證的 含意金 珍 永

韓國輸出商品에 대한 美國의 反덤핑 및 相計關稅

賦課調査에 관한 決定要因 分析: 巨視經濟的 要因馬 在 信

同次性, 實質殘高效果와 古典派의 二分法張 世 珍

The Long-run Burden of Health Care Costs on Public Finance:

An Alternative Forecasting Approach金 宗 勉

財政研究

Review of Fiscal Studies

第6卷 第2號(通卷 11號)

2000年 1月

目 次

論文 產業聯關表를 利用한

附加價值稅 免稅의 減免 規模 推定 朴寄白 ... 1

人口集積과 都市의 成長: 靜態模型과 그 實證的 含意 金珍永 ... 31

韓國輸出商品에 대한 美國의 反덤핑 및 相計關稅

賦課調査에 관한 決定要因 分析: 巨視經濟的 要因 馬在信 ... 55

同次性, 實質殘高效果와 古典派의 二分法 張世珍 ... 77

The Long-run Burden of Health Care Costs on Public Finance:

An Alternative Forecasting Approach 金宗勉... 129

英文抄錄 159

産業聯關表를 利用한 附加價値稅 免稅의 減免 規模 推定

朴 寄 白*

要 約

본 연구는 산업연관표를 이용하여 부가가치세 감면으로 인한 세수 손실을 추정하고 있다. 조세지출에 대한 식에 따르면 소비 및 수입의 비중이 높을수록, 중간 투입물이 과세되지 않을수록, 해당 재화가 과세되는 재화의 중간재로 사용되지 않을수록 조세지출의 규모가 커지는 것으로 나타났다.

전체적인 조세지출의 규모는 1995년도 기준으로 약 6조원에 달하는 것으로 나타나고 있으며, 1999년에는 경우 8조 2천억원으로 추정되었다. 면세로 인한 조세지출 규모가 큰 것으로 나타나는 재화는 주택 소유, 각급 정부, 교육 및 의료, 식료품, 여객 운송이다. 반면 금융기관 및 손해보험에 대한 면세는 조세수입을 증대시킨 것으로 나타나고 있다.

I. 序 論

조세감면은 정부가 특정 정책 목적을 달성하기 위하여 납세자가 납부하여야 할 세금을 줄여주는 것을 의미한다. 이러한 조세감면은 받은 세금을 다시 납

* 본원 연구위원

세자에게 지출하는 것으로 해석할 수도 있다. 따라서 직접적 지출인 예산지출과 대비하여 간접적 지출 또는 숨겨진 지출이라는 측면을 강조하여 조세지출이라는 용어도 사용되고 있다. 이러한 이유로 OECD는 재정 투명성을 제고하기 위하여 조세지출을 예산자료에 포함시킬 것을 요구하고 있으며, 미국의 경우 예산 참고자료에 조세지출이 포함되어 있다.

우리나라는 경제개발 과정에서 특정 산업을 지원하기 위한 수단으로 조세감면을 적극 활용하였다. 그 결과 해당 산업의 성장 등 긍정적인 효과도 있었지만 세제가 복잡해지고, 세율이 축소되고, 조세의 중립성이 훼손되는 부작용도 적지 않았다. 정부도 이러한 문제점을 인식하여 조세감면규제법을 조세특례제한법으로 대체하여 일반 법률과 세법에 존재하는 모든 조세특례조항을 신규 법규로 통합함으로써 관리를 강화하려 하고 있다. 또한 개별 감면조항에 일몰 규정을 도입하고, 조세지원에 대한 사전·사후 감독을 강화하는 등 조세감면을 정비해가고 있다.

조세지출의 규모에 대한 추정은 조세를 통한 간접적 지출과 예산을 통한 직접적 지출을 비교하여 자원배분을 결정하는 조세지출예산제도의 도입과 특정 조세지원 항목의 신설 또는 폐지 여부를 판단하는 데 필수 불가결하다. 즉, 조세지출예산제도를 도입하기 위해서는 예산처럼 조세지출을 사전적으로 추정하는 것이 필요하다. 원래 예산의 의미가 사전적으로 추정한다는 것이므로 조세지출의 규모를 추정한 자료에 예산을 더한 전체 지출을 바탕으로 국가재원(예산)을 배분한다면 재정의 효율성을 높일 수 있다. 또한 조세감면의 규모는 기존 조세지출의 축소, 폐지, 강화 등 정책적 판단을 하기 위한 기초자료가 된다. 특히, 새로운 조세지원제도를 도입할 경우 해당 감면으로 인한 조세지출(세수 감소) 규모가 해당 조세지원의 효과와 더불어 가장 중요한 판단 근거가 될 수 밖에 없다.

현재 우리나라에서는 조세감면에 대한 자료가 발표되고 있다. 그러나 과세자료가 없어 조세감면 규모를 추정하기 어려운 감면 항목도 많다. 특히, 간접세는 직접세와는 달리 조세감면을 위한 증빙자료의 제출이 요구되지 않으므로 그 규모를 추정하기 힘들다. 간접세에 대한 조세감면 중에서도 가장 규모가

클 것으로 예상되는 것은 부가가치세 감면이다. 따라서 본 연구는 산업연관표를 이용하여 부가가치세 감면으로 인한 세수 감소 규모를 추정하고, 이를 바탕으로 감면의 축소가 가능한 분야를 살펴보고자 한다.

Ⅱ. 附加價値稅 制度와 減免 現況

1. 附加價値稅의 概要

먼저 면세의 조세지출 규모를 추정하는 데 기초가 되는 부가가치세의 기본적인 골격을 살펴보자. 주지하다시피 부가가치세란 재화와 용역이 생산·수입·유통 등 최종소비(수요) 시점까지의 모든 단계에서 기업이 창출하는 부가가치에 대해 부과하는 세금이다. 다만 소비지국 과세원칙에 따라 수출은 부가가치세 과세대상에서 제외된다. 또한 투자가 과세대상에 포함되는지 여부에 따라 부가가치세는 국민총생산형, 소득형, 소비형으로 구분된다. 국민총생산형의 경우 투자가 과세대상이 되고, 소득형의 경우 투자에서 감가상각을 공제한 액수가 과세대상이며, 소비형은 투자가 과세대상에서 제외된다. 우리나라는 투자를 과세대상에서 제외하는 소비형을 채택하고 있으므로 수입과 소비(민간+정부)가 부가가치세 과세대상이 된다.

부가가치세 과세방법으로는 가산법과 공제법이 있는데 가산법은 부가가치를 구성하는 소득, 다시 말하면 임금·이자·임대료·이윤 등을 합산하여 부가가치를 계산하는 방법이다. 공제법에는 전단계거래공제방법과 세액공제방법이 있다. 거래공제방법은 매출액에서 매입액을 공제하여 부가가치를 계산하는 방법인 반면 세액공제는 매출세액에서 매입세액을 공제하는 것이다. 우리나라는 세액공제방법을 사용하고 있다.

2. 減免制度

부가가치세 세율은 경감세율, 표준세율, 할증세율로 구분된다. 우리나라의 경우 부가가치세 표준세율은 10%이다. 할증세율은 없으며, 경감세율로는 면세와 영세율제도가 존재한다. 면세제도는 부가가치세를 면제해 주는 것을 말한다. 즉, 면세인 경우 매출액에 대한 세율은 0이지만 매입세액공제가 허용되지 않는다¹⁾²⁾. 영세율은 매출액에 대한 세율이 0이고, 매입세액공제가 가능하다. 따라서 전 단계에 걸쳐 부가가치세의 부담이 완전히 없어지게 된다³⁾. 이러한 감면제도가 부가가치세의 조세지출 규모를 추정하는 데 있어서 핵심 요소가 되므로 그 대상을 살펴보기로 한다.

가. 零稅率

영세율이 적용되는 재화는 부가가치세법과 조세특례제한법에 명시되어 있다. 부가가치세법에 따른 영세율 대상 재화는 주로 수출 및 외화 획득과 관련된 것이다. 조세특례제한법에서는 농·수·축산업, 국방, SOC, 장애인 관련 물품 등에 대해 영세율을 적용하도록 하고 있다.

[부가가치세법]

- ① 수출하는 재화
- ② 국외에서 제공하는 용역
- ③ 선박 또는 항공기의 외국항행용역
- ④ 외화를 획득하는 재화 또는 용역

-
- 1) 농·수산 제품은 의제매입세액공제가 가능하다.
 - 2) 부가가치세 면세제도는 다단계 비누적적 소비세로서의 부가가치세 기본 골격을 붕괴시키는 데 문제가 있다. 예를 들어, 중간단계에서 면세가 적용되면 다음 단계에서 부가가치세 부담이 커지는 누적효과가 발생한다.
 - 3) 영세율의 경우에도 중간단계에 적용되면 최종단계에서 부가가치세를 전액 환수하게 된다.

[조세특례제한법]

- ① 방위산업물자 및 비상대비 자원
- ② 군용 석유류
- ③ 도시철도건설용역, 정부에 공급하는 SOC 및 건설용역
- ④ 장애인용 보장구
- ⑤ 비료·사료, 농약, 농업용기계, 임·수·축산업용 기자재 및 기타

나. 免稅

부가가치세 면세가 적용되는 재화도 부가가치세법과 조세특례제한법에 명시되어 있다. 영세율과는 달리 부가가치세 면세는 그 대상이 재화와 용역, 수입으로 구분되어 있다. 또한 수출을 제외할 경우 부가가치세 영세율의 대상 품목이 제한적이라면 면세제도는 매우 광범위하게 사용되고 있다. 주요 대상은 생활필수품, 농·수·축산업 관련 물품, 의료보건, 교육, 문화, 체육, 공공단체의 용역 등이다.

[부가가치세법]

A. 재화 또는 용역

- ① 미가공 식료품⁴⁾
- ② 수돗물
- ③ 연탄과 무연탄
- ④ 의료보건용역 및 혈액
- ⑤ 교육용역⁵⁾
- ⑥ 여객운송용역

4) 곡류, 서류, 특용작물류, 과실류, 채소류, 수축류, 수육류, 유란류(우유 및 분유 포함), 생선류, 패류, 해조류, 소금, 단순 가공식료품.

5) 정부의 허가 또는 인가를 받은 학교·학원·강습소·훈련원·교습소 포함.

- ⑦ 도서·신문·잡지·관보·통신 및 방송
- ⑧ 우표·인지·증지·복권과 공중전화
- ⑨ 저가 담배
- ⑩ 금융·보험용역
- ⑪ 주택과 이에 부수되는 토지의 임대용역
- ⑫ 토지
- ⑬ 저술가·작곡가 등의 인적용역⁶⁾
- ⑭ 예술창작품·예술행사·문화행사와 비직업운동경기
- ⑮ 도서관·과학관·박물관·미술관·동물원 또는 식물원 입장
- ⑯ 종교·자선·학술·구호 등 공익단체의 재화 또는 용역
- ⑰ 국가·지자체·지자체조합의 재화 또는 용역⁷⁾

B. 수입

- ① 미가공 식료품
- ② 도서·신문 및 잡지
- ③ 과학·교육·문화용 재화
- ④ 종교단체·자선단체·구호단체에 기증되는 재화
- ⑤ 국가·지방자치단체·지방자치단체조합에 기증되는 재화
- ⑥ 거주자에게 기증되는 소액물품
- ⑦ 이사·이민 또는 상속으로 인하여 수입하는 재화
- ⑧ 여행자 휴대품·별송품과 우송품
- ⑨ 수입하는 상품 견본과 광고용 물품
- ⑩ 박람회·전시회·품평회·영화제 출품용 무상 수입 물품
- ⑪ 조약·국제법규 또는 국제관습에 의하여 관세가 면제되는 재화
- ⑫ 수출된 후 다시 수입하는 재화

6) 공인회계사·세무사·기술사·건축사·도선사·설계제도사·측량사 또는 이와 유사한 용역.

7) 농·수·축협 등, 공사 및 공단, 각종 대회 조직위원회.

- ⑬ 재수출 조건으로 일시 수입하는 재화
- ⑭ 관세가 없거나 감면되는 재화로 대통령령이 정하는 것⁸⁾

[조세특례제한법]

A. 재화와 용역의 공급

- ① 농·어업용, 도서지방의 자가 발전용, 연안 운항 여객선박용 석유류
- ② 종업원 또는 학생에 제공되는 음식용역
- ③ 농·어업경영 및 농·어작업의 대행용역
- ④ 국민주택 및 당해 주택의 건설용역
- ⑤ 정부업무를 대행하는 단체가 공급하는 재화 또는 용역
- ⑥ 천연가스를 사용하는 시내버스 운송사업용 버스
- ⑦ 희귀병 치료를 위한 물품

B. 수입

- ① 무연탄
- ② 국내 제작이 곤란한 철도관련 물품
- ③ 과세사업에 사용하기 위한 선박
- ④ 과세사업에 사용하기 위한 보세건설물품
- ⑤ 국내제작이 곤란한 국제행사 관련 물품
- ⑥ 농·어·축산업용 기자재
- ⑦ 한국교육방송공사에서 직접 사용하기 위한 시설 및 방송기자재

8) 군수품, 기록문서, 항공기 관련 물품, 관세가 감면되는 물품, 비축용 석유 등.

Ⅲ. 推計方法

조세지출(tax expenditure)은 기준조세체계(benchmark tax system)로부터 벗어난 세제상의 규정이라는 정의가 가장 보편적으로 받아들여지고 있다. 이러한 규정에 따라 부가가치세를 생각해보자. 먼저 부가가치세제의 기준조세체계는 앞에서 설명한 것처럼 모든 수입품 및 재화와 용역의 거래에 따른 부가가치에 대해 10%의 세금을 부과하는 것이라 할 수 있다. 소비지 과세원칙에 따라 수출되는 재화는 부가가치세를 내지 않는 것이 원칙이므로 수출재화에 대해 영세율을 적용하는 것은 기준조세체계가 된다. 또한 우리나라는 투자 부가가치세의 과세대상이 아닌 소비형을 채택하고 있으므로 부가가치세의 징수대상은 수입을 포함한 국내에서 소비되는 모든 재화와 용역이 된다. 결과적으로 투자에 대해 비과세하거나 수출재화에 대해 영세율을 적용하는 것은 조세지출이 아니며 부가가치세의 면세와 수출재화 이외에 영세율을 적용함으로써 세수가 감소하면 그 감소 규모가 조세지출이 된다⁹⁾.

면세의 조세지출 효과는 면세 규정이 어느 단계에 적용되느냐에 따라 달라진다. 즉, 면세되는 물품이 최종 소비단계에서 면세되는지 중간단계에서 면세되는지에 따라 달라지게 된다. 또한 조세지출의 규모는 중간재로 사용되는 다른 재화의 면세 규정 여부에 따라서도 달라지게 된다. 따라서 본 연구는 한 개의 재화가 면세 규정을 적용받아 발생하는 조세지출의 규모를 최종 단계와 중간단계로 나누어 추정하기로 한다¹⁰⁾.

9) 조세지출의 규모를 추정하는 방법은 여러 가지가 있지만 여기서는 현재의 상태를 기준으로 부가가치세 면세 규정이 폐지될 경우 증가할 세입의 규모로 본다. 부가가치세 면세가 과세로 전환될 경우 가격 인상으로 인한 소비 감소 등은 현실적으로 추정하기 어려우므로 고려하지 않기로 한다.

10) 우리나라의 경우 부가가치세 납세자는 일반납세자, 과세특례자로 구분된다. 과세특례자의 경우 매출세액과 매입세액을 기준으로 계산하지 않고 공급가액에 업종별 매출액을 곱하여 계산한다. 과세특례자의 존재가 부가가치세 면세로 인한 조세지출 규모의 추계에 영향을 미칠 것으로 보이지만 본 연구에서는 과세특례자가 없는 것으로 가정하고 조세지출 규모

1. 最終段階 免稅

가. 消 費

최종 소비단계에서는 소비(민간 및 정부), 수입, 수출의 경우로 세분하여 살펴보기로 한다. 먼저 면세인 재화를 X라 하고, X를 생산하기 위한 중간 투입물은 A_i 라 하자. 논의의 편의상 i 는 1, 2, X의 세 가지가 있다고 가정하고, 1은 과세상품, 2는 면세상품, X는 X재(최종 재화의 중간재로 사용)를 의미한다고 하자¹¹⁾. 또한 X재의 최종 소비는 C_X 라고 표기하자.

X재에 면세 규정이 적용되는 경우 과세당국이 징수하는 부가가치세는 없다. 그러나 면세 규정이 없다면 과세당국이 징수하는 부가가치세는 매출세액에서 매입세액을 공제하는 것이 된다. 이 경우 매출세액은 $0.1 C_X$ 가 되고 매입세액은 과세재화에만 적용되므로 $0.1 A_1 + 0.1 A_X$ 가 된다. 조세지출은 받아야 할 부가가치세에서 받은 부가가치세를 제외한 것이므로 매출세액에서 매입세액을 공제한 $0.1 C_X - 0.1 A_1 - 0.1 A_X$ 가 조세지출이 된다.

소비되는 경우의 조세지출

- 받은 부가가치세 = 0
- 받아야 할 부가가치세 = 매출세액($0.1 C_X$) - 매입세액($0.1 A_1 + 0.1 A_X$)
- 조세지출 = $0.1 C_X - 0.1 A_1 - 0.1 A_X$

를 추정한다. 그 이유는 다음과 같다. 첫째, 부가가치세 면세가 재화 유형별로 설정된 반면 과세특례는 납세자에 대한 유형이기 때문이다. 즉, 재화와 업종이라는 별개의 구분체계를 가지고 있다. 따라서 본 연구에서 사용하는 산업연관표에 납세자별 구분 및 업종을 포함하여 추정할 방법이 현재로는 없다. 둘째, 과세특례자로 인한 세수 손실은 과세 재화를 대상으로 하는 반면 면세는 면세 재화를 대상으로 하고 있기 때문이다. 즉, 과세특례자는 공급가액에 업종별 매출액을 곱하므로 면세상품인 경우에도 부가가치세를 납부할 수 있다. 반면 과세재화는 낮은 부가가치율로 인하여 납부해야 할 세액보다 낮은 부가가치세를 납부할 수 있다. 따라서 과세특례자의 공급가액에서 면세재화가 포함되는 비율에 대한 자료가 필요한데 이를 알 수가 없다.

11) 영세율이 적용되는 재화도 있지만 영세율은 재화를 기준으로 하지 않고 대부분 소비지(국내, 해외)를 기준으로 하고 있으므로 논의에서 제외하기로 한다.

나. 輸 出

다음으로 고려해야 할 사항은 수출재화에 영세율이 적용된다는 점이다. 예를 들어 면세인 X재가 과세로 전환되면 소비의 경우 앞에서 살펴본 것만큼 조세지출이 발생한다. 그러나 소비와는 달리 수출되는 경우에는 매출세액은 없고 매입세액은 환급하는 것이 원칙이므로 조세지출은 그만큼 축소된다.

이를 수식으로 살펴보자. 앞에서처럼 X재가 면세재화이며, X재의 수출은 E_X 라고 하자. 이 경우 매출액 E_X 에 대해서는 세금이 없다. 그러나 중간단계에 사용된 물품에 대해서는 매입세액을 환급해 주어야 하고, 매입세액은 면세상품이 아닌 과세상품에 대해서만 적용되므로 징수하는 부가가치세는 $-0.1 A_1$ 이 된다¹²⁾. 즉, $0.1 A_1$ 을 환급해 주어야 한다.

만약 X재에 대한 면세 규정이 없다면 중간재로 사용한 X재에 대해서도 매입세액을 환급해 주어야 한다. 따라서 X재에 대한 면세 규정이 없을 때 환급해 주어야 할 규모는 $0.1 A_1 + 0.1 A_X$ 가 된다.

조세지출은 받아야 할 세금에서 받은 세금을 차감한 것이므로 $-0.1 A_X$ 가 조세지출이 된다. 결과적으로 수출재화가 면세에서 과세로 전환되면 조세수입이 감소하게 된다. 따라서 세수의 증가를 위해서라면 수출 비중이 작은 재화는 부가가치세 면세 규정을 폐지하는 것이 바람직하다.

수출되는 경우의 조세지출

- 받은 부가가치세 = 매출세액 (0) - $0.1 A_1$ (환급)
- 받아야 할 부가가치세 = 매출세액 (0) - 매입세액($0.1 A_1 + 0.1 A_X$)
- 조세지출 = $-0.1 A_X$

12) 값이 음수로 나타나므로 환급을 의미한다.

다. 輸入 및 投資

X재가 수입되고, 부가가치세 면세인 경우를 고려해보자. X재의 수입을 I_X 라 하면 받은 부가가치세는 없다. 그러나 면세에서 과세로 전환하면 받을 수 있는 부가가치세는 $0.1 I_X$ 가 된다. 따라서 조세지출, 즉 면세로 인한 세수의 손실은 $0.1 I_X$ 가 된다.

X재가 투자된 경우에는 투자가 부가가치세 과세대상이 아니므로 면세에서 과세로 전환할 수 없다. 따라서 면세로 인한 조세지출은 없다.

수입되는 경우의 조세지출

- 받은 부가가치세 = 0
- 받아야 할 부가가치세 = $0.1 I_X$
- 조세지출 = $0.1 I_X$

라. 合 計

X재가 최종단계에서 사용될 경우 부가가치세 면세로 인한 조세지출의 규모는 소비, 수출, 수입의 경우를 합한 것이 된다. 또한 소비, 투자, 수출에 사용된 중간투입물의 비율은 최종수요(소비+투자+수출)에서 소비, 투자, 수출이 차지하는 비율과 같다. 따라서 X재의 최종수요에서 소비와 수출이 차지하는 비율을 α_X 와 β_X 라고 하자. 이 경우 최종단계에서의 면세로 인한 조세지출은 다음과 같다.

최종단계 면세의 조세지출

$$\bullet 0.1 [C_X - \alpha_X A_1 - \alpha_X A_X - \beta_X A_X + I_X]$$

2. 中間段階 免稅

가. 消 費

이번에는 X재가 중간재로 사용되며, 최종단계의 재화는 Y라고 하자. 최종단계의 재화가 면세이면 매출세액에 대한 부가가치세가 없고 매입세액공제도 허용되지 않는다. 따라서 X재가 면세이든 과세이든 매입세액공제가 없으므로 X재의 면세로 인한 조세지출이 없다. 따라서 Y재가 부가가치세 과세대상인 경우만을 살펴보기로 한다. 소비, 수출 등 중간재에 대해서는 전과 동일한 가정을 하기로 하고 A_X 가 X재라고 하자.

Y재가 소비되는 경우 과세당국이 징수하는 부가가치세는 매출세액에서 매입세액을 공제하는 것이 된다. 따라서 매출세액은 $0.1 C_Y$ 가 되고 매입세액은 $0.1 A_1$ 이 된다. 매입세액에는 Y재가 중간재로 사용된 것도 포함된다. 그러나 X재에 대한 면세 규정이 없어도 매출세액은 동일하지만 매입세액은 $0.1 A_1 + 0.1 A_X$ 로 커지게 된다. 따라서 받아야 할 부가가치세에서 징수하는 부가가치세를 차감한 조세지출은 $-0.1 A_X$ 가 된다. 조세지출이 음수라는 것은 조세감면으로 인하여 세수가 감소하지 않고 세수가 증가하는 것을 의미한다¹³⁾.

이는 조세수입을 증가시키기 위해 면세에서 과세로 전환하여야 할 대상은 중간재로 사용되는 비중이 낮은 재화란 것을 시사한다.

소비재 면세의 조세지출

- 받은 부가가치세 = 매출세액($0.1 C_Y$) - 매입세액($0.1 A_1$)
- 받아야 할 부가가치세 = 매출세액($0.1 C_Y$) - 매입세액($0.1 A_1 + 0.1 A_X$)
- 조세지출 = $-0.1 A_X$

13) 다시 말하면 중간단계로 사용되는 재화에 대한 면세는 면세의 역할보다는 증과세의 역할을 담당하게 된다.

나. 輸 出

Y재가 수출되는 경우에도 이전과 동일한 가정을 유지하기로 하자. 전과 마찬가지로 수출되는 경우에도 매출세액은 없고 매입세액은 환급하여 주어야 한다. 따라서 X재가 면세인 경우 환급액수는 $0.1 A_1$ 이 된다. 그러나 X재가 면세되지 않으면 환급해야 할 규모는 $0.1 A_1 + 0.1 A_X$ 가 된다. 따라서 $-0.1 A_X$ 가 조세지출이 되며 이는 면세에서 과세로 전환할 경우 환급 증가로 세수 손실이 발생한다는 것을 의미한다.

수출재 면세의 조세지출

- 받은 부가가치세 = 매출세액(0) - 매입세액($0.1 A_1$)
- 받아야 할 부가가치세 = 매출세액(0) - 매입세액($0.1 A_1 + 0.1 A_X$)
- 조세지출 = $-0.1 A_X$

Y재를 수입재화에 대한 중간재로 사용하는 것은 불가능하다. 따라서 Y재가 수입품일 경우에는 X재의 면세로 인한 조세지출 문제가 발생하지 않는다. 앞에서 논의한 것처럼 투자에 사용된 경우도 마찬가지이다. Y재의 최종수요에서 소비와 수출이 차지하는 비율을 α_Y 와 β_Y 라고 하면 다른 재화의 중간재로 면세재화가 사용된 경우에 조세지출은 다음과 같다.

과세재화의 중간재 면세의 조세지출

- $-0.1 A_X [\alpha_Y + \beta_Y]$

3. 推定 資料

앞의 논의에 따르면 조세지출 규모를 추정하기 위해 요구되는 자료가 몇 가지 존재한다. 첫째, 재화별로 과세 및 면세 여부를 알 수 있어야 한다. 둘째, 중간단계에 무엇을 사용하며 그 규모는 얼마인지를 알아야 한다. 셋째, 수출입의 비중을 알 수 있어야 한다. 따라서 이러한 자료 요구에 가장 잘 부응하는 산업연관표를 사용하기로 하자¹⁴⁾. 캐나다의 경우에도 소비세의 경우에는 산업연관표를 사용하여 추계하고 있다. 또한 가능한 한 면세와 과세를 정확히 구분하기 위하여 산업연관표에서 가장 세부적인 분류인 402개 부분을 선택하고, 생산자 가격을 기준으로 한 자료를 사용하기로 한다¹⁵⁾.

먼저 산업연관표에 대하여 설명하기로 하자¹⁶⁾. 산업연관표의 구조는 거래관계에 따라 크게 내생부문과 외생부문으로 구분된다. 내생부문이란 모형 내에서 값이 결정된다는 의미이며, 여기에는 각 부문 상호 간의 거래가 기록되는데 산업연관표의 핵심적 부문이라고 할 수 있다(<표 1>에서 A로 표시된 부문). 외생부문은 모형 밖에서 값이 결정되는 되는 것을 말한다. 외생부문의 종축(column)은 소비, 투자, 수출 등 수요를 나타내며; 횡축(row)은 피고용자보수, 영업잉여, 고정자본소모, 간접세, 보조금 등 부가가치를 나타낸다¹⁷⁾.

산업연관표의 종축은 수요를 나타내며 중간수요와 최종수요로 구성되고, 횡축은 중간투입과 부가가치로 구성된다. 즉, 횡축은 특정 부문의 생산물이 다른 부문의 중간재로 사용되거나 최종재로 사용된 것을 보여주고 있는 반면 종축은 특정 부문이 다른 분야를 중간재로 사용하거나 부가가치를 생산한 것을 보여준다.

14) 산업연관표는 한국은행에서 제공하고 있다. 산업연관표는 5년마다 작성되며 현재 1995년 산업연관표가 가장 최근 자료이다.

15) 중간재에 해당하는 내생부문이 생산자 가격으로 평가되어 있다. 그러나 계산방법의 논의는 간접세가 포함된 구입가격을 기준으로 하고 있으므로 다소 차이가 발생할 수 있다. 그러나 이러한 문제점을 해소할 자료가 없으므로 내생부문의 자료를 사용한다. 중간투입 물이 주로 조세지출을 축소하는 역할을 하므로 내생부문에 간접세가 포함될 경우 조세지출의 규모는 축소될 것으로 예상된다.

16) 더 자세한 설명은 강광하, 『산업관련분석론』 참조

17) 세부 항목의 내용은 <부표> 참조

<표 1> 산업연관표의 형태

투 입 \ 수 요		내 생 부 문		외 생 부 문				총 수요	수입	산출
		상 상 품 1	중 간 수 요 합 계	민 간 소 비	정 부 소 비	투 자	수 출			
내 생 부 문	상 품 1 상 품 2 :	A								
	중 간 투 입 계									
외 생 부 문	피 용 자 보 수									
	영 업 잉 여									
	고 정 자 본 소 모									
	간 접 세									
	보 조 금									
	부 가 가 치 계									
총 투 입 액										

그리고 앞의 표에서 내생부문은 $A = \begin{bmatrix} A_{1,1} & A_{1,2} & \dots & A_{1,402} \\ A_{2,1} & A_{2,2} & \dots & A_{2,402} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ A_{402,1} & A_{402,2} & \dots & A_{402,402} \end{bmatrix}$ 로 표

시할 수 있다. 따라서 행렬의 원소 A_{ij} 는 j번째 재화를 생산하기 위하여 사용된 i번째 재화를 의미한다.

4. 計算 方法 說明

앞의 식에 따르면 특정 재화가 최종재로 사용되는 경우 조세지출 규모는 $0.1[C_X - \alpha_X A_1 - \alpha_X A_X - \beta_X A_X + I_X]$ 이다. 반면 중간재로 사용되는 경우

의 조세지출은 $-0.1 A_X (\alpha_Y + \beta_Y)$ 이다. 본 연구에서는 한국은행의 산업연관표를 바탕으로 GAUSS 통계 패키지를 이용하여 조세지출 규모를 계산한다.

먼저 산업연관표에 없는 자료인 재화의 면세 여부를 구분한다. 이는 부가가치세법과 조세특례제한법을 기준으로 하여 특정 재화가 면세이면 0, 과세이면 1이라는 부호를 부여하였다¹⁸⁾.

다음으로 상품별로 소비 또는 수입되는 규모, 최종수요 대비 소비 및 수출 비율(α , β)을 산업연관표를 통하여 구하였다. 그러나 산업연관표에 소비, 수출, 최종 수요가 음수로 나타나는 경우가 있어 문제가 된다. 따라서 소비가 음수인 경우에는 소비로 인한 조세지출을 0으로, 수출이 음수인 경우에는 수출 비중을 0으로 처리하였다. 최종 수요가 음수인 경우에는 소비 및 수출 비율을 1로 처리하여 조세감면 규모가 가장 작은 경우를 선택하였다¹⁹⁾.

이러한 조작을 한 다음 자료를 하나씩 불러들인다. 따라서 맨 처음 들어오는 자료는 첫번째 재화의 가로 축에 있는 402개 자료가 된다. 예를 들어, 첫번째 재화인 벼의 경우 $A_{1,2}$ 부터 $A_{1,402}$ 까지는 벼가 여타 생산물의 중간재로 사용된 것을 나타낸다. 여타 재화가 과세되어야 조세지출(실제적으로는 누적효과로 조세수입이 증가)이 발생하므로 과세대상인 재화만 중간재로 사용한 값을 더하면 A_X 를 구할 수 있다. 여기에 미리 구한 $\alpha_Y + \beta_Y$ 를 곱하면 중간재가 면세일 때의 조세지출 규모인 $-0.1 A_X [\alpha_Y + \beta_Y]$ 의 값을 구할 수 있다.

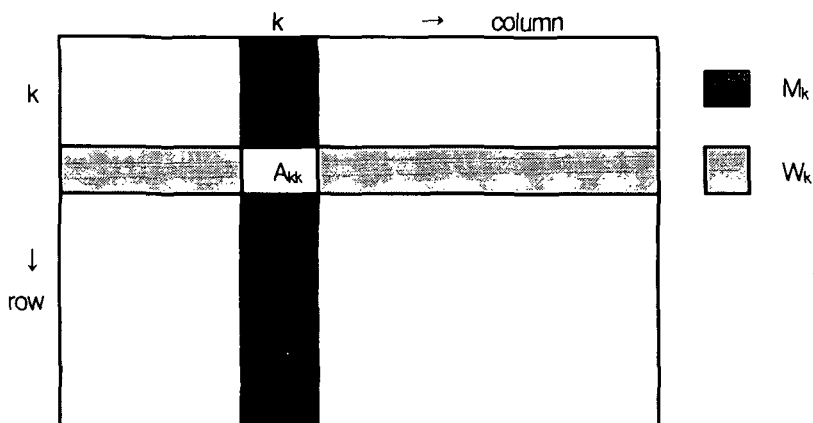
벼가 최종단계로 사용된 경우의 조세지출은 $C_X + I_X$, $(\alpha_X + \beta_X)A_X$, $\alpha_X A_1$ 로 나누어 구한다. 먼저 C_X 와 I_X 는 산업연관표의 외생부문에 수치가 있다. 또한 벼 자신이 자신의 중간투입물로 사용된 것은 $A_{1,1}$ 이므로 맨처음 읽어 들인 자료에서 A_X 에 해당하는 값을 구할 수 있다. 여기에 α_X , β_X 를 곱하면 $(\alpha_X + \beta_X)A_X$ 를 구할 수 있다.

18) 일부 대상, 예를 들어 농업용 유류같은 경우는 과세로 처리하였다. 본 연구에서 면세 대상으로 본 재화의 종류는 <부표>에서 알 수 있다.

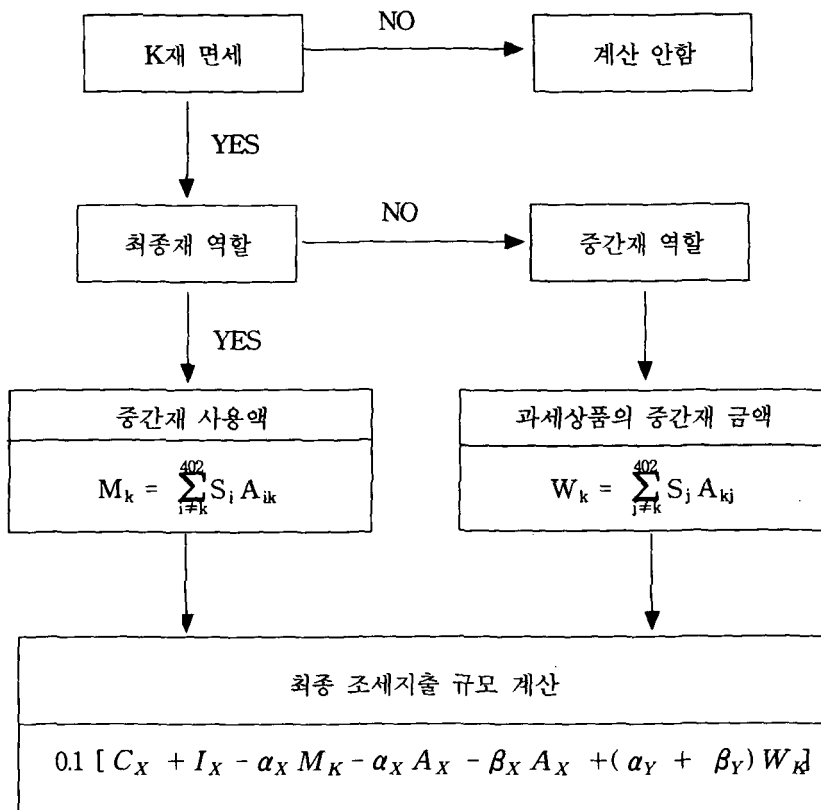
19) 비중을 0으로 하면 조세감면 규모가 가장 큰 경우가 된다.

마지막으로 중간재로 사용한 과세 재화의 규모인 A_1 을 구한다. 벼의 경우 2번째부터 402번째까지 읽어 들인 자료 $A_{i,1}$ ($i=2, \dots, 402$)가 벼를 생산하기 위하여 중간재로 사용된 것이므로 과세되는 재화만을 골라 합하면 A_1 을 구할 수 있다. 따라서 구한 값에 α_X 를 곱하면 마지막으로 필요한 수치, 즉 $0.1 [C_X - \alpha_X A_1 - \alpha_X A_X - \beta_X A_X + I_X]$ 를 구할 수 있다.

[그림 1] K번째 재화의 조세지출 계산



[그림 2] K번째 재화의 조세지출 계산



주: S=1이면 해당 재화 과세, S=0이면 해당 재화 면세.

IV. 推定 結果 및 示唆點

1. 全體 規模

개별 조세지출의 누계는 면세재화로 인한 전체 조세지출의 규모가 되므로 면세 규정에 따른 전체적인 조세지출의 규모는 1995년도 기준으로 약 6조원에 달한다. 이러한 결과는 성명재·박종규(1999)가 402개 부문에 대하여 추정한 수치인 8조 4천억원보다는 다소 작은 값을 갖는다. 그러나 27개 부문에 대한 수치는 5조 1천억원이므로 본 연구의 결과치보다 낮다.

<표 2> 투입산출표를 이용한 부가가치세 세수추계(1995년도)

(단위: 조원)

생산법(Production Method)	28부문	77부문	168부문	402부문
부가가치계(GDP)	375.8	375.8	375.8	375.8
면세 부가가치(-)	-98.3	-79.2	-103.7	-132.7
투자(-)	-149.0	-149.0	-149.0	-149.0
면세투자	1.2	1.2	1.2	1.2
수입	127.7	127.7	127.7	127.7
면세수입(-)	-7.8	-9.7	-8.8	-11.4
수출(-)	-113.9	-113.9	-113.9	-113.9
면세수출	1.7	1.6	1.9	8.8
면세→과세 이전 총산출	52.0	32.5	47.4	49.9
부가가치세 과표	189.5	187.0	178.7	156.5

소비법(Consumption Method)	28부문	77부문	168부문	402부문
소비	240.7	240.7	240.7	240.7
면세소비(-)	-86.5	-86.6	-99.2	-135.6
과세→면세 이전 총산출	35.3	32.9	37.2	51.3
부가가치세 과표	189.5	187.0	178.7	156.5
면세규모(소비 - 과표)	51.21	53.68	61.99	84.24
면세로 인한 전체 조세지출	5.1	5.4	6.2	8.4

주: (-)는 차감항목이고 그러한 표시가 없는 것은 가산항목임.

자료: 박종규·성명재(1999)

성명재·박종규의 연구에서는 전체 소비에서 면세 소비를 차감한 다음 면세 부문에 사용된 투입을 추가하는 방식을 취했다. 따라서 402개 개별 부문별로 면세의 조세지출 규모를 추정하는 본 연구의 결과와는 다소 차이가 있을 수 있다²⁰). 또한 본 연구는 성명재·박종규와는 달리 과세 구분에 다소 차이가 있다. 예를 들어, 본 연구에서는 담배를 현재의 세법에 따라 과세대상으로 취급한 반면 성명재·박종규는 1995년도 세법에 따라 면세대상으로 보았다. 그러나 본 연구와 이전 연구와의 근원적 차이는 전체 규모가 아닌 개별 항목별 조세지출을 추정한 점에 있다.

산업연관표는 5년마다 작성되므로 1996년부터는 조세지출의 규모를 추정할 수 없다. 따라서 산업연관의 구조(투입 구조 및 항목별 구성비)엔 변화가 없고 단지 규모만 변한다고 가정하자. 즉, 산업연관은 불변이므로 조세지출 규모의 증가율은 GDP 경상성장률과 동일한 비율로 증가한다고 가정하는 것이다. 이러한 가정을 하는 이유는 개별 항목별로 성장률을 구하는 것이 어렵기 때문이다. 첫째, 산업연관표를 작성할 때마다 부문의 수가 변동하므로(현재 402개) 기존의 산업연관표를 통하여 특정 산업의 소비(생산) 증가율을 추정하기 어렵다. 둘째, 증가율을 추정하는 것이 가능하여도 중간 투입물의 변화를 알 수 없으므로 조세지출의 규모를 정확히 구하기는 어렵다²¹).

이러한 방법을 사용하여 구한 부가가치세 면세의 조세지출의 규모는 1995년 6조원, 1996년 6조 6천억원, 1997년 7조 4천억원, 1998년 7조 4천억

20) 성명재·박종규의 결과는 부문의 숫자를 증가시킬수록 면세로 인한 조세지출 규모가 증가하는 것으로 나타나 중간투입물이 정확히 계산되고 있지 않을 가능성이 존재한다.

21) 생산함수(산업연관구조)는 불변으로 가정하고 수요함수만 추정하는 방식은 가능하다는 논평자의 견해가 있다. 그러나 수요가 증가하였는데 투입물의 비율이 변하지 않는다는 가정의 적합성은 의문이다. 또한 수요함수를 추정하려면 개별 402개 재화에 대해 수요함수를 구해야 하는 문제가 있다. 수요함수를 추정하기가 쉽지 않고, 개별 상품에 대해서도 다양한 추정방법이 동원된다는 점을 감안하면 개별 재화에 대한 수요함수를 추정하는 것은 본 연구의 과제를 넘어선 것으로 보인다. 다만 수요함수에 대한 추정치가 있는 경우 해당 함수를 적용하여 특정 재화의 조세지출 규모를 추정하면 더 정확한 추계치가 되리라고 믿는다.

원, 1999년 8조 2천억원으로 추정되고 있다(자세한 자료는 부표 참조)²²⁾. 그러나 본 추정치는 산업구조의 변화, 수요의 변화 등을 고려하지 않은 것이므로 대략적인 추정치로 이해하여야 한다.

<표 3> 면세제도로 인한 조세지출 규모 추정치

(단위: 조원)

	1995	1996	1997	1998	1999
금 액	6.0	6.6	7.4	7.4	8.2

2. 個別 項目別 租稅支出

앞에서 본 것처럼 조세지출에 대한 식은 $0.1 [C_X - \alpha_X A_1 - \alpha_X A_X - \beta_X A_X + I_X - (\alpha_Y + \beta_Y) A_X]$ 이다. 따라서 소비 및 수입의 비중이 높을수록, 중간 투입물이 과세되지 않을수록, 해당 재화가 과세되는 재화의 중간재로 사용되지 않을수록 조세지출의 규모가 커진다. 추정 결과도 이러한 사실을 보여주고 있다. 즉, 최종재 성격보다 중간재 성격이 강한 경우 조세지출의 규모가 작거나 음수(조세지출이 발생하지 않고 오히려 세수가 증가)로 나타나는 반면 최종재 성격이 강할수록 조세지출의 규모가 크게 나타난다²³⁾.

추정 결과(1995년도 기준)를 보면 주택 소유, 각급 정부, 교육 및 의료, 금융 기관, 식료품, 여객운송 등이 면세로 인한 조세지출 규모가 큰 것으로 나타나고 있다. 이를 더 세부적으로 살펴보면 주택 소유로 인한 부가가치(자가임대소득)에 대하여 면세함으로써 발생하는 조세지출의 규모가 약 1조 8천억원으로

22) GDP 경상성장률은 한국은행의 자료를 이용하였다. 해당 자료는 『경제통계월보』, 『재정 금융통계』 등을 사용하여 구할 수 있다. 1999년도의 경우는 추정치인 10.7%를 사용하였다. 1995년 이후 경상성장률은 다음과 같다(1996: 10.5%, 1997: 11.3%, 1998: 0.1%, 1999: 10.7%).

23) 세부 자료는 <부표>에 있다.

가장 큰 비중을 차지하고 있다. 다음으로 큰 비중을 차지하는 것이 지방정부와 국공립교육기관에 대한 면세로 조세지출의 규모가 약 1조원 수준에 달하고 있다. 반면 통화 및 비통화 금융기관, 손해보험 등 금융기관에 대한 면세는 조세수입을 증대시킨 것으로 나타나고 있다. 이는 자본이 생산요소, 즉 중간재로 사용되므로 면세로 인한 조세지출보다는 조세수입 증가가 발생한 것으로 보인다.

이러한 결과를 기존의 연구결과와 비교해보자. 김유찬(1998)의 연구를 보면 은행 부문의 면세를 과세로 전환할 경우 세수 효과를 약 9,200억원(1995년 기준)으로 추정하고 있으며, 보험 부문은 약 2조 1천억원(생명보험 1조 4천억원, 손해보험 7천억원: 1996년 기준)으로 추정하고 있다. 또한 전문인적용역의 과세 전환시 약 2,800억원(1997년 기준), 사설학원의 교육용역을 과세 전환시 약 5,500억원(1995년 기준)의 세수 증대를 기대할 수 있는 것으로 보고 있다. 그러나 해당 추정치 모두 매입세액 공제, 즉 중간 투입물에 대한 정확한 고려가 없으므로 본 연구와는 당연히 차이를 보이고 있다.

<표 4> 주요 상품의 면세로 인한 조세지출 규모(1995년 기준)

(단위: 십억원)

상 품 명	조세지출	상 품 명	조세지출
채 소	402.6	과 실	190.2
해 면 어 획	113.6	도 축 육	204.1
정 미	428.7	신 문	-200.1
도 로 여 객 운 송	313.4	방 송 (산 업)	-167.0
통 화 금 융 기 관	-528.8	비 통 화 금 융 기 관	-418.4
생 명 보 험	537.4	손 해 보 험	-103.0
금융·보험관련서비스	-112.7	주 택 소 유	1,774.6
중 앙 정 부	1021.2	지 방 정 부	638.9
교육기관(국공립)	1000.7	교육기관(사립)	794.8
기업내연구개발	-420.2	의료및보건(비영리)	207.7
의료및보건(산업)	333.6		

본 연구의 경우 은행(통화금융기관)의 조세지출은 약 -5,288억원이다. 따라서 통화금융기관에 대해 부가가치세를 과세할 경우 과세기반이 확대되는 것이 아니라 약화되는 현상이 발생한다. 비통화금융기관도 유사한 조세지출 규모를 나타내므로 금융기관에 대해 과세하는 것은 세수 측면만을 보면 바람직하지 않은 것으로 보인다.

반면 보험부문은 상반된 결과를 보여준다. 즉, 생명보험은 약 5,374억원 세수가 증가하는 반면 손해보험은 1,030억원 세수 감소를 불러오는 것으로 나타나고 있다. 이는 생명보험은 최종재 성격이 강하고, 손해보험은 중간재 성격이 강하기 때문인 것으로 보인다. 즉, 손해보험은 사업자가 사업의 비용으로 처리하기 때문이다. 따라서 세수 증가를 위해서라면 생명보험만을 과세로 전환하는 것이 합리적이다.

전문인적용역은 과세로 보아 추정하지 않았다. 그러나 전문인적용역 중 일부인 작곡가, 공인회계사, 세무사, 건축사, 도선사 등에 대해 과세할 경우 해당 용역이 최종 소비재로 사용되는 비중에 따라 결정될 것으로 보인다. 예를 들어 세무사가 주로 기업에 대해 용역을 제공하는 경우에는 매입세액공제로 인하여 조세지출의 규모가 크지 않거나 음수로 나타날 수 있다.

3. 示唆點

앞에서 추정한 부가가치세 면세 규모를 조세지출로 보아야 하는지에 대해서는 논란의 여지가 있다. 부가가치세의 기본 골격에 따르면 조세지출로 보아야 하지만 소비세의 기본 골격을 생필품 면세, 일반상품 부가가치세 과세, 사치·고급상품 특별소비세 및 부가가치세 과세의 누진과세 구조로 볼 수도 있기 때문이다. OECD 국가의 경우에도 대부분이 금융, 교육, 의료, 정부부문, 비영리단체 등에 비과세를 하고 있다.

면세 규정이 적용되는 상품이 산업연관표의 상품과 완전히 일치하지 않으므로 앞에서 추정한 추정치도 대략적인 수치로 이해하여야 한다. 예를 들어, 농민에게 공급되는 유류는 면세지만 산업연관표 자료는 유류가 농민에게 공급되

는지 여부를 보여주지 않기 때문에 정확한 조세지출 규모를 추정할 수 없다.

마지막으로 면세 규모 추정치를 바탕으로 부가가치세 면세를 폐지하면 세수가 6조원 이상 증가하리라 생각해서는 안된다. 우리나라의 면세 분야가 외국의 경우와 크게 차이가 없다는 점을 감안하면 부가가치세 면세의 축소를 통하여 증가할 세수는 이에 크게 미치지 못한다는 사실을 염두에 두어야 한다. 김유찬(1998)은 전문인적용역, 영리 목적 교육용역(학원), 농협 등 정부용역대행단체에 대해 과세할 것을 주장하고 있다. 그러나 최종 소비재로 사용되는 재화에 과세하는 경우에만 조세지출이 축소된다는 점을 감안하면 영리목적 교육용역, 농협 등 정부용역대행단체, 기업이 아닌 개인에 제공되는 전문인적용역에 대해 과세하는 경우에만 세입 증가가 클 것으로 보인다. 본 연구에서는 다루지 않은 농업용 기자재의 영세율 폐지 및 군용, 농업용 유류의 과세 전환도 세수 증대효과가 클 것으로 보인다.

마지막으로 위의 결론은 세수 효과만을 살펴본 것이라는 점을 기억해야 한다. 농업, 교육, 국방 등에 대한 조세지출이 예산상의 지출을 대체하는 것이라고 생각하면 면세의 폐지는 곧바로 해당 분야의 예산 증대를 의미한다고 할 수도 있기 때문이다. 다만 조세지출을 축소하는 대신 예산지출을 통해 해당 분야를 보조하는 것이 용도 전환을 통한 탈세를 막고, 조세제도를 단순화하고, 자원의 효율적 배분을 제고시키는 것이 될 가능성이 높다. 따라서 점진적으로 부가가치세 면세대상을 축소해 나가는 대신 필요하다면 예산으로 대체하는 정책이 합리적일 것이다.

參 考 文 獻

- 강광하, 『산업관련분석론』, 1991.
- 김유찬, 『VAT의 면세 및 영세율 적용범위에 대한 평가와 조정의 기본방향』, 한국조세연구원, 1998.
- 박기백, 『조세감면과 조세지출예산에 대한 연구』, 내부자료, 한국조세연구원, 1999.
- 성명재, 『미국과 캐나다의 세수추계』, 한국조세연구원, 1998.
- , 『수요함수 추정을 통한 소비세 세수추계』, 한국조세연구원, 1998.
- 성명재·박종규, 「산업연관표를 이용한 부가가치세 세수추계」, 한국조세연구원, 1999.
- 성명재·현진권, 『세수전망과 세수추계의 개선방안』, 한국조세연구원, 1994.
- 세무공무원교육원, 『부가가치세법』, 1998.
- 윤건영·임주영, 『조세지원제도의 현황과 개선방안』, 한국조세연구원, 1993.
- 임주영, 『조세지출예산제도의 도입에 관한 연구』, 한국조세연구원, 1997.
- 한국은행, 『1995년 산업연관표 개요』, 1998.
- Berndt, Ernst R., *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary*, Addison-Wesley, Reading, Mass., 1991.
- Cilke, *The Treasury Individual Income Tax Simulation Model*, Department of the Treasury, Office of Tax Analysis, 1994.
- Congressional Research Service, *Tax Expenditures: Compendium of Background Material on Individual Provisions*, Committee on the Budget United States Senate, 1996.
- Department of Finance, *Government of Canada Tax Expenditures*, Ottawa Canada, 1994. 12.
- Joint Committee on Taxation, *Estimates of Federal Tax Expenditure for*

Fiscal Years 1997~2001, U.S. Government Printing Office, 1996.

OECD, *Tax Expenditures: Recent Experience*, 1996.

Surrey, S. S., *Pathways to Tax Reform: The Concept of Tax Expenditure*
Harvard University Press, Cambridge, Mass., 1973.

<부표> 면세대상별 조세지출 규모

(단위 : 십억원)

일련 번호	상 품 명	1995	1996	1997	1998	1999
1	벼	-5.0	-5.5	-6.1	-6.1	-6.8
2	보리	-8.9	-9.8	-10.9	-10.9	-12.1
3	밀	34.6	38.2	42.5	42.5	47.1
4	잡곡	37.5	41.5	46.2	46.2	51.2
5	채소	402.6	444.9	495.2	495.7	548.7
6	과실	190.2	210.2	233.9	234.2	259.2
7	콩류	12.5	13.8	15.4	15.4	17.1
8	감자	10.7	11.9	13.2	13.2	14.6
9	유지작물	17.8	19.7	21.9	21.9	24.2
10	약용작물	16.1	17.8	19.8	19.8	21.9
11	기타식용작물	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
12	섬유작물	2.7	3.0	3.4	3.4	3.7
13	있담배	-46.7	-51.6	-57.4	-57.5	-63.6
14	화학제품	9.3	10.3	11.4	11.4	12.7
15	천연고무	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
16	종자및묘목	5.1	5.7	6.3	6.3	7.0
17	기타비식용작물	0.8	0.9	1.0	1.0	1.1
18	낙농	-88.1	-97.4	-108.4	-108.5	-120.1
19	육우	0.1	0.2	0.2	0.2	0.2
20	양돈	0.5	0.6	0.6	0.6	0.7
21	가금	-55.6	-61.4	-68.4	-68.5	-75.8
22	기타축산	30.7	34.0	37.8	37.8	41.9
23	육림	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
24	원목	-15.8	-17.4	-19.4	-19.4	-21.5
25	식용임산물	14.5	16.1	17.9	17.9	19.8
26	기타임산물	-4.1	-4.5	-5.0	-5.0	-5.5
27	해면어획	113.6	125.5	139.7	139.9	154.8
28	내수면어획	1.6	1.7	1.9	1.9	2.1
29	해면양식	-12.5	-13.8	-15.4	-15.4	-17.1

<부표>의 계속

(단위: 십억원)

일련 번호	상 품 명	1995	1996	1997	1998	1999
30	내 수 면 양 식	2.8	3.1	3.4	3.4	3.8
31	무 연 탄	-11.5	-12.8	-14.2	-14.2	-15.7
44	원 염	-5.3	-5.9	-6.5	-6.5	-7.2
46	도 축 육	204.1	225.6	251.0	251.3	278.2
47	가 금 육	27.9	30.9	34.4	34.4	38.1
54	수 산 냉 동 품	50.2	55.4	61.7	61.8	68.4
57	정 미	428.7	473.7	527.3	527.8	584.3
58	정 맥	-2.8	-3.0	-3.4	-3.4	-3.8
59	제 분	-55.7	-61.5	-68.5	-68.5	-75.9
62	전 분	-20.3	-22.4	-24.9	-25.0	-27.6
63	당 류	-27.4	-30.3	-33.7	-33.8	-37.4
75	인 삼 식 품	-1.7	-1.8	-2.0	-2.1	-2.3
77	두 부	10.4	11.5	12.8	12.9	14.2
135	신 문	-200.1	-221.1	-246.1	-246.3	-272.7
136	출 판	-48.8	-53.9	-60.0	-60.0	-66.5
138	기 록 매 체	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
139	연 탄	3.3	3.7	4.1	4.1	4.5
312	수 도	-62.8	-69.4	-77.2	-77.3	-85.5
318	도 로 시 설	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
319	철 도 시 설	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
320	지 하 철 시 설	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
321	항 만 시 설	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
322	공 항 시 설	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
323	하 천 사 방	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
324	상 하 수 도 시 설	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
334	철 도 여 객 운 송	58.6	64.8	72.1	72.2	79.9
335	철 도 화 물 운 송	1.1	1.2	1.3	1.3	1.5
336	도 로 여 객 운 송	313.4	346.3	385.5	385.8	427.1
338	연 안 및 내 륙 수 상 운 송	-43.9	-48.5	-54.0	-54.1	-59.8
339	외 항 운 송	2.2	2.4	2.7	2.7	2.9
347	우 편	-27.1	-29.9	-33.3	-33.3	-36.9
348	전 신 전 화	-75.8	-83.8	-93.3	-93.4	-103.3
350	방 송 (비 영 리)	-3.3	-3.7	-4.1	-4.1	-4.6

<부표>의 계속

(단위 : 십억원)

일련 번호	상 품 명	1995	1996	1997	1998	1999
351	방 송 (산업)	-167.0	-184.5	-205.3	-205.5	-227.5
352	통 화 금 융 기 관	-528.8	-584.3	-650.3	-650.9	-720.6
353	비 통 화 금 융 기 관	-418.4	-462.4	-514.6	-515.1	-570.3
354	생 명 보 험	537.4	593.8	660.9	661.5	732.3
355	손 해 보 험	-103.0	-113.8	-126.7	-126.8	-140.4
356	금 융 및 관 련 서 비 스	-112.7	-124.5	-138.6	-138.7	-153.5
357	주 택 소 유	1,774.6	1,960.9	2,182.5	2,184.7	2,418.5
367	청 소 및 소 독 서 비 스	-36.5	-40.4	-44.9	-45.0	-49.8
368	농 립 어 업 서 비 스	-13.5	-14.9	-16.6	-16.6	-18.4
370	중 앙 정 부	1,021.2	1,128.5	1,256.0	1,257.2	1,391.8
371	지 방 정 부	638.9	706.0	785.8	786.5	870.7
372	교 육 기 관 (국공립)	1,000.7	1,105.8	1,230.7	1,232.0	1,363.8
373	교 육 기 관 (사립)	794.8	878.2	977.4	978.4	1,083.1
374	교 육 기 관 (산업)	57.2	63.2	70.3	70.4	77.9
375	연 구 기 관 (국공립)	91.7	101.3	112.7	112.9	124.9
376	연 구 기 관 (비영리)	-18.1	-20.0	-22.3	-22.3	-24.7
377	연 구 기 관 (산업)	-12.3	-13.6	-15.1	-15.1	-16.7
378	기 업 내 연 구 개 발	-420.2	-464.3	-516.8	-517.3	-572.7
379	의 료 및 보 건 (국공립)	38.5	42.6	47.4	47.4	52.5
380	의 료 및 보 건 (비영리)	207.7	229.5	255.5	255.7	283.1
381	의 료 및 보 건 (산업)	333.6	368.6	410.3	410.7	454.7
382	사 회 복 지 사 업 (국공립)	52.9	58.5	65.1	65.2	72.1
383	사 회 복 지 사 업 (비영리)	16.5	18.3	20.3	20.3	22.5
384	위 생 서 비 스 (국공립)	42.8	47.2	52.6	52.6	58.3
385	위 생 서 비 스 (산업)	-37.9	-41.8	-46.6	-46.6	-51.6
386	문 화 서 비 스 (국공립)	51.8	57.2	63.7	63.7	70.6
387	문 화 서 비 스 (기 타)	10.4	11.5	12.8	12.8	14.2
392	산 업 및 전 문 단 체	-62.3	-68.9	-76.7	-76.7	-84.9
393	기 타 사 회 단 체	92.9	102.7	114.3	114.4	126.6

人口集積과 都市의 成長： 靜態模型과 그 實證的 含意

金 珍 永*

要 約

이 논문에서는 인구집적에 따른 규모수익증가의 효과와 교통비와 지대의 상승 등 혼잡비용 증가를 동시에 고려하는 도시경제모형을 제시하고, 그로부터 도시규모와 도시의 1인당 소득 사이에는 指數的 비례 관계가 성립하며, 하나의 대형 도시가 국민경제를 이끌어 갈 가능성이 크다는 실증적인 함의를 도출해 낸다. 도시경제모형에서는 우선 모든 경제주체들이 동일하다는 가정 아래서도 인구증가에 따른 규모수익증가를 보이는 “도시생산함수”를 제시한다. 이 도시생산함수에서는 특히 다수의 중간재의 존재와 이들 중간재들 간의 상보성을 강조한다. 한편 인구집적에 따라 지대와 교통비가 상승하는 도시의 공간구조도 함께 고려함으로써 하나의 도시 경제모형을 완결한다. 또한 이 모형을 기초로 인구나 생산 면에서 하나의 도시가 국민경제에서 절대적인 비중을 차지하는 2도시 균형문제도 생각해 본다. 마지막으로 이 모형의 실증적 함의는 현실에서도 확인할 수 있음을 보인다.

* 본원 전문연구위원

I. 序 論

현대 산업사회에서 많은 사람들이 도시에서 살고 있다. 이는 경제적으로 볼 때 도시지역에서 사는 것이 유리하다는 반증이라고도 볼 수 있을 것이다. 경제주체들이 도시를 선호하는 이유로 많은 사항들을 열거할 수 있겠지만 경제학적 관점에서 다음의 두 가지 이유가 두드러진다. 첫째는 도시가 새로운 일 자리를 창출한다는 점이고, 둘째는 다른 사람들과의 상호교류 속에서 경제주체들이 더 생산적이 된다는 점이다. 이러한 장점들이 높은 지대, 교통혼잡으로 인한 제비용, 그리고 갈수록 악화되는 환경오염에도 불구하고 도시의 인구가 증가하는 원인일 것이다. 본 논문에서는 이 두 가지 도시의 장점에 주목하여 간단한 도시경제 모형을 제시해 보고자 한다.

전통적으로 도시경제학 분야에서는 경제적인 측면에서 도시의 장점을 特化에 의한 다양한 상품의 존재에서 찾는 연구들이 진행되어 왔다. 집적의 경제(economies of agglomeration)를 강조한 많은 연구들은 한 도시에서 特化되어 생산되는 다양한 상품들이 소비재로써 소비의 다양성을 추구하는 소비자들의 효용을 높여주거나, 생산요소로써 기업이나 산업 단위에서 규모의 경제를 가져다 줌을 보이고 있다. 이러한 집적에 의한 다양성의 생산측면에서의 이익과 소비측면에서의 이익을 종합하여 도시에서의 집적의 경제에 대해 구체적으로 규명한 대표적인 연구로는 Rivera-Batiz(1988)와 Abdel-Rahman(1988)을 들 수 있다. 이들은 인구집적에 의해 다양한 소비를 추구하는 경제주체들이 도시를 형성하고 Dixit and Stiglitz(1977) 유형의 독점적 경쟁시장구조에서 생산되는 다양한 상품과 서비스로부터 높은 효용을 얻는다는 모형을 제시한 바 있다. 이러한 선행연구에서 집적효과의 구체적인 원인과 결과를 제시하기는 했지만 인구의 증가에 따른 규모수익증가라는 측면이 충분히 강조된 거시적 도시생산함수를 명시적으로 제시하지는 못하였다.

한편 인구증가에 따른 규모수익의 증가에 대한 강조는 경제성장이론에서 찾

아 볼 수 있다. 인구가 증가할수록 소득수준은 물론 소득증가율까지도 증가한다는 규모효과(scale effect)를 결론에서 찾을 수 있는 대표적인 연구로는 Romer(1986, 1990)를 들 수 있다. 그는 근본적으로 새로운 아이디어(idea)가 경제성장을 주도한다는 대전제 아래, 인적자본의 축적과 그 外部效果를 핵심으로 하는 장기동태모형을 통해서 인구가 많을수록 경제성장률도 높아진다는 결론을 도출하고 있다. 물론 경제성장이론에서 인구가 많을수록 성장률도 높아진다는 규모효과(scale effect)는 중국이나 인도 등의 예로 비추어 보아 실증적으로 받아들이기 어려운 면이 있다. 그렇지만 하나의 도시를 생각해 볼 때는 규모효과라는 것을 핵심적인 분석대상으로 고려해 보아야 할 것이다.

선진국이나 개발도상국 할 것 없이 많은 국가에서 경제성장의 과정 중 빠른 도시화를 경험해 왔다. 특히 경제성장의 초기 단계에서는 도시화가 급속히 진전되다가 도시의 인구증가율이 점차 둔화되는 현상은 많은 국가의 많은 도시에서 관측된다. 이러한 도시화 진전 유형은 도시성장의 일정 단계까지는 인구집적의 正의 효과가 지속되다가 일정단계 이후에는 집적에 의한 각종 負의 효과가 더 이상의 인구 팽창을 막으리라는 가설을 세울 수 있음을 암시해 준다. 이 논문에서는 이런 인구집적의 正의 효과를 보다 구체적으로 설명해 줄 수 있는 도시생산함수를 소개해 보고자 한다.

이 도시생산함수 모형은 도시의 인구집적의 효과를 연구한 도시경제학과 거시생산함수로 국가경제의 성장을 설명하는 경제성장론의 두 분야의 연구성과를 도시경제를 설명하기 위해 통합해서 적용했다는 의미도 갖는다. 보다 구체적으로 본 논문에서 제시할 도시생산함수는 경제성장에 있어서 중간재의 존재가 매우 중요한 역할을 한다는 Romer(1990)의 논의를 따라, 한 도시에서 다수의 중간재들이 존재하며 이들이 최종재를 생산하는 데에 필요한 투입요소로 사용된다고 가정한다. 이들 중간재의 수효는 오직 도시로 많은 인구들이 유입되어야만 증가할 수 있다. 또 하나의 중요한 가정은 이들 중간재들 사이에 상보성(complementarity)이 존재한다는 것이다. 이러한 가정들을 바탕으로 우리는 인구증가에 따른 규모수익증가의 성격을 갖는 도시생산함수를 상정해 볼 수 있다. 이 생산함수의 특징은 경제주체들이 동일한 경우라도 집적효과에 의

해서 도시의 규모에 따라 경제주체의 소득에는 차이가 생기게 된다는 것이다. 이러한 도시생산함수를 도시의 공간구조와 함께 고려하여 하나의 도시경제모형을 제시하고 그 실증적 함의를 도출, 확인하는 것이 본 논문의 목적이다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 우선 제Ⅱ절에서는 1도시 경제 모형을 소개한다. 우선 집적에 의한 負의 효과를 낳는 도시의 공간구조에 대해서 살펴본 후 인구집적에 의한 正의 효과를 낳는 도시생산함수에 대해 자세히 살펴볼 것이다. 제Ⅲ절에서는 하나의 도시 차원을 넘어서 두 개 이상의 도시로 구성된 국민경제를 생각해 보고 도시의 규모와 도시별 생산의 차이가 생기는 원인 등에 대해 살펴본다. 제Ⅳ절에서는 이론적인 분석을 바탕으로 본고에서 제시된 모형의 현실적용문제에 대해 알아본다. 제Ⅴ절에서 논문의 주요 내용을 요약하고 향후의 연구 과제들을 제시해 본다.

Ⅱ. 基本 模型

1. 都市의 空間構造

도시의 생산함수를 구체적으로 살펴보기에 앞서 우선 집적에 의한 負의 효과를 알아보기 위해 다음과 같은 도시의 공간구조를 상정해 보기로 한다.

추상적인 모형 구성을 위해 가상의 도시 하나를 생각해 보자. 이 도시는 넓은 평원에 자리 잡고 있으며 도시내의 모든 토지는 그 지형적 성격이 동일하고, 도시의 형태는 원형을 이루고 있다고 하자. 도시경제학 이론의 일반적인 가정에 따라 이 도시는 단심(monocentric)구조를 갖고 있다고 생각하기로 한다. 즉 모든 경제활동은 도심사무지구(이하 CBD; Central Business District)에서 이루어진다는 것이 단심구조의 핵심이다. 현실의 모든 도시가 단심구조를 갖는 것은 아니지만 경제주체들이 모두 한 곳에 모여있을 때 도시가 제공할 수 있는 집적효과가 최대화될 가능성이 더 높다는 의미에서 받아들일 수 있는

가정이라 볼 수 있다. 논의를 더 간략화 하기 위해 중앙사무지구가 문자 그대로 원형의 도시 중심부에 위치한다고 가정하자.

주민들의 거주지역은 0에서 $b \in R_+$ 까지 펼쳐져 있다고 하자. b 는 도심에서 도시경계까지를 나타내는 변수로 도시의 물리적인 크기라 할 수 있다. 0은 CBD의 위치에 해당한다.

이제 $L(z)$ 를 주거지역의 토지밀도함수라고 명명하기로 하자. 여기서 z 는 CBD에서의 거리를 나타내는 변수이다. 가상의 도시는 도시 경계내의 모든 토지가 지형적으로 같은 성질을 가지고 있으며 도시의 형태가 원형을 취하고 있으므로 도심에서 z 와 $z+dz$ 사이의 토지밀도는 $L(z)=2\pi z dz$ 로 표현할 수 있다.

이제 이 도시가 N 이라는 크기의 연속체(continuum)이며 동일한(identical) 경제주체들로 구성되어 있다고 가정하자. 각각의 경제주체들은 도시에서 살면서 경제활동에 종사한다. 이들이 CBD에서 그들이 원하는 재화를 생산하고 생산된 물건들을 도시 안에서 소비하는 것이다. 이렇게 볼 때 N 을 이 도시의 인구로 파악할 수 있을 것이다.

이러한 공간구조를 가정하였을 때 이 도시의 인구밀도 함수 $D(z)$ 를 생각해 보기로 하자. z 에서 $z+dz$ 사이에 분포하는 인구수는 $D(z)dz$ 라고 표현할 수 있다. 논의의 편의를 위하여 모든 경제주체들이 m 만큼의 주거공간을 차지한다고 하자. 동일한 가구라는 가정 아래서 m 은 모든 가구에게 같은 양만큼 할당될 것이다. 만약 도시가 지리적으로 충분히 팽창할 수 있다면 우리는 다음과 같은 인구밀도 함수를 갖게 될 것이다.

$$D(z) = \begin{cases} (2\pi z/m) & \text{for } z \leq b, \\ \text{and } 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)$$

즉 지금까지의 가정에 의하면 우리의 가상 도시경계 내에서는 $2\pi z/m$ 만큼의 인구밀도를 유지하게 되며 모든 경제주체는 각기 같은 양의 토지를 소유하면서 살고 도시경계 밖에는 아무도 살지 않는 상태가 된다. 이때 이 도시의 인구는 다음과 같이 결정될 것이다.

$$N = \int_0^b D(z) dz = \int_0^b \frac{2\pi z}{m} dz = \frac{\pi b^2}{m} \quad (2)$$

물론 위의 관계식은 보다 많은 경제주체들이 살게됨에 따라 도시의 지리적 규모도 비례하여 커지게 됨을 의미한다.

$$b = (mN)^{1/2} \pi^{-1/2} \quad (3)$$

한편 도시경계 안에 살고 있는 이들 경제주체들이 CBD에서 경제활동을 영위하기 위해서는 교통비용을 지불해야만 한다. 교통비용은 단위비용이 δ 로 일정한 선형함수라고 하자. 즉 도심에서 z 만큼 떨어진 지점에 거주하는 경제주체가 지불해야 할 교통비는 $T(z) = \delta z$ 와 같다.

이런 공간구조하에서 어떤 경제주체들은 다른 주체들보다 CBD에 더 가깝고 그에 따라 낮은 교통비를 지불해도 될 것이며 이러한 이득은 지대에 반영될 것이다. 각 경제주체들이 경쟁시장에서 결정되는 지대 $R(z)$ 를 지불한다고 하자. 결국 균형에서 다음과 같은 관계식이 성립될 것이다.

$$T(z) + R(z) = J \text{ for all } z \in [0, b] \quad (4)$$

즉 교통비와 지대로 지불하는 금액의 합 J 는 모든 경제주체들에게 동일한 것이다. 다른 말로 하자면 지대는 이 도시에서 거주하는 모든 경제주체들이 교통비와 지대의 합이라는 면에서는 차별대우를 받지 않도록 결정된다는 의미이다.

$$J = T(z) + R(z) = T(b) = \delta b = \delta \left(\frac{m}{\pi} \right)^{1/2} N^{1/2} = \tau N^{1/2} \quad (5)$$

여기서 $\tau \equiv \delta m^{1/2} \pi^{-1/2}$

결국 지대는 다음과 같이 결정된다.

$$R(z) = T(b) - T(z) = \delta[b - z] \quad (6)$$

지대는 도심으로부터의 거리가 증가함에 따라 줄어들며 교통비와 지대의 합 J 는 인구의 증가에 따라 증가한다. 도시경계 안의 모든 경제주체들이 지불하는 교통비의 승은 다음과 같이 어렵지 않게 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} TTC &= \int_0^b D(z) dz = \int_0^b \frac{2\pi z}{m} \delta z dz = \left[\frac{2}{3} \cdot \frac{\pi}{m} \delta z^3 \right]_0^b \\ &= \frac{2}{3} \delta \left(\frac{\pi}{m} \right) \left(\frac{m}{\pi} \right)^{3/2} N^{3/2} = \frac{2}{3} \tau N^{3/2} \end{aligned} \quad (7)$$

한편 지방정부가 지대를 거두어들이는 주체라 한다면 지방정부의 지대 총수입은 다음과 같다.

$$G = \int_0^b D(z) R(z) dz = \int_0^b D(z) \delta [b - z] dz = \frac{1}{3} \tau N^{3/2} \quad (8)$$

이상의 분석에서 우리는 한 나라의 국민계정에 상응하는 한 도시의 都市國民計定을 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$Y = C + TTC + G = C + \tau N^{3/2} \quad (9)$$

즉 한 도시에서 생산된 생산물은 경제주체들의 소비와 지대 및 교통비로 지출되게 된다. 한편 위의 식은 다음과 같이 1인당 소득, 소비 및 교통비와 지대의 관계로 표현할 수 있다.

$$y = c + \tau N^{1/2} \quad (10)$$

지금까지는 지대와 교통비라는, 집적에 따른 일종의 負의 효과에 대해서 살펴보았다. 다음 절에서는 집적에 따른 正의 효과가 발생하는 생산량의 결정과정에 대해서 살펴보기로 한다.

2. 都市生産函數

이제 인구에 대한 규모수익증가(Increasing Returns to Scale)의 성격을 갖는 도시생산함수에 대해 생각해 보기로 하자. 이 절에서 고려되는 도시생산함수의 가장 중요한 측면은 다양한 중간재(intermediary goods)들이 존재하며 생산과정에서 이들 중간재들 간에는 상보성(complementaries)이 존재한다는 점이다.

중간재 수요의 증가는 규모수익증가의 중요한 원천이 된다. 또 하나 중요한 성격은 중간재들 간의 상보성이다. 상보성이 높다는 것은 한 도시가 보다 효율적으로 생산요소들을 이용한다는 것을 암시한다. 새로운 중간재가 도입될 경우 중간재들 간의 상보성이 클수록 새로 도입된 중간재가 최종생산에 더 많은 기여를 하게 되는 것이다. 이러한 의미에서 높은 상보성은 한 차원 높은 기술을 의미한다고도 말할 수 있다.

이 절에서 고려되는 생산함수에서 인구증가야말로 새로운 중간재를 도입하도록 하는 유일한 원천이고 늘어난 중간재는 결국 생산성의 증가를 가져오게 된다. 따라서 생산과정에서 자본이란 투입요소를 고려하지 않을 경우라도 도시생산함수는 인구에 대한 규모수익의 증가라는 성격을 지닐 수 있게 된다. 그럼 도시생산함수에 대해 좀 더 자세히 알아보기로 한다.

우선 다음과 같은 콥-더글러스(Cobb-Douglas) 생산함수를 생각해 보자.

$$Y = AN_Y^{1-\alpha} S^\alpha \quad (11)$$

여기서 N_Y 는 최종재화 생산부문에서 노동공급의 양이다. 이 절에서 노동공급은 비탄력적이며 개별 경제주체의 노동공급 양을 1로 표준화시키기로 한다.

이러한 가정 아래서 N_Y 는 경제주체의 수라고 해석할 수 있을 것이다. S 는 이 도시에서 공급되는 다양한 중간재로 구성된 복합체라고 하자. 보다 구체적으로 S 는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$S = \left[\int_0^n s(i)^\gamma di \right]^{1/\gamma} \quad (12)$$

즉 S 는 다양한 개별 중간재 $s(i)$ 의 복합체이다. 또한 이들 개별 중간재들은 생산과정에서 상보성을 갖는다. 파라미터 γ 는 재화간 대체성의 정도를 나타낸다. 파라미터 γ 는 $0 < \gamma < 1$ 의 값을 가지며 $1/(1-\gamma)$ 는 두 중간투입재 간의 대체탄력성이다. 따라서 γ 의 값이 작을수록 대체탄력성의 값도 작아지고 상보성은 더 커지게 된다¹⁾.

여기서 각 중간재들이 노동만을 투입요소로 생산되며 각기 동일한 생산기술에 의해서 생산된다고 가정해 보자. 보다 구체적으로, 각 중간재들은 f 단위의 고정투입이 이루어지고 난 후에는 노동투입 한 단위가 증가할 때마다 한 단위씩 늘어나는 생산함수를 취한다고 가정하자. 즉 다음의 생산함수를 가정하는 것이다.

$$s(i) = s \equiv \max [N_{s(i)} - f, 0] \quad (13)$$

위의 관계식이 성립한다면 이 도시에서 생산되는 모든 중간재는 같은 양의 노동을 필요로 하고 그 노동의 양은 $N_{s(i)} = s + f$ 로 쓸 수 있다. 이제 이 도시의 총가용노동인력을 N 이라 한다면 이들 N 명의 인원은 중간재 생산부문과 최종재 생산부문에 다음과 같이 분배될 것이다.

1) 이를테면 인터넷 벤처기업들 같은 경우는 — 이들이 최종소비재를 생산하는 기업은 아니라는 의미에서 — 중간재 생산부문에 속한다고 이해할 수 있을 것이다. 이들 기업이 이른바 '테헤란 밸리'에 집중적으로 모여있는 현상은 중간재 생산에서의 상보성과 집적효과를 현실적으로 보여주는 예라 할 수 있다.

$$N = N_Y + nN_{s(i)} = N_Y + N_S \quad (14)$$

물론 콥-더글라스 생산함수의 특성상 최종재 생산부문과 중간재 생산부문간 경제주체 배분은 $N_Y = (1-\alpha)N$, $N_S = \alpha N$ 과 같이 이루어질 것이다. 한편 생산요소에 대해 한계생산성에 따른 報酬가 이루어진다면 임금 w 와 중간재의 가격 P 는 노동과 중간재의 한계생산성에 의하여 각기 다음과 같이 결정된다.

$$\begin{aligned} w &= (1-\alpha)AN_Y^{-\alpha}S^{-\alpha} \\ P &= \alpha AN_Y^{1-\alpha}S^{\alpha-1} \end{aligned} \quad (15)$$

모든 경제주체들이 동일하다는 가정을 하였으므로 식 (15)에서의 임금 w 는 최종재 생산부문과 중간재 생산부문에 동일하게 적용될 것이다. 한편 각각의 중간재들의 가격 $p(i)$ 는 다음과 같이 결정된다.

$$\begin{aligned} p(i) &= \frac{\partial Y}{\partial s(i)} = \alpha AN_Y^{1-\alpha} s(i)^{\gamma-1} \left[\int_0^n s(i)^\gamma di \right]^{(\alpha-\gamma)/\gamma} \\ &= P \left(\frac{\partial S}{\partial s(i)} \right) = P \left(\frac{S}{s(i)} \right)^{1-\gamma} = PS^{1-\gamma} s(i)^{\gamma-1} \end{aligned} \quad (16)$$

모든 중간재 $s(i)$ 는 동일함을 가정하였으므로 우리는 다음과 같은 관계를 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} S &= n^{1/\gamma} S \\ P &= n^{(r-1)/\gamma} P \\ PS &= nps \end{aligned} \quad (17)$$

그런데 중간재 생산에는 고정비용이 필요하기 때문에 각각의 중간재를 생산하는 기업들은 일종의 독점력을 갖게 된다. 즉 각각의 중간재 생산 기업이 어

면 특정 중간재를 생산하는 유일한 공급자가 되는 것이다. 따라서 이들 중간재 생산 기업들은 이윤을 극대화하도록 가격을 책정한다. 결국 이윤극대화 가격은 다음과 같이 결정된다.

$$p(i) = p = \frac{1}{\gamma} w \quad (18)$$

즉, 이윤극대화 가격은 임금에 대해 어느 정도의 마크업(mark-up)을 줌으로써 결정되는 것이다. 그리고 마크업의 정도는 중간재들 간의 상보성 정도에 의존할 것이다. 다시 말해서 중간재 생산 기업들은 다른 중간재들과의 관계가 긴밀할수록 자신이 생산하는 중간재의 가격을 높일 수 있다는 의미이다.

이제 중간재 기업들의 이윤에 대해서 생각해 보기로 하자. 중간재 기업은 다음과 같이 이윤을 얻을 수 있다.

$$\Pi = (p - w)s = \frac{1 - \gamma}{\gamma} ws \quad (19)$$

그런데 근본적으로 중간재 산업에는 진입장벽이 존재하지 않으므로 결국 고정투입까지 고려한 기업들의 이윤은 0이 될 것이다.

$$ps - wN_{s(i)} = ps - w(s + f) = 0 \quad (20)$$

결국 중간재 기업들의 이윤에 대해 우리는 다음과 같은 관계를 도출할 수 있다.

$$ps = ws + wf = ws + \Pi \quad (21)$$

or $\Pi = wf$

한편 CRS 생산함수의 성격상 아래의 관계가 성립한다.

$$\begin{aligned}
 Y &= wN_Y + PS = wN_Y + pns = wN_Y + n(ws + wf) \\
 &= wN_Y + wnN_{s(i)} = wN
 \end{aligned}
 \tag{22}$$

달리 표현하면 임금이 1인당 생산량과 일치하게 되는 것이다. 이 가상도시 모형에서는 임금이 경제주체들의 유일한 소득원천이므로 이런 관계가 성립하는 것은 직관적으로도 당연한 결과이다. 이 모형에서 중요한 사실은 이렇게 결정된 임금이 고정되어 있는 것이 아니고 인구 N 의 증가 함수라는 점이다.

임금이 어떻게 결정되는가를 알아보기 위해 노동생산성에 결정적인 영향을 미치는 중간재의 수요가 어떻게 결정되는가를 우선 살펴보자. 중간재 생산기업이 얻는 이윤으로부터 다음과 같은 관계를 얻는다.

$$\Pi = \frac{1-\gamma}{\gamma} ws = (1-\gamma)ps = \frac{(1-\gamma)PS}{n} = \frac{(1-\gamma)aY}{n} = \frac{(1-\gamma)awN}{n}
 \tag{23}$$

위의 관계를 이용하면 우리는 인구수와 비례하는 중간재의 수요를 구할 수 있다.

$$n^* = \frac{\alpha\gamma N}{s}
 \tag{24}$$

균형 중간재의 수요는 결국 도시내 인구수와 비례해서 증가하며 비례도는 중간재간 상보성의 정도에 의존하게 된다. 이 모형에서 상보성의 정도가 클수록 중간재 생산기업 수는 줄어든다. 상보성이 클 경우 중간재 생산기업은 보다 큰 독점력을 행사하게 되고 일종의 진입 장벽이라 할 수 있는 고정비용 또한 크게 되어 많은 기업들이 생겨나는 것을 막기 때문이다. 이제 균형 중간재 생산기업의 수를 알아내었기 때문에 이 도시의 생산함수는 경제주체의 수 N 만의 함수로 표현하는 것이 가능하다.

$$\begin{aligned}
 Y &= AN_Y^{1-a} \left[\int_0^n s^\gamma di \right]^{\frac{a}{\gamma}} = AN_Y^{1-a} n^{\frac{a}{\gamma}} s^a \\
 &= A[(1-a)N]^{1-a} \left(\frac{\alpha \gamma N}{S} \right)^{\frac{a}{\gamma}} s^a = kN^{1-a+\frac{a}{\gamma}}
 \end{aligned}
 \tag{25}$$

여기서 $k \equiv A(1-a)^{1-a} \alpha^{a/\gamma} \gamma^{a/\gamma} S^{a-\frac{a}{\gamma}}$

이 생산함수에서 주목해야 할 점은 $\gamma < 1$ 인 이상은 인구에 대한 규모수익증가(IRS; Increasing Returns to Scale)가 성립된다는 점이다. 물론 1인당 생산액이라고 할 수 있는 임금은 다음과 같이 도시내의 인구수에 따라 증가하는 현상을 보일 것이다.

$$w = kN^{\frac{a}{\gamma}-a} \tag{26}$$

마지막으로 1인당 순소비는 임금에서 교통비용과 지대를 제한 값이 될 것이다.

$$c = w - \gamma N^{1/2} = kN^{\frac{a}{\gamma}-a} - \tau N^{1/2} \tag{27}$$

이 관계식에서 가장 중요한 변수는 인구수 N 이며 가장 중요한 파라미터는 상보성의 정도와 관련 깊은 γ 라 할 수 있다. 한편 $a/\gamma - a < 1/2$ 의 조건이 성립한다면 純消費額이 U자를 뒤집어 놓은 형태를 보인다는 점은 주목할 만하다²⁾. 즉 순소비액은 인구 N 이 증가함에 따라 처음에는 증가하다가 최고점에 이르고 난 후로는 다시 감소하는 모습을 보일 것이다. 지대와 교통비를 제외한 순소비는

2) 만약 이러한 관계식이 성립하지 않는다면 1인당 순소비량은 N 에 대해서 계속 증가하기만 할 것이다. 따라서 모든 국민들이 하나의 도시에 모이는 것이 균형이 될 것이며 우리가 다음 절에서 고려할 주민 이동의 문제는 발생하지 않을 것이다. 한편 이 조건은 큰 제약은 아니며 파라미터들에 현실적인 값을 부여할 경우 대부분 성립할 수 있는 조건이다.

인구가 $N=[(a/\gamma-a)(2k/\tau)]^{1/(1/2-a/r+a)}$ 일 때 최고점에 이르게 된다. 즉 규모수익증가를 보이는 도시생산함수의 효과가 큰 영역을 지나면 집적으로 인한 부의 효과가 생산함수의 효과를 압도하는 영역으로 이동하게 되는 것이다.

지금까지는 하나의 도시만을 고려해 왔다. 두 개나 그 이상이 도시가 있는 경우에는 일인당 소비량이 도시들 간에 같아야만 균형이 이루어질 것이다. 완전한 이전의 자유가 있는 경우 두 도시간 균형의 문제는 다음 절에서 고려한다.

Ⅲ. 2都市 均衡

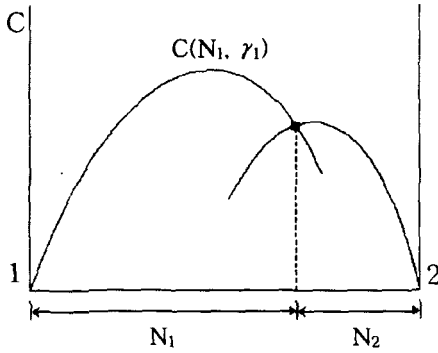
이제 2개 이상의 도시로 이루어진 국민경제의 균형에 대해서 생각해 보자. 경제주체들은 자신의 효용을 극대화할 수 있는 지역을 선택하게 될 것이다. 효용함수가 소비에 대해 단조적으로 증가한다면 경제주체들은 보다 높은 순소비 수준을 유지할 수 있는 도시를 선택하게 된다.

그럼 왜 2개의 도시 사이에 인구 차이가 생기는데 대해 생각해 보기로 하자. 제Ⅱ절에서도 보았듯이 순소비는 인구와 중간재간 상보성의 정도에 의존한다. 즉 도시생산함수에서 γ 는 한 도시의 생산성을 결정짓는 매우 중요한 파라메터라는 의미이다. 만약 인구가 같은 도시라면 γ 값이 작은 도시가 기술적으로 우월한 생산함수를 갖게 되고 높은 수준의 임금과 소비를 누릴 것이다. 따라서 일반적으로 γ 의 값이 작은 도시에 많은 사람들이 모여 살게 될 가능성이 높다. 그러나 제Ⅱ절에서 본대로 집적효과의 긍정적 효과가 부정적 효과를 지속적으로 압도하기는 힘들 것이고 열등한 생산함수를 가진 도시라도 집적의 부의 효과가 작음으로 해서 우월한 생산함수를 가진 도시와 동일한 순소비를 누릴 수도 있을 것이다.

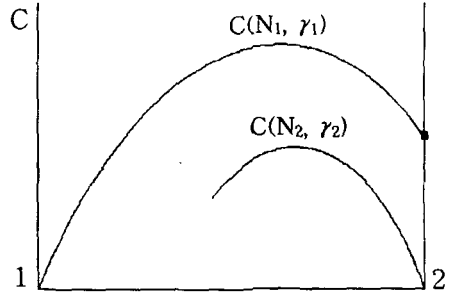
이제 도시 1과 도시 2로 命名된 두 개의 도시가 있으며 이 도시의 γ 값이 다르며, $\gamma_1 < \gamma_2$ 라고 하자. 다시 말하면 도시 1이 우월한 생산기술을 가졌다고 가정하는 것이다. 두 개의 도시로 구성된 국가에 N 명의 경제주체들이 각각 도시 1에 N_1 명 도시 2에 N_2 명의 살고 있다고 하자. 만약 도시간 이동에 이주

비용이 없다고 가정한다면 일인당 순소비가 경제주체들이 거주지역을 선택하는 유일한 선택기준이 될 것이다. 따라서 두 도시 모두에 경제주체들이 살고 있는 내부 균형 상황에서는 $C(N_1, r_1) = C(N_2, r_2)$ 의 조건이 성립해야 한다. 전체 인구수 N 과 생산함수 파라미터들에 따라 우리는 몇 가지 가능한 상황을 아래 그림에서 제시하는 바와 같이 상정할 수 있다.

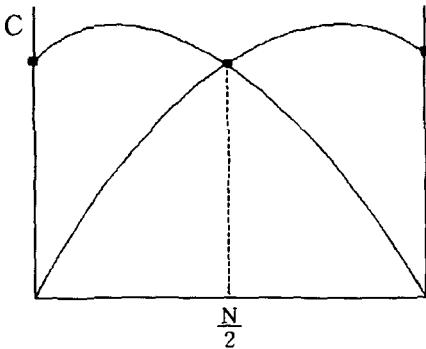
[그림 1] 2도시 균형



(a)



(b)



(c)

■ : 안정균형, ● : 불안정균형

[그림 1]의 (a)는 두 도시에 모두 주민들이 거주하는 하나의 内部 균형이 존재하는 경우를 보여준다. 도시 1에 더 많은 인구가 살고 있으며 이 곳의 주민들이 더 높은 소득을 올리지만 더 높은 지대와 교통비를 지불함으로써 결국 주민수도 적고 1인당 소득도 낮은 도시 2의 주민들과 같은 수준의 순소비를 누리게 된다. 결국 한 도시가 다른 도시보다 규모가 상당히 큰 상태에서 안정된 균형을 이루고 있다. 이러한 내부 균형이 이루어지자면 국가의 규모가 일정수준 이상으로 커야만 할 것이다.

[그림 1]의 (b)는 $N=N_1$, 즉 모든 경제주체들이 우월한 기술을 가진 도시 1에 거주하는 경우를 보여주고 있다. 두 도시 사이의 생산기술이 월등한 차이가 있을 경우, 이를테면 γ_1 과 γ_2 의 차이가 매우 큰 경우에 생길 수 있는 균형이다. 우리 나라의 수도권과 같은 경우가 이러한 균형과 매우 유사하다고 볼 수 있다. 즉 수도권 주변 농지들이 결국은 도시로 편입되고 개발되는 현상이나 대규모 수도권 신도시의 건설과 같은 현상은 집적효과가 아직도 수도권으로의 이주에 경제적 이익을 제공할 여지가 있으며 前節의 1도시 모형에서와 같이 수도권역의 지리적 확대가 이루어지고 있음을 보여주는 사례라고 할 수 있다.

[그림 1]의 (c)는 보다 흥미로운 경우를 보여주고 있다. 도시 1과 도시 2가 완전히 동일하더라도 한 도시에 모든 경제주체들이 몰려있을 때만 안정적인 균형이 이루어지는 경우이다. 두 도시의 규모가 일치하는 곳, 즉 $N_1=N_2=N/2$ 에서 순소비가 일치하겠지만 이는 안정적인 균형이 될 수 없다. 누구든지 다른 도시로 이동하면 더 높은 수준의 순소비를 누릴 수 있는 것이다. 따라서 안정적인 균형은 [그림 1]의 (b)의 경우와 마찬가지로 한 도시에 모든 경제주체들이 모여 집적의 긍정적인 효과를 누리는 상황이 될 것이다.

지금까지 살펴 본 2도시 균형에서 우리는 국가의 규모가 크지 않을 경우는 한 도시에 모든 경제주체들이 모이는 균형이 이루어질 가능성이 크며, 양쪽 도시에 경제주체들이 거주할 경우에도 한 도시가 다른 도시를 인구나 생산량에서 압도하는 균형이 성립됨을 보였다. 물론 우리의 도시경제모형에 제약적인 가정들이 들어가고, 2도시 균형에서 이주비용 등을 전혀 고려하지 않았다

는 현실적 한계는 있지만, 우리 나라의 수도권과 같은 경우 우리의 도시경제 모형이 현실을 근사적으로는 설명할 수 있으리라고 본다. 우리나라 수도권의 경우 많은 경제주체들이 생산과정의 상보성을 가장 효과적으로 이용할 수 있는, 달리 표현하자면 우리 나라에서 가장 우수한 생산기술을 가진 장소이기 때문이다.

IV. 實證分析에 관한 含意

크게 보아서 지금까지 우리가 보아온 모형의 실증적 含意는 두 가지로 요약할 수 있다. 하나는 도시의 규모와 시민의 1인당 소득 사이에는 지수적인 관계가 성립한다는 것이고 다른 하나는 국가 경제에서 절대적인 비중을 차지하는 초대형도시의 존재이다. 이 두 가지 함의에 대해 한 항목씩 살펴보자.

1. 都市規模와 市民의 1人當 所得

우선 도시의 규모와 도시의 생산에 대해서 생각해 보자. 우리가 제II절에서 고려한 모형은 縮約型으로 다음과 같이 요약할 수 있을 것이다.

$$\log y = \log k + \beta \log N + \varepsilon \quad (28)$$

위의 관계가 실제로 성립하는가를 풍부한 자료를 지닌 미국 SMSA(Standard Metropolitan Statistical Area)별 자료를 이용해서 살펴본다. 자료가 풍부하다는 장점 이외에도 미국은 이 모형이 제시하는 가정과 같이 광대한 국토를 바탕으로 많은 도시들이 단심구조형으로 공간의 제약을 받지 않으며 지리적으로 팽창할 수 있었다는 좋은 특징도 지니고 있다.

<표 1>은 1970년에서 1995년까지 5년 단위로 333개의 도시지역에 대해서, 그리고 국가경제에 準하는 규모를 가진(각각 29개의 도시를 거느린) 캘리포니

아주와 텍사스주의 도시지역에 대해서 식 (28)의 인구수와 개인소득의 관계를 추정할 결과이다.

우선 모든 표본에서 인구와 개인소득 사이에 통계적으로 유의한 관계가 성립하고 있음을 확인할 수 있다. 3개의 표본에서 추정대상이 된 6개년도 모두 β 의 값은 양수였으며 통계적으로 유의한 수준이었다. 도시간 소득 격차를 설명해 줄 수 있는 많은 변수들 — 이를테면 교육수준이나 인종의 구성 등 — 을 고려하지 않고도 이 정도의 설명능력(R^2 값 1/3 안팎)을 지닐 수 있음은 주목할 만한 결과라 하겠다.

<표 1> 도시규모와 1인당 소득(미국의 경우)

종속변수 : $\ln(\text{Per capita personal income})$

		1970	1975	1980	1985	1990	1995
미국전역 (Obs.=333)	상수	7.202 (89.73)	7.784 (97.37)	8.182 (95.49)	8.373 (98.20)	8.570 (96.12)	8.851 (101.74)
	$\log N$	0.082 (12.92)	0.069 (10.99)	0.077 (11.49)	0.089 (13.30)	0.094 (13.58)	0.087 (12.93)
	Adjusted R^2	0.333	0.265	0.283	0.346	0.356	0.334
캘리포니아 (Obs.=29)	상수	7.501 (38.69)	8.148 (43.06)	8.436 (37.91)	8.416 (29.04)	8.712 (26.22)	8.882 (22.97)
	$\log N$	0.066 (4.45)	0.048 (3.36)	0.064 (3.86)	0.089 (4.13)	0.085 (3.49)	0.082 (2.90)
	Adjusted R^2	0.402	0.268	0.332	0.364	0.286	0.210
텍사스 (Obs.=29)	상수	7.037 (19.49)	7.634 (18.26)	8.142 (17.20)	8.388 (17.71)	8.593 (20.63)	8.779 (21.14)
	$\log N$	0.089 (3.05)	0.077 (2.29)	0.078 (2.09)	0.083 (2.24)	0.083 (2.55)	0.084 (2.60)
	Adjusted R^2	0.229	0.131	0.107	0.125	0.165	0.170

註 : 괄호 안의 수치는 t 통계치임.

資料 : Statistical Abstract of USA

또한 1985년 이후에는 $\log N$ 의 계수 β 의 값이 큰 변화 없이 비교적 안정된 값을 보이고 있음도 흥미롭다. 물론 식 (28)을 우리가 살펴본 모형의 축약형으로만 해석하는 데는 무리가 따르겠으나 β 의 값을 1990년의 추정치대로 0.087이라고 보았을 때, 식 (11)의 생산함수에서 최종생산부문의 비중 $(1-a)$ 가 1/3 정도라고 한다면 γ 의 값은 0.885로 이는 상당히 현실성 있는 수치라 볼 수 있다.

한편 1970년대에 β 의 값이 떨어졌다가 1980년 이후 상승하고 있는 현상도 배후에 있는 경제구조의 변화와 관련하여 앞으로의 흥미로운 연구과제를 던져 준다.

또한 <표 1>에서 확인할 수 있는 인구집적에 따른 규모의 경제성이 인구로 본 도시의 순위와 도시의 규모를 규명한 Zipf의 법칙과 더불어 도시경제학에서 또 다른 실증적 규칙성(Empirical Regularity)을 형성할 수 있을지의 여부는 보다 많은 표본(국가나 경제단위)에 대한 조사에 의해 향후 밝혀져야 할 것이다.

2. 超大型 都市의 出現

우리 나라의 도시 문제들 중에서 가장 두드러진 현상은 수도권의 超大型化 현상이다. 우리 나라의 경우 도시의 로그-인구와 로그-순위의 관계를 규명한 Zipf의 법칙이 대체적으로는 잘 맞아떨어지고 있으나, 서울의 경우는 법칙성에서 크게 떨어져 있다(김정훈(2000) 참조). 1995년의 경우 인구 1위인 서울은 신도시와 위성도시까지 고려할 경우 그 인구가 1,400만명에 달해 380만명인 부산의(두 배가 아닌) 세 배에 달하고 있다.

이와 같이 하나의 도시가 인구와 생산 면에서 국민경제의 대부분을 차지하는 균형은 제Ⅲ절에서도 살펴본 바 있다. 이러한 균형은 도시간에 생산기술이 월등한 차이를 보일 때 일어나는 현상이다. 地方自治가 발전하지 못한 채 지속되었던 30여년간의 고속경제성장 기간 동안 우리 나라는 어떻게 보면 인위

적으로 수도권이 다른 지역에 비해 우월한 생산함수를 소유하는 경제구조를 고착화시켜 왔다고도 할 수 있다. 또한 서울의 경우 적어도 현재까지는 집적에 따른 환경문제, 교통문제 등 각종 부의 효과들을 신도시건설 등의 방법으로 희석해 왔다. 다른 한편으로 국토 면적이 넓다고는 할 수 없는 우리나라의 경우 경제성장과정에서 수반된 교통의 발달은 결국 이주비용을 크게 낮춤으로써 수도권의 팽창을 도왔다고 할 수 있다.

물론 우리 나라 이외에도 이러한 거대도시의 출현은 어렵지 않게 찾을 수 있다. 중국의 경우도 북경과 상해라는 인구 1천만명 이상의 대도시를 거느리고 있으며, 브라질의 경우는 舊首都 상파울루의 과대 팽창을 막기 위해서 新首都 브라질리아를 건설해야 했다.

인위적으로 한 도시의 생산성을 다른 도시에 비해 월등하게 높여주는 성장 전략에 대한 평가는 이 논문의 범위 밖이겠지만 거대 도시의 출현이 도시생산함수로 표현되는 도시간 기술력의 차이와 주민의 거주선택 자유에 의해 생기는 현실성 있는 균형이라는 사실만은 분명하다고 하겠다. 이렇게 볼 때 거대 도시내의 여러 문제를 해결하는 가장 바람직한 방법은 거대도시의 생산능력을 낮추는 인위적인 인구유입 억제책보다는 여타 도시의 생산성 제고라는 방향으로 검토되어야 할 것임은 물론이다.

V. 結 論

이 논문에서는 도시공간구조와 도시생산함수를 축으로 하는 간단한 도시경제모형을 제시하고, 도시의 규모와 시민의 1인당 소득 사이에는 指數的 비례 관계가 성립하며 국가 경제에서 절대적인 비중을 차지하는 초대형도시가 존재할 가능성이 높다고 하는 모형의 含意를 실증적으로 확인해 보았다. 특히 생산과정에서 인구수에 의존하는 다양한 중간재의 존재와 이들간의 상보성을 강조하는 도시생산함수로서 인구집적의 긍정적 효과를 이론화해 보았다. 이렇게

다수의 중간재와 그 상보성을 강조하는 생산함수는 현재 출현하고 있는 많은 벤처기업들이 실질적으로 중간재 생산자의 역할을 한다는 의미에서 새로운 경제환경의 분석에도 적용될 수 있는 현실성 있는 생산함수로 앞으로 여러 분야에서 응용될 잠재력을 가졌다고 본다. 도시집적효과의 분석은 그 한 예라 할 수 있다.

물론 이 논문은 이해하기 쉬운 간단한 모형으로 집적효과의 핵심적인 요소와 그 결과를 제시한다는 장점을 지니고 있지만 간단함에 수반되는 한계점을 가지고 있으며 그에 따라 많은 향후 연구과제들도 제시한다.

우선 이 논문에서는 정부부문을 전혀 고려하지 않았다. 만약 정부가 지대로 거두어들인 수익을 지방공공재 생산에 사용한다면 집적의 효과는 더욱 크게 될 것이다. 또한 지방정부는 稅收를 지역에 特化된 자본축적에 이용함으로써 집적의 효과를 극대화할 수도 있다. 이런 면에서 자본까지 고려된 생산함수의 도입도 필요할 것이다.

물론 모든 경제주체들이 동일하다는 본 모형의 가정에도 한계가 있다. 이를테면 큰 도시가 內生的으로 보다 유능한 주민을 받아들이는 메커니즘이 있다면 이 논문에서 고려한 모형의 현실성은 크게 떨어질 수도 있다.

마지막으로 도시의 성장은 동태적인 過程이므로 정태모형으로 도시의 성장을 설명하는 데에는 한계가 있다. 성장과정을 설명하는 동태모형과 짝을 이룰 때 정태모형의 가치도 더 클 수 있으리라 본다. 이와 관련해서는 Lucas(1988)가 제시한 바 있는 인적자본축적 과정 중 外部經濟(externality) 효과의 역할을 검토할 필요가 있을 것이다.

參考文獻

- 김정훈, 「수도권정책의 현안과 평가」, 『재정포럼』, 2000년 2월호, pp. 6~28.
- Abdel Rahman, H. M., "Product Differentiation, Monopolistic Competition and City Size," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 18, 1988, pp. 69~86.
- _____, "Agglomeration Economies, Types, and Sizes of Cities," *Journal of Urban Economics*, Vol. 27, 1990, pp. 25~45.
- Atkinson A. B., and J. E. Stiglitz, *Lectures on Public Economics*, New York, McGraw Hill, 1980.
- Dixit, A., and J. E. Stiglitz, "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity," *American Economic Review*, 1977, pp. 297~308.
- Fugita, M., "Monopolistic Competition Model of Spatial Agglomeration: Differentiated Product Approach," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 18, 1988, pp. 241~268.
- _____, *Urban Economic Theory*, Cambridge, Ma : Cambridge University Press, 1989.
- Krugman, P., "Increasing Returns and Economic Geography," *Journal of Political Economy*, Vol. 99, 1991, pp. 283~299.
- _____, "A Dynamic Spatial Model," 1992, NBER Working Paper #4219.
- Lucas, R. E., Jr., "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, 1988, pp. 3~42.
- Rivera-Batiz, F., "Increasing Returns, Monopolistic Competition, and Agglomeration Economies in Consumption and Production," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 18, 1988, pp. 125~154.
- Romer, P., "Increasing Returns and Long Run Growth," *Journal of Political*

Economy, 1986, pp. 1002~1037.

_____, "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*,
Vol. 98, 1990. S71~S102.

韓國輸出商品에 대한 美國의 反덤핑 및 相計關稅 賦課調查에 관한 決定要因 分析: 巨視經濟的 要因

馬 在 信*

要 約

한국의 대미 수출은 미국의 빈번한 반덤핑관세나 상계관세 부과 조치에 의해 지난 20여 년간 큰 타격을 받아 왔다. 본 연구에서는 미국무역위원회의 한국수출상품에 대한 반덤핑관세 및 상계관세의 부과조사는 보호무역압력이 어떤 거시경제변수들에 의해 영향받는지에 대한 경험적 연구를 시행해 보았다. 관련되는 변수들은 단위근 검증 결과 모두 I(1)이라고 가정해도 별 무리가 없는 것으로 보인다. 따라서 Johansen 공적분기법에 따라 장기적 균형관계의 존재에 대해 살펴 보았다. 경험적 연구 결과 미국의 실질 GDP증가율이 저하될수록, 그리고 한국에 대한 미국의 양국간 무역수지가 악화될수록, 미국의 한국수출상품에 대한 보호무역압력이 커진다고 할 수 있다.

I. 序 論

규칙에 근거하며(rule-based) 보다 자유로운 국제무역을 추구하는 GATT/WTO 체제하에서 GATT계약체결국(contracting parties)/WTO회원국들은 1960년대

* 단국대학교 상경학부 부교수. e-mail: mahsong@mail.hitel.net. 본 연구를 진행함에 있어서 단국대학교 대학원의 윤주영 양이 자료 정리에 많은 도움을 준 데 대해 필자는 감사드립니다. 또한 익명의 논평자들에게 깊이 감사드립니다.

의 케네디라운드, 1970년대의 도쿄라운드, 그리고 1986~1994년의 우루과이라운드와 같은 여러 차례의 다자간 통상협상(multilateral trade negotiations)을 통해 관세인하를 단행하였다. 일반적인 관세율 인하로 인한 국내산업피해를 극복하기 위해 여러 국가들은 각종의 비관세 장벽들을 고안, 혹은 강화하곤 했다. 특히 수출국의 행위가 불공정한 경우에는 이러한 불공정수출행위를 상쇄할 수 있는 반덤핑관세(anti-dumping duties)나 상계관세(countervailing duties) 조치가 GATT 이래 허용되어 왔다. 따라서 불공정무역행위를 제재하는 GATT/WTO하의 다자간 무역체제에서 허용되는 합법적 보호무역조치인 반덤핑관세와 상계관세 조치가 특히 1970년대말 이래 빈번히 구사되어 왔다.

한국의 수출대상국 중 가장 큰 비중을 차지해 오고 있는 미국은, 반덤핑관세 및 상계관세 부과를 세계에서 가장 빈번하게 사용해 온 국가로 손꼽혀 왔다. 한국의 대미 수출은 이러한 미국의 빈번한 반덤핑관세나 상계관세 부과 조치에 의해 지난 20여 년간 큰 타격을 받아 왔다. 덤핑된, 혹은 수출국 내에서 보조금을 부여 받고 수입국 내로 수입된 상품으로 인해 국내산업에 실질적 피해(material injury)가 존재하는지 여부에 대한 긍정판정(affirmative decisions)을 미국무역위원회(United States International Trade Commission: U.S. ITC)에서 내리는 경우 미국은 반덤핑관세/상계관세를 부과할 수 있게 된다. 반덤핑관세/상계관세의 부과 결정은 물론 미국의 수입을 억제하는 효과가 있겠으나, 반덤핑관세/상계관세의 부과 결정 이전에 미국무역위원회에서 그러한 조사를 행하는 자체도 Takacs(1981)가 이야기하듯 보호무역적 위협(protectionist threats)을 수출국들에게 가하게 되어 미국은 상당한 수입억제 효과를 얻게 된다고 알려져 있다.

미국무역위원회의 산업피해 조사에 영향을 주는 결정요인들을 밝히고자 하는 경험적 연구들이 1980년대 초반 이래 행해져 왔다. 미국무역위원회의 산업피해 조사에는 미국의 국내 및 대외경제변수들이 영향을 준다고 여겨진다. 그러한 미국무역위원회의 산업피해 조사가 모두 반덤핑관세/상계관세의 부과로 이어지는 것은 아니라 할지라도, 일단 조사가 시작되면 대상품목의 수출이 감소하고, 또한 여러 유형의 비용부담이 관련 수출기업들에게 발생한다는 점에

서 미국무역위원회의 한국에 대한 산업피해 조사 결정이 어떤 변수들에 의해 이루어지는지를 파악하는 것은 한국의 대미수출 증진 측면에서 중요한 작업으로 보인다. 따라서 본 연구에서는 한국의 가장 중요한 수출대상국인 미국의 무역위원회에서 한국수출상품에 대한 반덤핑관세 및 상계관세 부과 관련 산업피해조사를 행하는 것이 어떠한 특징을 나타내고 있는지, 그리고 미국 무역위원회의 한국수출상품에 대한 반덤핑관세 및 상계관세 부과를 위한 산업피해조사 결정이 어떠한 거시경제변수들에 의해 영향받는지 분석하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 GATT/WTO의 반덤핑/상계관세 관련 규범, 그리고 미국무역위원회의 산업피해판정 관련 절차를 살펴 본다. 제Ⅲ절은 미국의 한국수출상품들에 대한 반덤핑 및 상계관세 관련 산업피해조사 사례들의 전반적인 특징들에 대해 정리한다. 제Ⅳ절에는 선행연구들과 대비하여 본 연구의 모형을 제시하고 실증분석 결과들을 수록하며, 제Ⅴ절에서는 본 연구의 주요 내용들을 간략히 요약한다.

Ⅱ. 制度的 背景

국가의 후생을 증진함에 있어서 자유무역이 보호무역보다 우월하다는 점에 대해 대부분의 경제학자들이 반박하지 않고 있으나, 현실 세계의 대부분 국가의 정책결정자들은 어떤 형태로건 보호무역 조치들을 적극적으로 구사해 왔다. 케네디라운드에서 타결된 대폭의 관세 인하로 인해 1960년대말에서 1970년대에 걸쳐 자국 산업을 보호하기 위한 비관세장벽이 당시 GATT계약체결국들에서 높아져 왔다. 1979년 타결된 도쿄라운드는 당시의 GATT계약체결국들에 의해 구사되고 있던 비관세장벽을 완화하기 위한 다자간 통상협상노력이었다고도 볼 수 있을 것이다. 1994년 타결된 우루과이라운드는 서비스무역자유화, 지적재산권 보호 및 농산물무역자유화 등과 같은 자유화의 폭 확대, 관세율의

추가 인하, 분쟁해결기구의 강화, 복수간 협정(plurilateral agreements)을 제외한 제반 협정의 자발적(voluntary)이 아니라 의무적(mandatory)인 준수, 일괄 타결(single undertaking) 원칙에 대한 합의와 같은 특징을 보여 세계화 진전의 한 이정표를 세웠다고 볼 수 있을 것이다.

이러한 일련의 보호무역 감축을 위한 노력에도 불구하고, 다수의 국가들은 반덤핑관세나 상계관세와 같은 다자무역체제 내에서 정당화되는 보호무역조치들을 활발히 구사해 왔고, 이는 1980년대 이후 종전에 비해 오히려 더욱 빈번히 이용되고 있다고 볼 수 있다. GATT 제VI조의 경우 GATT계약체결국/WTO회원국들로 하여금 특정한 조건하에서 무역상대국들의 불공정한 조치들에 대하여 반덤핑관세나 상계관세와 같은, 국가별·기업별로 차별적이고(discriminatory), 덤핑 행위나 보조금 지급으로 인해 형성된 왜곡을 치유하기 위한 수단(remedial measures)을 채택할 수 있도록 허용해 주고 있다. GATT에는 자국민대우에 관한 제III조와 더불어 비차별(non-discrimination)을 표현하는 또 다른 지주로서 모든 계약체결국/회원국들을 동등하게 대우하는 최혜국대우(most-favored-nation) 조항이 있다. GATT 제VI조는 최혜국 대우에 대한 예외조항의 하나에 해당되며¹⁾, 반덤핑관세/상계관세 부과를 위한 기본적인 조건들, 즉, 덤핑마진/보조금지급의 존재, 해당 국내산업에 있어서 상당한 피해(material injury)의 존재, 그리고 덤핑된 수입품/보조금을 지급받은 수입품에 의해 국내 산업이 상당한 피해를 보아야 한다는 인과관계(causal relationship)의 존재가 있어야 한다는 조건들을 규정하고 있다²⁾.

다자간 무역체제의 규범과 마찬가지로 미국의 국내법은 수입품이 미국내 산

-
- 1) 공정한 수출행위에 대하여도 GATT 제XIX조(세이프 가드)에 기술된 조건들이 충족되는 경우 수입국은 국내산업의 심각한 피해(serious injury)를 복구하기 위한 목적에서 보호무역 조치를 취할 수 있다. 이에 대한 제도적 설명은 Lee and Mah(1998)를 참고할 수 있다. Takacs(1981)와 Salvatore(1987)은 세이프가드 조치의 결정요인들을 경험적으로 분석하였다.
 - 2) 우루과이라운드 결과 타결된 WTO의 반덤핑협정 및 보조금과 상계관세에 관한 협정에 대한 제도적 설명으로는 전자의 경우 Palmeter(1995), 후자의 경우 Horlick and Clarke (1994), Zampetti(1995), Collins-Williams and Salembier(1996) 등을 참고할 수 있다.

업에 대해 피해를 입힌 경우 덤핑된/보조금 지급이 된 수입품에 대해 차별적인 관세를 부과할 수 있도록 규정하여 왔다. 덤핑이나 보조금 지급에 의한 수출은 수출국 내에서의 이윤극대화 차원에서 국제가격 차별을 행하는 것이라고도 볼 수 있으나, 수입국의 생산 기반을 말살한 후 독점권을 행사할 목적에서 행하는 약탈적 가격책정(predatory pricing)으로도 볼 수 있기 때문에³⁾, 미국은 덤핑이나 보조금지급을 상쇄하여 동일한 경쟁기반을 확보해 주기 위한(to level the playing field) 목적의 법을 시행해 왔다.

1974년 무역법은 반덤핑에 관한 미국의 관련 무역법들을 크게 수정하게 된다. 그 전의 규정하에서는 미국에서의 상품 판매는 국제가격차별(international price discrimination), 즉, 국내시장에서보다 외국에서 더 낮은 가격으로 판매되는 경우에만 불공정하다고 간주되었다. 1974년 무역법에 따르면 설사 국제가격차별이 존재하지 않는다고 하더라도 외국에서의 판매가격이 비용보다 낮은 경우 반덤핑 관세 부과가 가능하다(actionable)고 허용하였다. 이러한 변화의 결과로서 미국에서는 1975년 이래 반덤핑조사 청원 건수가 현저히 증가하게 되었다⁴⁾.

미국에서 반덤핑의 결정은 여러 단계를 거치게 된다. 외국수출업자들에 의한 덤핑이 발생하고 있다는 업계 등과 같은 이해 당사자의 불만을 상무성(Department of Commerce)이 접수하면, 상무성 내의 무역청(International Trade Administration: ITA)이 덤핑의 발생 여부, 즉, 공정가격 이하 가격에 의한 수출여부에 대한 결정("less than fair value" decision)을 내린다. 다음 단계에서 미국 무역위원회는 그러한 상품수입으로 인해 미국 내 관련 산업에 실질적 피해가 발생했는지 혹은 그러한 위협이 발생했는지를 조사하여 예비판정 및 최종판정을 내린다. 상무성과 무역위원회의 판정이 모두 긍정판정으로 나타나는 경우, 반덤핑관세가 부과될 수 있게 된다.

상계관세의 경우 1890년대 이래 상계관세에 관련된 조항이 미국의 법체계 내에 있을 정도로 역사가 오래 되었으나, 1974년 미 무역법이 개정될 때까지

3) 반덤핑관세부과의 효과에 대한 기본적인 설명은 채욱(1993)을 참고할 수 있다.

4) 미국의 반덤핑법, 상계관세법 및 관련 제도의 보다 상세한 변화 과정에 대하여는 Moore(1992), pp. 450~452 및 Cass and Boltuck(1996)을 참고.

미국에서 상계관세의 사용은 빈번하지 않았다. 1974년 무역법이 상계관세와 관련하여 가장 큰 변화를 겪은 부분은 민간기업이 상계관세부과조사의 청원을 할 수 있는 권한을 부여해 준 데에 있다고 볼 수 있다. 이에 따라 미국의 상계관세 조사 및 부과 건수는 극적으로 증가하게 되었으며, 상계관세에 대한 국제적 관심이 이때부터 부쩍 제고되었다(Collins-Williams and Salembier (1996), p. 7). 상계관세 부과와 관련하여 반덤핑관세 부과조사의 경우와 대체로 유사한 과정을 거치게 된다.

Ⅲ. 美國의 우리 나라 輸出에 대한 反덤핑/相計關稅賦課 調査의 全般的 特徵

1. 反덤핑關稅賦課 調査의 傾向

1987년부터 1997년의 기간중 GATT계약체결국/WTO회원국들의 반덤핑조사는 총 2,196건, 즉 연평균 약 200건의 반덤핑조사가 이루어지고 있다. 그 중 미국은 세계 전체 반덤핑조사 건수의 18퍼센트를 차지하여 가장 빈번하게 반덤핑관세를 이용하는 국가로 기록되고 있다. 반덤핑조사의 대상이 되는 국가들로는 중국의 11퍼센트, 미국 9퍼센트에 이어 한국에 대한 반덤핑조사가 6퍼센트를 차지하고 있어서 한국은 반덤핑관세로 인해 가장 타격을 많이 받고 있는 국가들 중 하나에 해당한다(Miranda, Torres and Ruiz(1998)).

미국무역위원회의 한국에 대한 반덤핑조사는 1976년 화학조미료 글루탐산나트륨(monosodium glutamate: MSG)이 예비긍정판정을 받은 이래 현재까지 한국의 대미수출은 매우 빈번히 덤핑관세부과의 대상이 되어 왔다. 1976년부터 1998년까지의 기간 동안 49건의 예비조사와 31건의 최종조사가 이루어졌고, 총 80건의 반덤핑관세부과조사 건수들 중 78%의 경우에 긍정판정이 내려졌다. 산업별로는 반덤핑관세부과 조사의 40%가 철강산업에 집중되었고, 화학·기계

및 전기전자산업이 약 43%를 차지하였다. 무역위원회 위원들의 판정에 있어서 민주당 소속과 공화당 소속 위원들 간의 한국 수출에 대한 산업피해 긍정판정의 비율의 차이는 민주당 소속위원들의 긍정판정 비율이 2~3% 정도 더 높게 나타나고 있으나(윤주영(2000)), 이것이 그리 현저한 차이라고는 볼 수 없는 것으로 보인다.

2. 相計關稅賦課調査의 傾向

반덤핑관세와는 달리 상계관세의 경우 미국은 거의 유일한 상계관세의 주요 부과국이었다. 예를 들어 1979~1988년의 기간중 미국은 전세계 상계관세부과의 86%를 차지할 정도로 거의 대부분의 상계관세가 미국에 의해서만 이용될 정도였다(Trebilcock and Howse(1995)). 최근 10여 년간에는 미국 이외의 국가들도 상계관세를 활발히 이용하게 되었다. 1989~1993년의 기간중, 미국이 발동한 비중은 세계의 모든 국가들에 의해 부과된 상계관세부과 건수들 중 43%를 차지하여 비록 그 상대적 비중은 낮아진 셈이나, 여전히 미국은 다른 어떤 국가들보다도 현저하게 상계관세를 많이 이용하고 있는 셈이다(Marvel and Ray(1995)).

1977~1998년의 기간중 미국 무역위원회는 545건의 상계관세부과조사를 행하였다. 1982년 한국수출에 대한 첫 상계관세부과조사가 행해진 이래 1998년까지 27건의 상계관세부과조사가 한국의 수출에 대하여 행해졌으며, 이는 미국 상계관세부과조사의 약 5%가 한국수출에 대한 것이라고 할 수 있다. 이는 브라질(10% 이상을 차지함), 프랑스, 이탈리아, 캐나다, 독일, 스페인, 영국 다음의 비중을 차지하는 셈이어서 한국이 미국의 주요 상계관세부과 대상국의 하나라는 것을 알 수 있다. 동 기간중 미국의 한국에 대한 상계관세의 부과는 약 70%가 철강산업에 집중되고 있다. 무역위원회 위원들의 판정에 있어서 민주당 소속과 공화당 소속 위원들 간의 한국 수출에 대한 상계관세 부과조사시 산업피해 긍정판정의 비율은 공화당 소속위원들이 75%, 민주당 소속위원들이 73%로서 유의미한 차이가 있지는 않다고 보인다(U.S. ITC(1976~1998)).

IV. 模型과 實證分析 結果

1. 先行研究

GATT/WTO규범에 규정되어 있는 반덤핑/상계관세 관련 내용은 상당 부분에 애매하기 때문에 GATT/WTO의 계약체결국/회원국들은 현실적으로 상당한 자의성을 갖고 규정들을 해석해 왔다. 미국무역위원회의 산업피해판정기준도 역시 많은 애매모호함을 갖고 있는 것으로 보인다. 따라서 반덤핑이나 상계관세와 관련된 경우에 있어서 미국무역위원회의 판정은 주관적 판단이 많이 개재된 채 내려지는 것으로 인식되고 있다. 미국무역위원회 위원들의 판단에는 정치적 로비의 측면과 거시경제변수들의 변화가 영향을 준다고 여겨진다. 한편, 위원들에 의한 산업피해조사는 그 자체로서도 수출국들에게 보호무역의 위협으로 받아들여진다.

본 연구에서는 미국무역위원회의 조사라고 하는 보호무역의 위협이 어떤 거시경제변수들에 의해 영향받는지를 살펴 보고자 한다. 우리는 우선 미국의 대외 및 대내경제 여건이 어려운 상황일 때에 보호무역의 압력이 많이 가해질 것으로 생각할 수 있다. 따라서 무역수지와 같은 대외여건을 나타내는 변수와 실업률이나 GNP증가율과 같은 국내 경제여건을 나타내는 변수들이 미국무역위원회의 조사결정에 영향을 주리라고 예상할 수 있을 것이다. Takacs(1981), Finger, Hall and Nelson(1982), Feigenbaum, Ortiz and Willett(1985), Salvatore(1987), Moore(1992), Baldwin and Steagall(1994), Hansen and Prusa(1996), Leidy(1997)와 Mah(2000a)는 이러한 국내 및 대외 경제여건을 나타내는 변수들이 미국무역위원회 위원들의 결정에 미치는 영향을 점검하기 위하여 회귀분석을 사용하였다. 한편, Mah(2000b)는 미국의 반덤핑 긍정판정비율과 거시경제변수들 간의 관계를 공적분기법으로 분석하였다.

이러한 선행연구들 중 미국무역위원회의 보호무역조치와 관련된 행동양상을

최초로 계량적으로 분석한 Takacs(1981)는 통상최소자승법(OLS)을 이용하여 세이프가드 요청 건수와 세이프가드 산업피해 긍정판정 비율의 결정요인들을 밝히고자 하였다. Takacs(1981)는 실질 GNP의 수준이 높을수록 세이프가드는 적게 발동된다는 것을 보였다. 또한, 보호무역에 대한 압력(pressure for protectionism)과 보호무역조치 그 자체 모두가 무역적자가 클수록, 그리고 수입침투도(the degree of import penetration), 즉, 수입의 소비에 대한 비율이 더 높을수록 더 커진다는 것을 보였다. Feigenbaum, Ortiz and Willett(1985)는 Takacs(1981)의 분석이 변수선택에 대해 민감하게 반응하며(sensitive to the specifications), 기업별 및 산업별 특성에 비해 전체적 경제여건의 중요성을 지나치게 강조했다라는 점을 지적하였다. Salvatore(1987)는 동일한 분석대상에 대하여 연립방정식체계를 사용하여 분석한 결과 GNP만이 통계적으로 유의미하지는 않다고 하더라도 예상한 바의 부호를 나타내었고, 어떤 대외경제여건을 나타내는 변수들도 예상했던 효과를 보이지 않았다는 것을 보였다.

Finger, Hall and Nelson(1982)은 반덤핑과 상계관세의 긍정판정비율에 대한 정치적 및 경제적 변수들의 영향을 밝히고자 하였다. 그들은 자본저량의 규모, 산업집중도(industry concentration)와 미국의 무역상대국들에 대한 수출, 노동자들의 평균임금수준과 같은 변수들이 산업피해 긍정판정 비율에 영향을 준다는 것을 보였다. Moore(1992)는 반덤핑조사에 있어서 미국무역위원회 위원들의 투표 형태를 점검하였다. 그는 미국의 관련 반덤핑법에 명시된 피해판정요인들과 아울러 그와 같이 규정되어 있지 않은 요인들에 대하여도 점검하였다.

Baldwin and Steagall(1994)은 probit모형을 1980~1990년의 기간에 대하여 적용하여 미국무역위원회의 반덤핑 및 상계관세에 관한 산업피해의 긍정판정의 비율을 분석하였다. 그들은 특정 수입침투도(import penetration ratio)와 가장 최근의 가동률의 변화와 같은 변수들이 반덤핑관세와 상계관세의 산업피해 조사시 긍정판정비율을 결정하는 데에 유의미하다는 점을 보였다. Hansen and Prusa(1996)는 1984년 무역법에서 도입된 누적조항이 미국의 반덤핑 산업피해 조사에 있어서 유의미성을 지니는지에 대하여 분석하였다. 그들은 수입품의 시장점유비(import market share)가 미국무역위원회의 반덤핑산업피해 결정을

유의미하게 설명한다는 점을 보였다. 아울러 미의회 세입세출위원회 소속의원들의 지역구와 관련이 있는 산업들이 보호무역조치를 받을 가능성이 크다는 점을 보였다.

Leidy(1997)는 산업보호에 대한 청원(petitions for protection)의 건수로서 반덤핑관세 및 상계관세하의 보호무역압력의 정도를 측정하고 그 압력의 거시경제적 결정요인들을 분석하고자 하였다. 그는 반덤핑관세나 상계관세부과와 같은 최종적인 보호무역적 행동이 보호무역의 효과를 과소평가하게 할 수 있다는 점에서 실제 부과(action)가 아니라 청원 건수(petitions)에 집중했다. 그는 기존 선행연구들과는 달리 단위근 검증을 수행하였고, Augmented Dickey-Fuller test에 의해 관련된 모든 변수들이 그 자체로서는 단위근 가설이 기각되지 않으나, 그 1차 차분된 형태는 안정적이라는 것을 보였다. 이에 따라 Leidy(1997)는 모든 식을 1차 차분된 형태로서 추정하였다. 추정된 결과에 따르면 1980~1995년의 기간에 있어서 반덤핑관세/상계관세의 청원 건수는 실업률이나 가동률과 같은 국내의 거시경제변수들의 움직임에 통계적으로 유의미하게 반응한다는 것을 보였다. 반면, Leidy(1997)의 결과에 의하면, 수입침투도나 무역수지와 같은 대외경제변수들은 반덤핑과 상계관세의 부과 청원 건수를 설명하는 데에 유의미하지 않다고 한다.

본 연구는 산업보호에 대한 청원 및 그에 따른 미국 무역위원회의 산업피해조사 건수로서 반덤핑관세 및 상계관세하의 보호무역압력의 정도를 측정하고 그 압력의 거시경제적 결정요인들을 분석하고자 한다는 점에서 개념상 Leidy(1997)와 문제의식을 같이 한다. 단, 본 연구에서는 Leidy(1997)와는 달리 미국의 한국에 대한 보호무역압력에 집중하여 그 거시경제적 결정요인들을 분석하고자 한다는 데에서 차이가 있다. 또한, Leidy(1997)가 1차 차분된 변수들에 의한 통상최소자승법을 사용하는 데 비해, 본 연구에서는 이용 가능한 정보를 놓치지 않기 위해 공적분기법을 사용한다.

Mah(2000b)는 보호무역압력이 아니라 미국무역위원회의 반덤핑 산업피해 긍정판정비율이 미국의 실질 GDP증가율이나 무역수지와 같은 거시경제변수들에 의해 설명될 수 있는지를 통상최소자승법과 공적분기법으로 분석하였다.

1975~1996년 기간에 대한 연간 자료를 이용하여 분석한 경우, 그러한 비율은 미국의 실질 GDP증가율과 대외 총 무역수지에 의해 설명될 수 있다는 것이 보여졌다.

분석의 대상국가가 동아시아의 특정 지역이나 국가로 한정된 연구로서는 Nam(1993)의 경우 미국의 한국에 대한 반덤핑관세부과의 건수 및 산업별 추이에 대한 정리가 행해진 바 있고, Mah(1999)는 아세안 국가들에 대한 미국의 반덤핑관세부과 결정에 대하여 Nam(1993)과 유사한 방식의 분석을 행하였다. Nam(1993)이나 Mah(1999)는 엄밀한 실증분석을 의도한 것이라고는 할 수 없고 변화양상에 대한 평면적 기술에 그쳤다고 볼 수 있다. Mah(2000a)는 동북아시아 개도국들에 대한 미국의 반덤핑관세부과시 거시경제변수들의 영향을 분석하였다. Mah(2000)는 반덤핑관세부과의 긍정판정비율이라는 보호무역의 실제부과와 관련된 행동을 분석하고자 하였으며, 허구적 회귀(spurious regression)의 문제를 무시하고 관련 변수들의 수준 자체에 대하여 통상최소자승법으로 추정하는 데에 그쳤다는 한계를 지닌다. 본 연구가 반덤핑뿐만 아니라 상계관세의 경우도 포함한다는 점, 산업피해조사 건수라고 하는 보호무역의 압력을 분석한다는 점, 그리고 허구적 회귀의 문제를 고려하여 분석한다는 점에서 차이가 있다. 앞의 두 가지 점에서, 그리고 한국의 대미수출이 분석대상이라는 점에서 본 연구는 또한 Mah(2000b)와 다르다고 볼 수 있다.

2. 模 型

본 연구에서는 미국의 보호무역압력에 영향을 줄 수 있는 국내경제변수로서 실질 GDP증가율과 실업률, 대외경제변수로서는 미국의 총 무역수지, 양국간 무역수지 및 수입침투도를 사용하고자 한다. 따라서 미국무역위원회의 반덤핑 및 상계관세 부과와 관련된 산업피해조사의 건수가 미국의 거시경제변수들에 의해 영향받는 관계는 다음과 같이 설정된다.

$$NAC(t) = a + bGDP(t) + cUN(t) + dTB(t) + eIPR(t) + u(t) \quad (1)$$

$$NAC(t) = a + bGDP(t) + cUN(t) + dTB(t) + eIPR(t) + fNAC(t-1) + u(t) \quad (2)$$

위에서 NAC는 미국무역위원회에서 반덤핑 및 상계관세와 관련된 산업피해 조사가 행해진 건수, GDP는 실질 GDP증가율, UN은 실업률, TB는 미국의 무역수지(경우에 따라서는 미국의 한국에 대한 양국간 무역수지인 BTB를 사용함), IPR는 미국의 수입침투도(= 수입액/GDP)를 나타내며, u 는 일반적으로 정의되는 오차항을 나타낸다. 통계자료들은 NAC의 경우 U.S. ITC의 Annual Reports 1976~1998에서, 그리고 다른 변수들은 통계청의 자료(1999)를 이용하였다. 식 (1)은 당해 연도의 거시경제변수들에 의해 보호무역의 압력이 결정됨을 나타내며, 식 (2)는 시차를 갖는 반응을 고려하여 당해 연도뿐 아니라 과거 연도의 변수들도 기하학적으로 감소하는 가중치(geometrically declining weights)를 갖고 보호무역압력에 영향을 준다는 것을 나타낸다.

위의 식 (1)과 식 (2)에서 GDP의 증가는 미국의 경기호황으로 말미암아 보호무역압력을 약화시킬 수 있으므로 $b < 0$, UN의 증가는 반대의 이유에서 보호무역압력을 강화시킬 것이므로 $c > 0$ 를 예상할 수 있다. 대외경제변수들의 영향이 미칠 경우, 미국의 무역수지가 개선됨에 따라 보호무역의 압력이 약화될 것으로 본다면 $d < 0$, 그리고 수입침투도가 커질수록 보호무역의 압력이 강화될 것으로 간주하여 $e > 0$ 로 예상해 볼 수 있을 것이다.

3. 實證分析結果

앞의 예상이 타당한지를 점검하기 위해 1976~1998년의 23년간 연간자료를 사용하여 통상최소자승법에 의해 얻은 결과는 <표 1>에 나타나는 바와 같다. 국내경제변수의 경우 실질 GDP 증가율은 상식적으로 생각할 수 있는 어떠한 유의수준하에서도 통계적으로 유의미한 결과를 보이지 않는다. 반면 실업률은 1% 유의수준에서도 통계적으로 유의미하며, 예상했던 부호를 나타낸다. 대외경제변수로서 미국의 총 무역수지를 쓴 경우에는 우선 우변에 종속변수의 1년 시차항을 삽입하지 않고 추정한 결과를 보면 1% 유의수준에서도 유의하며, 미국의 무역수지가 악화되는 경우 보호무역압력이 크게 나타나서 예상했던 부호

<표 1> 통상최소자승법에 의한 추정결과

식	상수항	GDP	UN	TB	BTB	IPR	NAC (t-1)	R ²
<1>	-14.746 (-1.005)	0.227 (0.650)	2.354 (2.935)	-0.048 (-3.119)		-0.266 (-0.216)		0.499
<1>'	-52.144 (-3.108)	0.473 (1.318)	3.054 (3.391)		-0.453 (-2.609)	3.828 (3.096)		0.440
<2>	-12.610 (-0.818)	0.287 (0.750)	2.187 (2.482)	-0.042 (-2.072)		-0.345 (-0.256)	0.082 (0.342)	0.505
<2>'	-41.568 (-2.032)	0.389 (0.960)	2.557 (2.433)		-0.328 (-1.501)	2.970 (1.896)	0.214 (0.928)	0.450

註 : 괄호 안의 값은 추정된 회귀계수의 t 통계량임.

資料 : U.S. ITC, *Annual Reports*, 1976~1998.

를 보인다. 이러한 결과는 우변에 종속변수의 1년 시차항을 삽입한 경우에도 대체적으로 유사한 결과를 보여준다. 수입침투도의 증가는 보호무역압력을 크게 하는 경향이 있을 것으로 예상하였으나, 총 무역수지와 함께 추정하는 경우의 추정결과에 의하면, 별로 유의미하지 못한 것으로 나타난다.

관련 무역수지로서 미국의 총 무역수지가 아니라 한~미간의 양국간 무역수지를 사용한 경우에는 양국간 무역수지와 수입침투도 모두 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미하며, 예상했던 바의 부호를 보여준다. 우변에 종속변수의 1년 시차항을 삽입한 경우 전반적인 설명력을 현저히 개선시키지는 않는 것으로 보인다. 또한, 이 경우 양국간 무역수지와 수입침투도의 통계적 유의미성은 더 떨어지는 것으로 나타난다.

이러한 통상최소자승법을 적용한 결과를 종합하여 보자면, 국내경제변수로서 실질 GDP증가율보다는 실업률이 미국의 한국에 대한 보호무역압력의 변화 양상을 설명하는 데에 보다 유효한 것으로 나타난다. 대외경제변수로서는 미국의 총 무역수지의 변화가 미국의 한국에 대한 보호무역압력을 설명하는 데

에 보다 유효한 것으로 보이나, 양국간 무역수지나 수입침투도의 경우에는 설명의 유의미성을 일방적으로 판단하기에 곤란한 상황으로 보인다.

각 설명변수들이 반덤핑과 상계관세의 산업피해조사 건수에 미치는 영향을 분석하는 데에 있어서 각 변수들이 불안정적인 경우에는 회귀분석의 결과가 익히 알려져 있다시피 허구적 회귀의 결과를 가져다 줄 수 있으므로 단위근 검증(unit root test)을 시행해 보기로 하였다. 각 변수들에 대하여 Augmented Dickey-Fuller test를 시행하고 Akaike's Information Criterion과 Schwarz criterion에 의한 최적 시차(optimal lags)를 선택한 결과⁵⁾는 <표 2>에 나타나는 바와 같으며, 총 무역수지를 제외한 모든 변수들이 5% 유의수준을 이용할 때 I(1)이라고 볼 수 있다. 총 무역수지의 경우에도 통계적 유의수준을 다소 완화하는 경우 I(1)이라고 가정해도 별 지장이 없으므로, 본 연구에 관계되는 모든 변수들이 I(1)이라고 가정해도 무리가 없는 것으로 보인다.

본 연구에 관련된 변수들이 모두 I(1)이라고 한다면, <표 1>에서와 같은 회귀분석 결과는 허구적 회귀의 결과일 수 있으므로 그릇된 결론을 제시해 줄 수 있다. 관련된 변수들 간에 최소 하나의 공적분벡터가 존재한다면, 관련 변수들이 불안정적이라고 하더라도 해당 변수들 사이에 장기균형관계가 있게 된다. 따라서 관련된 거시경제변수들과 보호무역압력변수 간의 장기균형관계의

<표 2> Augmented Dickey-Fuller test 결과

변 수	수준 형태	1차 차분 형태
NAC	-2.785	-3.336*
GDP	-3.121*	-4.158**
UN	-2.197	-3.443*
TB	-0.053	-2.313
IPR	0.691	-3.334*
BTB	-1.416	-3.644*

註: *는 5%, **는 1% 유의수준에서 유의미함을 나타냄.

5) 두 개의 기준 모두 본 연구에서는 동일한 최적시차를 보여 주었다.

성립 여부를 점검하고 공적분벡터를 추출하기 위하여 Johansen(1988, 1991) 공적분기법을 적용해 보기로 한다.

Johansen 공적분기법을 적용한 결과는 <표 3>과 <표 4>에 나타난다. <표 3>은 보호무역압력변수와 실질 GDP증가율이나 실업률과 같은 대내경제변수들 간의 관계에 대한 Johansen 공적분 검증결과를 나타낸다. 이에 따르면 NAC와 GDP 간에는 공적분벡터가 존재하나, NAC와 UN 간에는 5% 유의수

<표 3> Johansen 공적분검증 결과: 보호무역압력과 미국의 국내 거시경제변수

귀무가설: r = 공적분 벡터의 수	Likelihood ratio statistic	추정된 공적분벡터				Log likelihood
		NAC	상수항	GDP	UN	
r = 0 r ≤ 1	24.264** 9.613**	1.0	-9.324	1.678		-97.961
r = 0 r ≤ 1	13.218 3.397	1.0	-2.463		-0.323	-77.064

註: *는 5%, **는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함을 나타냄.

<표 4> Johansen 공적분검증 결과: 보호무역압력과 미국의 대외 거시경제변수

귀무가설: r = 공적분 벡터의 수	Likelihood ratio statistic	추정된 공적분벡터					Log likelihood
		NAC	상수항	TB	BTB	IPR	
r = 0 r ≤ 1	11.225 0.001	1.0	-5.197	-0.005			-143.633
r = 0 r ≤ 1	19.033* 6.119*	1.0	-5.922		0.386		-100.155
r = 0 r ≤ 1	9.220 0.826	1.0	-1.550			-33.819	24.992

註: *는 5%, **는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함을 나타냄.

준에서 공적분벡터가 존재하지 않는 것으로 나타난다. 따라서, 한국수출상품에 대한 미국의 보호무역압력과 미국의 실질 GDP증가율 간에는 장기균형관계가 성립하나, 미국의 한국수출에 대한 보호무역압력과 미국의 실업률 간에는 장기균형관계가 성립하지 않는다고 볼 수 있다. 즉, 이는 미국의 관련 업계 등 제조자들의 반응이 실질 GDP변화율에 대해 민감하다는 것을 의미한다. 양적인 측면에서 보자면, 미국의 실질 GDP증가율이 1% 증가함에 따라 한국의 대미수출에 대한 반덤핑/상계관세부과 조사 건수가 연평균 약 1.7건 준다고 할 수 있다.

<표 4>는 보호무역압력변수와 미국의 총 무역수지, 양국간 무역수지, 그리고 수입침투도와 같은 대외경제변수들 간의 관계에 대한 Johansen 공적분 검증결과를 나타낸다. 이에 따르면 NAC와 BTB 간에는 공적분벡터가 존재하나, NAC와 TB 혹은 IPR 간에는 5% 유의수준에서 공적분벡터가 존재하지 않는 것으로 나타난다. 따라서, 한국의 대미수출에 대한 미국의 보호무역압력과 양국간 무역수지 간에는 장기균형관계가 성립하나, 미국의 한국수출에 대한 보호무역압력과 미국의 총 무역수지나 수입침투도 간에는 5% 유의수준에서 장기균형관계가 성립하지 않는다고 볼 수 있다. 양적으로는 미국 기준으로 한국에 대한 양국간 무역수지가 10억달러 개선됨에 따라 한국수출에 대한 반덤핑/상계관세 조사는 연평균 0.4건 정도 준다는 것을 알 수 있다.

<표 3> 및 <표 4>에 나타나는 내용은 관련되는 여러 변수들 간의 공적분 관계를 동시에 검증해 보는 여러 경우에도 질적으로 동일한 결론을 가져다 줄 수 있다. <표 5>는 보호무역압력과 실질 GDP증가율 및 양국간 무역수지 간에 장기균형관계가 성립함을 보여주고 있으나, 보호무역압력과 실업률 및 총무역수지 간에는 어떠한 그럴듯한 유의수준하에서도 장기균형관계가 성립하지 않음을 나타낸다. <표 3>부터 <표 5>까지의 결과를 종합해 보면, 미국의 보호무역압력은 거시경제변수들 중 실질 GDP증가율 및 양국간 무역수지에 의해 주로 영향받는다라는 것을 알 수 있다. 또한, 실질 GDP증가율이 1% 증가시 반덤핑 및 상계관세 조사 건수는 약 1.7~3.1건 줄게 되고, 양국간 무역수지가 10억달러 개선됨에 따라 총 조사 건수는 약 0.4건 정도 준다는 것을 알 수 있다.

<표 5> Johansen 공적분검증 결과: 보호무역압력과 대내외 거시경제변수

귀무가설: r = 공적분 벡터의 수	Likelihood ratio statistic	추정된 공적분벡터						Log likelihood
		NAC	상수항	GDP	UN	BTB	TB	
r = 0	37.628**							-118.713
r ≤ 1	16.656*							
r ≤ 2	2.581	1.0	-13.046	3.134		0.389		
r = 0	24.994							-156.713
r ≤ 1	8.903							
r ≤ 2	0.027	1.0	17.615		-2.677		0.039	

註 : *는 5%, **는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함을 나타냄.

이러한 공적분검증결과를 변수들의 불안정성으로 인한 문제를 고려하지 않은 통상최소자승법에 의한 분석결과와 비교해 보자면, 대부분의 기존 연구들이 행한 바와 마찬가지로 통상최소자승법을 시행한 경우에는 실업률이나 총 무역수지가 통계적으로 유의미한 것처럼 보였다. 이 경우와는 달리 공적분검증을 행한 결과, 실업률이나 총 무역수지는 한국의 대미수출상품에 대한 반덤핑관세나 상계관세 부과와 같은 보호무역 압력에 영향을 주지 않는 것으로 나타난다. 공적분검증의 결과 실질 GDP증가율이 감소하거나 양국간 무역수지가 미국의 입장에서 악화됨에 따라 한국의 대미수출상품에 대한 미국의 보호무역압력이 증가한다고 볼 수 있을 것이다. 이와 같은 본 연구결과는 기존 연구들에 비해 방법론에 있어서 더 신빙성이 있다고 여겨진다. 즉, 기존 연구결과들은 각 변수들이 갖는 불안정성 문제를 그대로 안고 있거나, 장기균형관계를 포착하지 못하는 데에 반하여, 본 연구에서는 단위근 검증을 통해 안정성 여부를 점검한 후, 변수들 간의 장기적 균형관계, 그리고 공적분벡터를 추출하였기 때문이다.

V. 結 論

미국무역위원회의 반덤핑관세나 상계관세와 같은 보호무역압력에 대한 지금까지의 연구는 한국과 같은 특정 국가에 대한 특수성을 다루지 못했다. 반덤핑/상계관세와 같은 수입규제는 그 어떤 수출국에도 해당 산업에 큰 타격을 가할 것이나, 특히 한국과 같이 미국의 차별적인 반덤핑관세 및 상계관세 부과에 의해 수출이 빈번하게 타격을 받는 국가의 입장에서는 미국경제가 어떤 상황일 때에 한국에 대한 그러한 보호무역압력을 강화하는가에 대한 연구가 필요하다고 볼 수 있다. 본 연구에서는 이러한 문제의식에 따라 한국의 대미 수출상품에 대한 미국무역위원회의 반덤핑관세 및 상계관세의 부과조사라는 보호무역압력이 어떤 거시경제변수들에 의해 영향받는지에 대한 경험적 연구를 시행해 보았다.

관련되는 변수들은 단위근검증 결과 모두 불안정적인 것으로 나타나며, 또한 모두 $I(1)$ 이라고 가정해도 별 무리가 없는 것으로 보인다. 따라서 Johansen 공적분기법에 따라 장기적 균형관계의 존재에 대해 살펴 보고, 공적분벡터를 추출해 본다. 검증 결과 미국의 한국에 대한 보호무역압력은 미국의 실질 GDP증가율 및 한-미 양국간 무역수지와 장기균형관계를 갖는다는 것을 알 수 있다. 즉, 미국의 실질 GDP증가율이 저하될수록, 그리고 한국에 대한 미국의 양국간 무역수지가 악화될수록, 한국의 대미수출상품에 대한 미국의 보호무역압력이 커진다고 할 수 있다.

參 考 文 獻

- 윤주영, 「미국의 한국수출에 대한 반덤핑조사의 특징에 관한 연구」, 단국대학교 경영학석사 논문, 2000. 6.
- 채 욱, 『GATT 및 주요선진국의 반덤핑제도와 우리나라 제도의 개선방안』, 대외경제정책연구원, 서울, 1993.
- 통계청, 『한국주요경제지표』, 서울, 1999.
- Baldwin, Robert E. and Jeffrey W. Steagall, "An Analysis of ITC Decisions in Antidumping, Countervailing Duty and Safeguard Cases," *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1994.
- Cass, Ronald A. and Richard D. Boltuck, "Antitrust and Countervailing -Duty Law: The Mirage of Equitable International Competition," in Bhagwati, Jagdish and Robert E. Hudec, eds., *Fair Trade and Harmonization*, Vol. 2, The MIT Press: Cambridge, 1996.
- Collins-Williams, Terry and Gerry Salembier, "International Disciplines on Subsidies," *Journal of World Trade*, February 1996.
- Feigenbaum, S., H. Ortiz and T. D., Willett, "Protectionist Pressures and Aggregate Economic Conditions: Comment on Takacs," *Economic Inquiry*, January 1985.
- Finger, J. M., H. Keith Hall, and Douglas R. Nelson, "The Political Economy of Administered Protection," *American Economic Review*, June 1982.
- Hansen, Wendy L., and Thomas J. Prusa, "Cumulation and ITC Decision -making: The Sum of the Parts is Greater than the Whole," *Economic Inquiry*, October 1996.
- Horlick, G. and P. Clarke, "The 1994 WTO Subsidies Agreement," *World*

Competition, June 1994.

Johansen, S., "Statistical analysis of cointegration vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988.

_____, "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models," *Econometrica*, 1991.

Lee, Y. S. and Jai S. Mah, "Reflections on the Agreement on Safeguards in the WTO," *World Competition*, December 1998.

Leidy, Michael P., "Macroeconomic Conditions and Pressures for Protection Under Antidumping and Countervailing Duty Laws: Empirical Evidence from the United States," *IMF Staff Papers*, March 1997.

Mah, Jai S., "The United States' Antidumping Decisions against ASEAN Countries," *ASEAN Economic Bulletin*, April 1999.

_____, "The United States' Antidumping Decisions against the Northeast Asian Dynamic Economies," *The World Economy*, May 2000a.

_____, "Antidumping Decisions and Macroeconomic Variables in the United States," *Applied Economics*, 2000b.

Marvel, Howard P. and Edward John Ray, "Countervailing Duties," *Economic Journal*, November 1995.

Miranda, J., R. A. Torres, and M. Ruiz, "The International Use of Antidumping: 1987~1997," *Journal of World Trade*, October 1998.

Moore, Michael O., "Rules or Politics? An Empirical Analysis of ITC Anti-dumping Decisions," *Economic Inquiry*, July 1992.

Nam, Chong-Hyun, "Protectionist U.S. Trade Policy and Korean Exports," in Takatoshi Itoh and Anne O. Krueger, eds., *Trade and Protectionism*, The University of Chicago Press: Chicago, 1993.

Palmeter, David, "A Commentary on the WTO Anti-Dumping Code," *Journal of World Trade*, August 1996.

Salvatore, Dominick, "Import Penetration, Exchange Rates, and

Protectionism in the United States,” *Journal of Policy Modeling*,
Spring 1987.

Takacs, Wendy E., “Pressures for Protectionism: An Empirical Analysis,”
Economic Inquiry, October 1981.

Trebilcock, Michael J. and Robert Howse, *The Regulation of International
Trade*, Routledge: London, 1995.

United States International Trade Commission(U.S. ITC), *Annual Reports
1976-1998*, Washington, D.C., 1976~1998.

Zampetti, Americo B., “The Uruguay Round Agreement on Subsidies,”
Journal of World Trade, December 1995.

同次性, 實質殘高效果와 古典派的 二分法

張世珍*

要約

이 글의 목적은 교과서의 해석에 따른 고전파적 이분법의 무효성을 보이고, 초과 수요함수의 0차 동차성으로부터 유효한 이분법을 도출하는 데 있다. 대부분의 경제학 교과서에서는 일반균형이론이 실물변수를 결정하고, 화폐수량설이 명목변수를 결정하는 것으로 고전파적 이분법을 해석하고 있다. 이러한 해석은 수직인 총 공급곡선과 쌍곡선의 총 수요곡선으로 표시된다. 그러나, 일반균형이론과 결합되면, 화폐수량설은 화폐의 일정 비례 부분이 소비자에게 기말화폐잔고로 수요되는 것을 의미하며, 이는 기초 화폐량의 변화가 예산제약식에 따라 실물변수인 노동-소비에 영향을 미쳐야 된다는 것을 의미한다. 이는 고전파적 이분법의 결론에 배치되며, 따라서 교과서적 이분법은 논리적 정합성을 갖지 않는다.

유효한 이분법을 정립하기 위하여, 우리는 화폐수량설을 포기하고, 화폐의 수요를 명시적으로 일반균형이론의 체계에 도입하여야 한다. 이 경우, 화폐에 대한 수요는 직접 유동성 선호를 전제하거나, 벨만의 동학계획에 입각한 가치함수의 유동성 선호에 의하여 정당화될 수 있다. 이러한 접목에서 초과수요의 동차성은 화폐수량설의 결론이 수요조건이 아니라, 균형조건으로 성립함을 함축하게 된다.

화폐경제에서 동차성은 모든 가격과 더불어 화폐잔고가 비례적으로 변화하는 것을 요구한다. 화폐잔고의 변화없이 모든 가격이 변할 경우, 실질잔고효과가 발생하게 된다. 이러한 실질잔고효과가 없다면, 물가수준이 결정되지 않는다. 또한, 화폐의 분포가 일정하다면, 실질잔고효과는 화폐량 증가의 효과와 논리적으로 대칭됨이 밝혀진다.

* 인하대학교 교수

I. 序 論

거시경제학 교과서의 전형적인 해석에 의하면, 고전파 경제학에서 화폐는 화폐수량설에 따라 명목변수에만 영향을 미치고, 실물변수에는 영향을 미치지 않는다. 또한, 실물변수는 일반균형이론에 따라 실물요인에 의하여만 결정되므로, 명목변수와 실물변수 사이의 고전파적 이분법(classical dichotomy)의 해석이 완료된다. 예컨대, 사무엘슨의 『경제학』(1995, 601ff.)은 이를 화폐수량설에 의하여 결정되는 직각 쌍곡선인 총 수요곡선과 일반균형이론에 의하여 결정되는 수직인 총 공급곡선으로 요약하여 설명하고 있다. 이러한 이분법은 고전파 경제학의 거시경제학적 요약으로 일반적으로 받아 들여지고 있고, 주의 깊은 검토가 이루어지지 않고 있다. 그 이유는 무엇보다 고전파 경제학은 케인즈 경제학의 정당성을 입증하는 과정에서 비판의 대상으로 검토될 뿐이며, 그 자체가 주의 깊은 검토 대상으로서의 가치는 없다고 여겨진 탓으로 보인다¹⁾.

이 글의 일차적인 목적은 교과서적 고전파 이분법 해석의 論理的 整合性(logical consistency)을 재검토하는 것이다. 두 개 이상의 이론의 집합으로서 어떤 패러다임(paradigm)을 비판할 때, 논리적 정합성을 갖는 하나의 이론으로 재구성할 필요가 있다. 특히, 수요공급분석과 화폐수량설은 관심대상과 연원이 다른 두 개의 이론으로서, 그 자체로서 논리적 정합성을 가질 것을 기대하기 어렵다. 논리적 정합성을 갖지 않는 두 개의 이론을 단순히 접목시킬 때, 이론 체계 내부에 모순이 발생하게 되며, 이로부터 유도된 어떤 정리도 유효성을 잃게 된다는 것은 기호논리학의 메타 정리(meta-theorem)의 중요한 결론이다. 위에서 인용한 고전파 경제학의 이분법 해석은 이러한 정합성의 조건을 충족시키지 못한다는 것, 따라서 무효한 이분법이라는 것이 본고의 첫번째 주요한

1) 케인즈 자신은 고전파 경제학 또는 화폐수량설에 대하여 『화폐론』(1930) 및 『일반이론』(1936)에서 충분한 관심을 기울였다. 다만, 대공황이라는 현실적 상황을 설명하는 데, 또 자신의 주장을 보다 선명히 드러내는 데 집중하여 그것이 소홀히 다루어진 것처럼 보일 뿐이다.

결론이다.

그렇다면, 논리적 정합성을 갖는 일반균형이론과 화폐수량설의 접목이란 어떻게 이루어져야 하며, 또 그 접목에서 고전파적 이분법은 살아 남을 수 있을 것인가? 나아가, 이러한 관점에서 화폐수량설은 어떻게 재해석될 수 있을 것인가?

이 글의 두번째 목적은 논리적 정합성을 갖는 일반균형이론과 화폐수량설과의 접목을 모색하고, 이러한 정합적인 접목에서 고전파적 이분법 또는 화폐수량설의 논리적 위치를 재정립하는 것이다. 일반균형이론과의 접목과정에서 화폐수요가 소득 또는 거래량과 비례적 관계를 갖는다는 의미의 화폐수량설은 파기될 수밖에 없다. 화폐수요함수는 유동성 선호설과 같은 일반적인 형태로 정의되고, 이러한 화폐수요는 왈라스(1926/54)의 재고기능이나 케인즈(1936)의 심리법칙을 전제하지 않더라도, 벨만(1957)의 동학계획의 가치함수로 정당화될 수 있다는 것이 밝혀진다. 다만, 예산제약식에 따라 화폐 및 비화폐상품의 초과수요함수가 화폐경제 고유의 0차 동차성을 갖는다는 사실이 강조된다. 화폐경제에서의 0차 동차성은 실질잔고효과의 존재를 함축하고, 이 실질잔고효과는 화폐가치 또는 물가수준 결정의 안정적인 힘으로 작용한다. 이 안정적인 균형을 전제로 한 비교균형분석에서 화폐량과 물가는 다시 비례적인 관계를 갖게 된다. 결국 고전파적 이분법 또는 화폐수량설은 0차 동차성에 입각한 비교균형분석의 결과로 재해석된다.

동차성의 매력은 가격신축성 유무나 균형 여부, 또는 경제주체의 합리성 여부와는 무관하게 폭넓은 剛健性(robustness)을 지닌다는 점이다. 강건한 동차성에 바탕한 위의 결론은 화폐이론의 미시적 기초, 화폐환상에 바탕을 둔 필립스곡선과 총공급곡선, 따라서 케인지안과 통화주의, 나아가 신케인지안과 신고전학파의 논쟁에 중요한 함축을 갖는다²⁾.

이하 이 글의 구성은 다음과 같다. 다음 절에서는 물물교환경제 및 화폐경

2) 직접적인 함축의 하나는 화폐수량설을 화폐수요이론으로 해석할 수 없다는 것으로, 이는 역설적이지만 프리드만(1957)의 신화폐수량설과 배치된다. 이 점에 대해서는 졸고(2000), 『0차 동차성과 실질잔고효과(2): 신화폐수량설 재해석』의 논의를 참조.

제에서의 초과수요함수의 0차 동차성을 비교분석하고, 화폐경제 특유의 실질 잔고효과를 미시적·거시적으로 분석한다. 이 논의에 바탕하여, 제Ⅲ절에서는 고전파적 이분법에 관한 현대의 거시경제학적 해석이 논리적 정합성을 충족시키지 않으며, 따라서 무효한 이분법임을 보인다. 제Ⅳ절에서는 재고기능적 접근 및 동학계획적 접근을 통하여 화폐경제의 일반균형모형을 구축하며, 그 미시적·거시적 비교균형분석에 의하여 동차성이 화폐-물가의 비례적 관계를 함축함을 보인다. 제Ⅴ절에서 화폐공급경로와 불균형 동학 등의 강건성 문제와 기타의 이론적·정책적 함축을 논의한다. 제Ⅵ절은 요약과 결론으로 이 글을 마무리짓는다.

Ⅱ. 0次 同次性和 實質殘高效果

1. 物物交換經濟의 0次 同次性

l 개의 상품이 있는 물물교환경제를 생각한다³⁾. 이제, $x \in R_+^l$ 을 부존자원 벡터, $z \in R_+^l$ 을 소비상품벡터, $p \in R_+^l$ 을 가격벡터라고 하면, 소비자의 예산 제약은

$$pz \leq px \quad (1)$$

로 주어진다⁴⁾. 이하, 우리의 논의는 이 예산제약의 논리적 함의, 특히 효용극대화, 이윤극대화 등의 최적화나 시장 균형의 구체적 열개와는 무관하게 관찰되는 예산제약의 논리적 함의를 분석하는 데 집중될 것이다. 보통의 논의는

3) 여기서 물물교환경제라 함은 생산의 유무와는 관련없이 상품과 상품의 교환에서 화폐가 개입되지 않는 경제를 의미하며, 후술하는 상품과 상품의 교환에 화폐가 개입되어 판매와 구매가 분리되는 화폐교환경제와 대립되는 개념으로 사용된다.

4) 이후 벡터 사이의 곱은 내적을 의미한다. 즉, $pz = \sum_{j=1}^l p_j z_j$.

최적화, 균형 등의 함축에 가려서, 이 예산제약의 함의를 충분히 드러내지 못하고 있다는 것이 필자의 인식이다.

우선, 이 예산제약에 이미 내포된 기초적 전제를 명확히 해 둘 필요가 있다. 첫째, 단위문제부터 살펴 보자. 가격벡터 \tilde{p} 의 단위는 실제로 사용되는 화폐의 단위가 아니라, 추상적 화폐로 표시된 계산단위(이하 추상적 계산단위라고 부른다)이다. 이 추상적 계산단위로 표시된 가격벡터가 정의되기 위해서는(비화폐) 상품의 단위가 먼저 결정되어 있어야 함은 물론이다. 우리는 상품의 단위가 미리 결정되어 있고, 전체의 논의를 통하여 불변으로 고정시켜 둘 것이다. 둘째, 상품의 범위에 대해서도 유의할 필요가 있다. 기술적으로 상품의 개수 l 이 유한하다는 것은 중요한 제약이 되지는 않는다. 드브루(1959)의 아이디어에 따라 물리적 특성, 품질, 공간, 시간, 상황의 연속적인 차이에 대해서도 구분 인식될 수 없는(perceptionally indistinguishable) 최소한의 원자적 단위로 분할하여 유한성을 확보할 수 있기 때문이다. 그렇다고 해서, 마살이 언급한 양도가능한, 모든 바람직한 것들(alienable desirable things)을 포함할 필요는 없다. 우리는 시장에서 거래되는 상품으로 한정하되, 상품의 물리적 특성뿐만 아니라, 공간적·시간적·상황적 특성에 따른 모든 상품의 구분을 포함하는 것으로 해석한다. 따라서, 드브루(1959)에서와 마찬가지로 위의 가격의 비율은 단순히 현재의 가격비뿐만 아니라, 이자율(다른 시점간 재화의 가격비), 보험료(조건부 상품의 가격비) 등을 포함하고 있다. 셋째, 그리고 마지막으로, 식 (1)은 소유권과 시장의 존재, 소비자의 가격수용, 그리고 거래비용의捨象을 전제하고 있다. 거래비용의 사상은 판매가격과 구매가격이 동일하다는 것으로 압축되어 표현되고 있다.

위의 예산제약은 모든 가격들이 스칼라인 $\lambda > 0$ 에 의해

$$\lambda p_z \leq \lambda p_x \quad (2)$$

로 변환한다. 그렇지만, 식 (1)과 식 (2)는 논리적 동치이며, 기회집합은 달라지지 않는다. 따라서, 이러한 비례적 가격변화에 의하여 개별 소비자의 초과수요

량은 변하지 않고, 초과수요함수⁵⁾는 모든 가격들에 대하여 0차 동차성을 갖는다. 모든 소비자의 초과수요함수가 0차 동차성을 가지므로 시장초과수요함수도 0차 동차성을 갖게 된다. 즉, 시장초과수요함수(※벡터)를 $\zeta: R^l \rightarrow R^l$ 이라고 할 때, 모든 $\lambda > 0$ 에 대하여 식 (3)과 같은 결과가 나온다.

$$\zeta(\lambda p) = \zeta(p) \quad (3)$$

이러한 분석은 부존경제에서만뿐만 아니라, 생산이 있는 물물교환경제에서도 성립한다. 생산요소벡터를 z^- , 생산물벡터를 z^+ 라고 하면⁶⁾, 가격벡터 p 에서 이윤 π 는 다음과 같다.

$$\pi = pz^+ - pz^- \quad (4)$$

가격벡터가 λp 일 때, 이윤은

$$\lambda \pi = \lambda pz^+ - \lambda pz^- \quad (5)$$

로 주어진다. 이는 대소관계를 유지하는 단조증가변환($\lambda > 0$)이므로, 이윤극대화를 위한 투입산출벡터는 식 (4)와 식 (5)에서 변화하지 않는다. 따라서 개별기업의 초과수요량도 변하지 않고, 초과수요함수는 0차 동차성을 갖는다. 이는 기업 전체의 초과수요함수, 또한 시장 전체의 초과수요함수가 가격에 대하여 0차 동차성을 가짐을 의미한다. 즉, 식 (3)은 물물교환하의 생산경제에도 유효하다.

이러한 초과수요함수의 0차 동차성은 여러 가지 방법으로 표현되며 논리적으로 동일하다. (i) 두 개의 상품이 있을 경우, 두 상품의 초과수요는 두 상품

5) 소비자균형점이 유일하지 않을 때는 초과수요대응으로 일반화될 수 있다. 이 경우에도 역시 0차 동차성이 성립한다.

6) Varian(1986)에서와 같이 생산을 벡터 y 로 나타내되, 투입을 $-$, 산출을 $+$ 로 표시하였다고 하자. 이로부터, $z_j^- = \min\{0, -y_j\}$, $z_j^+ = \min\{0, y_j\}$ 가 되도록 투입, 산출벡터를 정의한다.

사이의 상대가격에만 의존한다. 따라서, 거시경제모형에서 흔히 가정되듯이 두 개의 상품으로서 산출물과 노동만이 있을 경우(화폐는 암묵적으로 배제된다), 산출물의 수요나 노동의 공급은 산출물과 노동의 상대가격인 실질임금에만 의존하게 된다. (ii) 임의의 상품을 가치척도(numeraire)로 삼아서 다른 가격을 가치척도인 상품가격과의 비율로 나타낼 수 있다. 즉, $p = (p_1, p_2, \dots, p_\ell)$ 대신, 예컨대 첫 번째 상품을 가치척도로 삼아, $p_j' = p_j/p_1$ 로 표시하여, $p' = (1, p_2/p_1, \dots, p_\ell/p_1)$ 로 나타낼 수 있다(예컨대, 첫번째 상품이 빵이라면, 사과는 빵 두 개, 1시간 노동은 빵 5개 식으로 나타낼 수 있다). 위의 실질임금의 경우, 산출물을 가치척도로 삼아 노동의 가격을 표시한 것으로 볼 수 있다. (iii) 임의의 가중치 $w \gg 0 (w \in R_+^j)$ 에 의한 선형제약 $w \cdot p = 1$ 을 가하여도 좋다. 예컨대, 일반균형이론의 존재증명에서는 흔히 $\iota p = 1$ 8)이라는 제약이 가해지며, 이에 따라 가격벡터는 닫힌 有界(bounded)의 볼록집합(convex set, 즉 가격 심플렉스, price simplex)으로 묘사된다. 이는 복합상품을 가치척도로 삼는 것에 해당한다. (iv) 가치척도는 반드시 상품 중에서 선택할 필요는 없다. 예를 들어, 화폐가 실제로 사용되지 않더라도, 추상적 계산단위로서 화폐를 상정하여 그 화폐단위로 가격을 나타낼 수도 있다. 예를 들어, 위의 산출물과 노동의 가격을 '백원' 단위(예컨대, 빵 1개는 5백원, 사과 1개는 10백원, 1시간 노동은 25백원 식으로 나타낼 수 있다) 또는 '만 기니아' 단위(예컨대, 빵 1개는 5만 기니아, 사과 1개는 10만 기니아, 1시간 노동은 25만 기니아 식으로 나타낼 수 있다)로 측정하여도 좋다.

지금까지의 논의는 화폐환상을 배제한 것이다. 일반적인 의미에서, 화폐환상(money illusion)은 초과수요함수의 0차 동차성이 지켜지지 않는 상태를 말한다. 흔히 노동공급은 실질임금의 함수이며, 따라서 임금-물가의 비례적 변동에 대하여 0차 동차성을 갖는 것으로 전제된다. 그런데 임금과 물가가 비례적으로 상승할 때, 노동자가 화폐임금의 변동은 정확히 인지하는 반면, 물가의 상

7) $w \gg 0$ 은 모든 요소가 양수임을 의미한다.

8) 단, ι (iota)는 모든 요소가 1인 벡터이다.

승을 불완전하게 인지함으로써 실질임금의 상승으로 오인하고 노동공급을 증가시킬 때, 우리는 화폐환상이 있다고 말한다⁹⁾. 이는 케인지안 경제학에서 총공급곡선의 도출 또는 필립스곡선을 설명하는 방안으로 흔히 받아들여진다. 넓은 의미의 화폐환상은 정보의 문제뿐만 아니라, 제도적 문제¹⁰⁾, 전략적 행동¹¹⁾에 의해서도 야기될 수 있다. 이하, 본항에서는 물물교환경제에서의 0차 동차성과 그 결여로서의 화폐환상을 먼저 검토한다.

화폐가 추상적으로라도 가치척도로 사용되는 한, 물물교환경제에서도 화폐환상이라는 개념을 사용할 수 있다. 위에서 언급한 정보·제도·전략적 행동에 의한 화폐환상은 모두 화폐가 단순히 가치척도로 사용되는 물물교환경제에서도 존재할 수 있다. 따라서, 위의 0차 동차성의 네 가지 논리적 동치들은 각각 '화폐환상이 없다면'으로 수식되어야 한다. (i) 화폐환상이 없다면, 상품의 초과수요는 상대가격에만 의존한다; (ii) 화폐환상이 없다면, 임의의 상품을 가치척도로 삼을 수 있다; (iii) 화폐환상이 없다면, 임의의 양의 가중치로의 선형제약을 가할 수 있다; (iv) 화폐환상이 없다면, 추상적 계산단위를 임의로 선정할 수 있다.

물물 교환경제에서 '화폐환상이 없다면'이라는 전제가 얼마나 중요할 수 있는가를 판단하기 위하여, 0차 동차성의 논리적 강건성을 분석할 필요가 있다. 0차 동차성은 논리적으로 거의 동어반복(tautology)에 준하는 의미를 갖는다. 이를 지성적으로 실험하기 위하여, 사과-배의 두 가지 상품만이 있다고 하자.

9) 대부분의 국내의 거시경제학 교과서가 여기에 해당한다. 물가상승의 불완전한 認知는 과다인지, 과소인지가 모두 있을 수 있지만, 흔히 과다인지의 가능성이 배제되고 과소인지로 가정된다. 과다인지의 가능성을 배제하는 것은 언어 구조와 관련하여 중요한 편향을 낳는다. "어떻게 노동자가 물가상승을 100% 정확하게 인지한다고 할 수 있겠는가? 90% 정확하다고 하여도 역시 임금-물가의 비례적 상승은 실질임금의 상승으로 인지되고, 노동공급량은 증가하게 된다."는 추론에서 100% 또는 90%는 重義적으로 사용되고 있다. 합리적 기대가설에 의하면, 물가상승률은 정확하게 인지되지 않아도, 과소인지와 과다인지가 대칭적으로 가능하며, 체계적 편향은 존재하지 않게 된다.

10) 예컨대, Samuelson(1995)은 계약의 비용으로 기간이 길며, 계약기간 내의 물가변동에 반응하기 어렵다는 점을 지적하고 있다. 뉴케인지안은 이 점을 강조한다.

11) Keynes(1936), chap. 2는 노동조합에서 화폐임금에 집착하는 것은 물가하락을 기업측에 요구할 수 없기 때문이라고 지적하고 있다.

이제, 화폐가 추상적 계산단위로만 사용되고, 실제로 교환의 매개로 사용되지 않는다는 전제 아래, 사과와 배의 가격이 각각 1천원, 2천원일 경우의 소비자의 행동과 사과와 배의 가격이 각각 1조원, 2조원일 경우의 소비자의 행동을 비교하여 보자. 0차 동차성은 상대가격이 불변이므로 소비자의 행동이 똑 같을 것이라고 예측한다. 기실 화폐단위가 추상적으로 사용되는 한, 사과-배의 가격이 '천원'으로 표시되든 '조원'으로 표시되든, 또는 '만 기니아'로 표시되든 상대가격이 변하지 않는 한 그 표시방법은 소비자의 행동에 영향을 미치지 않는다. 소비자가 사과-배를 교환하고 싶은 만큼 사과를 마음 속으로 추상적 화폐로 교환(판매)하고, 그 추상적 화폐를 배와 교환(구매)하면 되기 때문이다.

이러한 초과수요함수의 0차 동차성은 효용극대화나 이윤극대화를 넘어서는 강건성을 갖는다. 소비자가 효용극대화가 아니라 관습적으로 소비상품벡터를 선택하여도, 또 기업이 이윤극대화가 아니라 판매극대화를 추구하여도 위의 0차 동차성은 유지된다. 더욱이, 이러한 0차 동차성은 가격신축성이나, 가격조정 또는 수량조정에 의한 시장의 균형 여부와도 무관하게 성립된다. 어느 경우에도 중요한 것은 개별 소비자나 기업의 기회집합도, 선택기준도 변하지 않는다는 것이다. 따라서, 이러한 0차 동차성은 중요한 벤치마크가 되며, 그것이 지켜지지 않는 상태로서 비정규성으로 간주된다. 화폐환상은 그러한 비정규성(abnormality)의 하나로, 비정규성에 대한 정당한 이유가 제시되지 않으면 안된다.

물론, 여기서 중요한 조건은 화폐가 추상적인 계산단위로만 쓰이고, 실제로 보유되거나, 교환의 매개로 사용되지 않는다는 전제이다. 화폐가 실제로 보유되고 교환되면, 소비자의 행동은 당연히 화폐의 보유 총량이나 보유 분포로부터 영향을 받게 된다. 흔히, 화폐교환경제에서는 교환의 매개가 가치의 척도로도 사용되기 때문에 이러한 구별은 대단히 중요하다.

화폐가 교환의 매개가 아니라, 추상적 가치척도로만 사용되는 물물교환경제에서 어떻게 0차 동차성이 깨지고 화폐환상이 생길 수 있겠는가? 위의 사과-배 경제를 예로 들어서, 세 가지 경우가 주목을 받아 왔다. (a) 정보의 비대칭성 문제: 사과농부는 사과의 값이 1천원에서 1조원으로 올라간 것을 알지만, 배 값 또한 2천원에서 2조원으로 올라 간 것을 (모르거나) 불완전하게 인지한

다. 그 결과, 인지된 가격벡터 아래, 사과농부의 사과의 공급량 및 배의 수요량이 증가한다¹²⁾. (b) 장기계약의 문제: 거래비용의 절감을 위하여 사과공급의 장기계약이 맺어져 있으며, 계약에는 사과의 공급가격이 1천원으로 묶여져 있다. 계약이 가격만을 고정시키고, 수요량은 구매자가 결정하도록 되어 있다면, 사과의 수요량은 증가한다. (c) 단체교섭의 전략적 행동 문제: 사과의 가격은 시장이 아니라, 사과생산조합과 수요자의 단체협약에 따라 결정된다. 조합원으로서 사과생산농부는 통제가능한 사과가격과 사과공급량의 관계를 전략수단으로 삼고, 그 결과 사과공급량은 사과가격에 과도하게 의존하게 된다.

화폐가 추상적 계산단위로만 사용된다는 전제 아래, 위의 화폐환상의 근거들은 나름대로 흥미로운 탐구의 영역을 제시하기는 하지만, 0차 동차성에 대

12) 기실 사과농부의 불완전한 인지만으로는 사과의 공급량 증가와 배의 수요량 증가가 초래되지는 않는다. 사과농부는 배 값이 2조원으로 올라갔다는 사실을 모를 뿐만 아니라, 모른다는 사실을 몰라야 한다. 즉, 배 값이 2천원에 머물러 있거나, 2조원보다 적게 올라갔다고 확실히 믿고 있어야 한다. 이러한 가정은 원래 ‘불완전한 인지’라는 표현에 비하여 설득력이 적다. 왜냐하면, 사람들이 불완전한 인지를 할 때, 자신의 인지가 불완전하다는 사실은 인지하는 것이 보통이기 때문이다. 이 경우, 배 값의 점추정치는 평균적으로 2조원에 일치한다고 보는 것이 자연스럽다. 실증적으로 물가와 임금이 비례적으로 상승할 때, 물가 인지의 하향 편향보다는 상향 편향, 즉 임금인상보다 물가인상의 폭이 더 크다는 불평을 듣는 것이 보통인데, 이는 전략적 행동의 일환으로 설명될 수 있다.

물가상승의 ‘불완전한 인지’가 하향 편향을 의미하리라는 착각은 ‘불완전한 인지’라는 표현의 重義性에 기인하는 것으로 보인다. 불완전한 인지는 (i) 誤認의 확산, 즉 확실한 것을 모르되 모르는 것조차 모르는 상태일 수도 있고, (ii) 불확실한 인지, 즉 확실한 것을 모르되 모른다는 것은 아는 상태일 수도 있다. 대부분의 거시경제학 교과서의 해석은 (ii)의 의미에서 불완전한 인지를 정당화하고, (i)의 의미에서 하향 편향을 도출하고 있는 것으로 보인다.

불완전한 인지를 불확실한 인지의 의미로 사용하는 한 하향 편향은 정당화되기 어렵다. 그렇다면, ‘오인의 확산’이라는 의미의 불완전한 인지는 현실적으로 얼마나 중요할 수 있는가? 판매와 구매가 분리된 화폐경제에서 오인은 장기적으로 보정되지만, 단기적으로 불가역적인 변화를 가져올 수도 있기 때문에 이러한 질문은 이론적으로 중요하다. 이러한 단기, 장기의 문제에서 ‘단기’라는 표현이 다시 중의성을 갖는다. 달리 말하자면, ‘변화가 일어난 후의 짧은 기간 동안’만으로는 오인의 확산이 정당화되지 않는다. 유사한 변화를 이전에 경험해 본 바가 없을 만큼, 그 경제 주체의 경험(직접경험은 물론, 간접경험을 포함하여)의 역사가 짧아야 한다. 경험의 역사가 충분하면, 단기에도 오인의 확산이 있을 수 없다. 이것은 합리적 기대가설의 다른 설명이기도 하다.

한 심각한 도전이라고 보기는 어렵다고 생각된다. (a)의 경우, 배의 수요량의 증가는 잘못 인지된 가격에서의 수요량의 증가이지 수요함수의 변동은 아니다. 결국 시장교환과정에서 잘못 인지된 가격은 수정될 것이며, 이에 따라 화폐환상은 보정된다¹³⁾. (b)의 경우, 계약에 가격과 수량이 같이 명시되는 것이 보통이며, 시장여건의 변동은 계약기간을 단축시키거나, 재계약이 이루어지게 하는 경향이 강하다. (c)의 경우, 최적 전략은 시장여건, 즉 배의 가격에도 의존하게 된다. 단체협약의 정치적 과정이 시장과정과 동일하지는 않지만, 자발적 협약은 구성원의 효용극대화 과정을 어느 한편으로 편중되게 왜곡한다는 논리적 근거는 없다. 결국 어느 경우에도, 0차 동차성은 유지되는 경향이 있다. 요컨대, 동차성으로부터의 단기적 이탈 가능성을 완전히 배제하기는 어렵지만, 위에 열거한 세 가지 이유에서든, 또는 다른 이유에서든 그 逸脫이 어느 방향으로 편중되고 또 지속되리라는 것을 주장하는 것은 훨씬 더 어렵다는 것이다.

2. 貨幣交換經濟의 0次 同次성과 實質殘高效果

실질잔고효과(real balance effect)란 보통 임금-물가 변동에 의하여 외적 화폐(outside money)¹⁴⁾의 실질가치가 변동하고, 이에 따라 상품 등에 대한 초과수요가 변동하는 효과를 의미한다. 실질잔고효과는 케인즈(1936)의 과소고용이론에 대하여 피구(1943)가 임금-물가의 하락으로 인한 부분적인 고용증대 가능성을 제기함으로써 알려진 것이지만, 파틴킨(1965)이 화폐경제에서 초과수요함수의 0차 동차성과 연관시킴으로써 이론적 중요성이 부각되었다. 즉, 화폐경제의 0차 동차성은 임금-물가의 비례적 변동에 덧붙여 실질잔고의 비례적 변동이 있을 때 성립하며, 임금-물가의 비례적 변동만으로는 초과수요함수의 변

13) 화폐가 추상적 계산단위로만 사용되는 한, 사과와 배를 교환하는 과정에서 객관적인 가격, 따라서 교환비율이 밝혀진다.

14) 구성원의 부채와 상계되지 않는 화폐로서 본원적 화폐가 이에 해당한다. 요구불 예금이나, 저축성 예금과 같은 화폐의 경우, 비은행민간이 보유하고 있는 화폐는 은행의 부채와 상계되므로 내적 화폐(inside money)로 분류된다. 내적 화폐에 대하여 물가변동에 따른 재분배효과가 발생하지만, 이는 실질잔고효과와 구분된다.

동이 생기는데, 이를 실질잔고효과라고 설명한 것이다¹⁵⁾. 이하, 그 엄밀한 의미를 분석한다.

화폐경제에서 소비자의 예산제약은 기초화폐잔고를 m , 기말화폐수요를 m' 라고 할 때,

$$pz + m' \leq px + m \quad (6)$$

로 주어진다¹⁶⁾. 이로부터 물물교환경제에 준하여 소비자의 기회집합을 변경시키지 않는 비례적인 변화란 어떤 것일가를 분석한다¹⁷⁾.

물물교환경제의 식 (1)과 비교할 때, 식 (6)은 기초화폐잔고와 기말화폐수요를 더한 것이 우선 눈에 띄지만, 숨겨진 보다 중요한 차이점은 가격벡터 p 가 거래되는 상품 중 하나, 즉 화폐를 가치척도로 삼고 있다는 것이다. 교환의 매개 또는 가치보장수단으로 실제로 사용되는 화폐를 가치척도로 삼는 것은 너무나도 자연스러워, 이러한 차이점은 종종 간과되기도 한다. 특히, 화폐환상이 없더라도, (i) 초과수요는 더 이상 상대가격만의 함수가 아니며¹⁸⁾, (ii) 화폐 외에

15) Patinkin(1965), p. 20, 23.

16) 식 (1)과의 비교의 편의를 위하여 부존자원벡터, 소비상품벡터, 가격벡터의 차원, ℓ 이 변경될 수 있는 가능성을 무시하였다. 물물교환경제를 에로우-드브루식으로 해석하면, 시장에서 교환되는 상품은 단순히 현재의 상품뿐만 아니라, 미래의 상품, 조건부 상품 등을 포함할 수 있다. 이에 비하여, 화폐가 매기별 예산제약을 강제하는 기능을 수행한다면, 예산제약식은 $p_t z_t + m_{t+1} \leq p_t x_t + m_t$, $t=0, 1, 2, \dots$ 로 구분하여 표시되어야 하며, 이 경우 매기별 거래되는 상품의 수는 에로우-드브루의 상품 수보다 훨씬 적게 된다. 단순한 비교의 편의만이 아니라, 기실 에로우-드브루의 '모든' 상품의 물물교환경제와 강제이행의 제약하의 소수상품의 화폐교환경제를 나란히 비교하는 것은 많은 오해의 여지를 낳는다. 여기서는 현물상품이든, 일부의 신용거래든 동일한 수 ℓ 의 상품만이 물물교환경제와 화폐교환경제에서 거래된다는 것을 비교의 전제로 하였다.

17) 이 경우 비화폐상품은 다른 금융자산을 포함한다. 화폐는 현재의 구매력이라는 특수한 위치에 있으므로, 분리하여 생각한다.

18) 예컨대, 노동공급과 수요는 더 이상 실질임금만의 함수가 아니다. 여기서, '상대가격'이 이중적인 의미로 쓰이고 있다는 점에 유의하여야 한다. 물물교환경제에서 상대가격은 추상적 계산단위로 표시한 모든 상품 가격의 비율을 의미한다. 화폐교환경제에서 상대가격 (1)은 화폐로 표시한 비화폐 상품 가격의 비율을 의미한다. 물물교환경제에서와 같이 추상적 계산단위로 표시한 모든 상품(비화폐상품과 화폐)의 가격의 비율을 상대가격(2)라

임의의 한 상품을 다시 가치척도로 삼을 수 없으며, (iii) 화폐가격벡터 p 에 임의의 양수벡터에 의한 선형제약을 가할 수 없으며, (iv) 화폐를 추상적 계산단위로 간주할 수 없다.

달리 말하면, 우리는 화폐를 포함하여 $\ell + 1$ 개의 상품을 다루고 있는 것이다. 따라서, (i) 화폐경제에서의 상대가격은 엄밀히 말해서 물물교환경제에서의 상대가격과 다른 의미로서, 화폐를 가치척도로 한 상대가격의 비율이다. 또한, (ii) 화폐를 가치척도로 사용하여 그 가격을 1로 전제하는 순간, 하나의 自由度를 이미 사용한 것이고, (iii) 선형제약을 가하려면, $\ell + 1$ 개 가격 전제에 가하여야 하며, (iv) 물물교환경제와 유사한 추상적 계산단위를 구하려면 이미 사용되고 있는 화폐가 아닌, 추상적인 화폐를 도입하여야 한다. 물물교환경제에서 가격벡터 p 가 은연중 화폐단위('원화')로 인식되는 것을 감안하여, 우리는 마지막 (iv)의 방식에 준하여 추상적 화폐단위로 '기니아'를 도입하기로 하자.

기호를 아끼기 위하여, 우리는 가격벡터 p 가 이미 기니아 단위로 표시되어 있고, 화폐의 가격¹⁹⁾ p_m 은 1로 주어졌다고 하자. 이를 명시하여 식 (6)을 다시 표현하면,

$$pz + p_m m' \leq px + p_m m \tag{6}'$$

이 된다²⁰⁾. 이제 앞서와 같은 논리로 모든 가격 (p, p_m) 이 $\lambda > 0$ 배로 될 때,

고 한다면, 초과수요는 역시 상대가격(2)만의 함수이다. 상대가격(2)는 상대가격(1)은 물론 물가수준(화폐와 비화폐상품 일반과의 교환비율)에도 의존한다. 따라서, 초과수요는 상대가격(1) 외에도 물가수준에 의존한다. 달리 말하면, 화폐경제의 초과수요는 절대가격에 의존한다.

- 19) 여기서, 화폐의 가격(the price of money)은 화폐 자체의 가격(예컨대, 1원당 1기니아)을 의미하고, 화폐가격(the money prices)은 비화폐 상품의 화폐표시 가격(예컨대, 사과 1개당 1,000원)을 의미한다.
- 20) 이 예산제약식 자체가 케인즈에 의하여 화폐의 가치저장기능을 함축하고 있으므로, 고전파적 화폐관과 다르다는 해석은 수용하기 어렵다. 기말화폐잔고가 판매액과 구매액의 차이만큼 증가한다는 것은 너무도 초보적인 상식이기 때문이다. 본고의 목적은 주식학이 아니지만, 적어도 왈라스나 피구는 이러한 예산제약식을 익히 알고 있었다. 또한, 케인즈

$$\lambda p z + \lambda p_m m' \leq \lambda p x + \lambda p_m m \quad (7)$$

이 된다. 식 (6)'와 식 (7)은 논리적 동치이고, 기회집합은 변하지 않으므로, 개별 소비자의 초과수요량은 변하지 않는다. 물물교환경제에서와 같은 이치로, 기업의 이윤 또는 판매액의 순위도 변하지 않으므로, 개별기업의 초과수요량도 변하지 않는다. 따라서, 개별초과수요함수, 또한 시장초과수요함수는 가격 (p, p_m) 에 대하여 0차 동차성을 갖는다. 이 경우의 시장초과수요함수를 $\xi: R_+^{\ell+1} \rightarrow R_+^{\ell+1}$ 이라고 하면, 모든 $\lambda > 0$ 에 대하여

$$\xi(\lambda p, \lambda p_m) = \xi(p, p_m) \quad (8)$$

이 성립한다.

식 (8)을 해석하는 한 방법은 이렇다. 부존량이 x 이고 기초화폐잔고가 m (원)인 개인에게, 추상적 계산단위(기니아)로 실물상품가격벡터가 p 이고 화폐의 가격이 $p_m = 1$ 이 되게 가격을 책정하는 대신, 실물상품가격벡터가 $2p$ ($\lambda = 2$) 이고 화폐의 가격이 $2p_m = 2$ 가 되도록 책정하여도 소비자 또는 기업의 초과수요(실물상품 및 실물잔고의 초과수요)는 변하지 않는다.

예산제약식 (7)에서 화폐와 비화폐상품은 대칭적인 위치에 있으며, 교환의 매개라는 화폐의 특성은 식 (8)의 동차성에 아무런 영향을 미치지 않는다. 이제 교환의 매개로서의 특성을 분명히 하기 위하여, 모든 실물상품이 직접 교환되지 않고, 화폐를 경유하여, 즉 판매-구매의 과정을 통하여 간접 교환된다고 하자. 원래 소비자는 m (원)의 화폐를 보유하고 있었고 실물상품 가격벡터는 이원화를 기준으로 p (원)이었다고 하자. 추상적 화폐단위인 기니아로 표시한 실물상품의 가격벡터는 $2p$ (기니아)가 되고, m (원)의 화폐는 $2m$ (기니아)라고 하자. 이 경우, 원과 기니아의 교환비율($= 2$)은 초과수요에 아무런 영향

가 일반이론에서 강조한 것은 투기적 동기에 의한 화폐수요이지, 판매-구매액의 차이에 의한 화폐잔고의 변화가 아니었다(chap. 15). 실제로, 경제의 균형은 화폐수요의 순증이 없을 때에만 달성된다.

을 미치지 않는다. 왜냐하면, 실제로 거래되는 상품(실물상품과 원화 포함) 사이의 추상적 계산단위인 기니아화로 표시한 상대가격, 즉 비화폐 상품의 화폐 가격이나 화폐잔고에는 아무런 영향을 미치지 않기 때문이다.

그렇지만 동차성의 관점에서, 사용가치가 없고 교환가치만 있는 화폐는 비화폐상품과 구별되는 중요한 비대칭성을 갖는다. 그것은 비화폐상품의 초과수요에 영향을 미치지 않고, 교환의 매개를 변경할 수 있다는 것이다. 이제, 시점 $t=t_0$ 부터 교환의 매개는 실제로 사용되던 원화에서 추상적 계산단위이던 기니아화로 바뀌었고, m 원은 $2m$ 기니아로 교환되어졌다고 하자. 이 경우에도 위의 동차성은 소비자의 초과수요량은 변함이 없음을 의미한다. 왜냐하면, 실제로 거래되는 상품(실물상품과 기니아화 포함) 사이의 추상적 계산단위인 원화로 표시한 상대가격에는 변함이 없기 때문이다. 따라서, 실물상품의 초과수요량도 변하지 않고, 원래의 원화로 표시한 화폐수요도 변하지 않는다.

물론, 새로운 화폐단위(기니아)가 이전의 화폐단위(원)와 다를 필요도 없다. 오직, 물가수준이 달라진 경우에, 화폐가 원래의 원화와 새로운 원화가 교환되는 것처럼 생각하면 된다. 이제 모든 가격이 새로운 원화에서 2배로 증가하였고, 모든 개별 주체의 화폐보유량도 새로운 원화에서 2배로 교환되었다고 하자. 이 경우에도 개별 소비자나 기업의 실물상품의 초과수요량뿐만 아니라, 원래의 원화로 표시한 화폐초과수요(실질잔고초과수요)도 변하지 않는다²¹⁾. 이러한 관찰은 식 (8)을 보다 이해하기 쉬운 형태로 표현하는 것을 가능하게 한다.

우리는 화폐의 가격(p_m)을 생각하는 것보다 화폐량의 변화를 생각하는 것이 익숙하고 자연스럽다. 그렇다면, 식 (8)과 같은 형식의 초과수요함수보다,

$$\zeta(\lambda p, \lambda m) = \zeta(p, m) \tag{8}'$$

과 같은 초과수요함수의 동차성을 생각하는 것이 자연스럽다. 식 (8)과 식 (8)'는 논리적 동치이다. 여기서 좌변의 λm 의 m 은 원래의 원화로 표시한 화폐량, λm 은 새로운 원화로 표시한 화폐량으로 해석된다. 즉, 실물상품의 가격백

21) 새로운 원화로 표시된 (명목)화폐초과수요는 물론 두 배로 증가한다.

터와 기초화폐잔고가 비례적으로 변하면, 실물상품 및 기말실질잔고에 대한 초과수요가 변하지 않는다. 이것이 화폐경제에 있어서의 0차 동차성에 관한 중요한 결론이다.

추상적 계산단위로 표시한 실물상품의 가격벡터는 비례적으로 변하지만, 추상적 계산단위로 표시한 화폐의 가격이 변하지 않는 경우, 즉 가격벡터가 원래의 $(p_1, p_2, \dots, p_l; p_m)$ 에서 $(\lambda p_1, \lambda p_2, \dots, \lambda p_l; p_m)$ 으로 변하는 경우에는 어떻게 될까? 이는 $p_m=1$ 을 기준으로 화폐기초잔고가 변하지 않은 경우에 해당된다. 이 경우 예산제약식은 식 (9)와 같다.

$$\lambda p z + m' \leq \lambda p x + m \quad (9)$$

이는 앞서의 예산제약식 (7)과 동등하지 않다. 따라서, 이 경우, 일반적으로 초과수요는 변하게 되고,

$$\zeta(\lambda p, p_m) - \zeta(p, p_m) = \zeta(\lambda p, p_m) - \zeta(\lambda p, \lambda p_m) \neq 0 \quad (10)$$

또는

$$\zeta(\lambda p, m) - \zeta(p, m) = \zeta(\lambda p, m) - \zeta(\lambda p, \lambda m) = \zeta(p, m/\lambda) - \zeta(p, m) \neq 0 \quad (10)'$$

이 된다. 이제 $\lambda=P$ 를 물가수준으로 해석하면,

$$\zeta(Pp, m) - \zeta(p, m) = \zeta(p, m/P) - \zeta(p, m) \neq 0 \quad (11)$$

이고, 그 차이는 기초실질잔고가 m 에서 m/P 로 변동하기 때문에 생기는 것으로 간주할 수 있다. 즉, 가격벡터의 비례적 상승 또는 물가의 상승은, 가격벡터를 일정하게 둔 채 기초화폐보유고를 $1/\lambda=1/P$ 로 감소시킬 때의 효과와 같으므로, 이를 실질잔고효과(real balance effect)라고 부른다. 이 실질잔고효과는 부효과의 일종이므로, 모든 상품 즉 모든 실물상품과 기말실질잔고수요에 공히 영향을 미치게 된다²²⁾.

식 (11)은 실질잔고효과가 0이 아니라는 것을 보일 뿐만 아니라, 실질잔고효과가 화폐량 변동의 효과와 논리적으로 대칭된다는 점을 보이고 있다. 이를 명시하기 위하여, $\lambda = 1/P$ 로 두고, 등식의 순서를 바꾸면 다음과 같다.

$$\hat{\zeta}(p, \lambda m) - \hat{\zeta}(p, m) = \hat{\zeta}(p/\lambda, m) - \hat{\zeta}(p, m) \neq 0 \quad (11)'$$

즉, 물가가 일정한 채 화폐량을 λ 배로 증가시키는 경우의 초과수요벡터에 대한 효과는 화폐량을 일정하게 둔 채 물가를 $1/\lambda$ 로 하락시키는 경우의 초과수요벡터에 대한 효과와 같다²³⁾. 필자가 아는 한, 화폐량 증가와 물가 하락의 효과가 논리적으로 대칭된다는 것을 이렇게 명시적으로 보여준 다른 연구는 아직 없었던 것으로 보인다.

만일, 실질잔고효과가 없다면, 어떤 현상이 일어나게 되는가? 식 (11)'에서 우변이 0이라면, 식 (11)''가 성립한다.

$$\hat{\zeta}(p/\lambda, m) = \hat{\zeta}(p, m) \quad (11)''$$

그것은 모든 비화폐상품의 가격이 $1/\lambda$ 배로 변해도 초과수요가 변하지 않는다는 것을 의미한다. 이는 특히 균형가격벡터에서 모든 가격을 비례적으로 변화시켜도 균형(초과수요=0)은 유지된다는 것을 의미한다. 따라서, 물가수준은 결정되지 않는다. 필자가 아는 한, 실질잔고효과가 물가수준의 결정에 불가결하다는 것을 이렇게 명시적으로 보여준 다른 연구도 드문 것으로 보인다²⁴⁾.

화폐교환경제에서의 화폐환상이란 무엇인가? 앞서의 물물교환경제의 논리적 대응으로서, 그것은 식 (8) 또는 식 (8)'의 0차 동차성이 이루어지지 않는 경우

22) 피구효과(Pigou effect)는 실질잔고효과의 일종이지만, 총수요, 특히 소비수요에 대한 영향만을 강조하였다는 점에서 실질잔고효과와 구분된다.

23) 이러한 논리적 대칭성에도 불구하고, 흔히 실질잔고효과의 실증적 중요성을 부정하는 사람들도 화폐량 변동 효과의 중요성을 부정하지는 않는다. 이러한 실증적 비대칭성의 중요한 이유의 하나는 화폐공급의 경로에 관한 것으로 제IV절에서 논의하기로 한다.

24) 파틴킨(1965)이 중요한 예외이다. 파틴킨(1965)은 후술하는 바와 같이 이러한 불결정성을 거시적으로 강조하고 있기는 하지만, 거의 잊혀지고 있다.

로 정의되어야 할 것이다. 즉, 화폐경제의 화폐환상은 화폐를 포함한 모든 가격이 비례적으로 변하였을 때, 또는 화폐를 제외한 모든 상품의 가격과 화폐 보유고가 같은 비율로 변하였는데, 상품의 초과수요량 및 화폐의 실질잔고수요가 변하는 경우를 말한다. 다른 시각에서, 식 (11) 또는 식 (11)'에 따라, 실질잔고 효과와 통화량 증가의 효과가 다른 경우에도 화폐환상이 있다고 말할 수 있다. 이러한 화폐환상이 생기는 이유는 앞 항에서 논의된 세 가지 경우, 즉 (a) 정보의 비대칭성, (b) 거래비용과 장기계약, (c) 단체교섭과 전략적 행동 외에도, (d) 화폐보유분포의 변화에 의하여 야기될 수 있다. 즉, 식 (8) 또는 식 (8)'의 개별초과수요함수를 거시적으로 재해석할 때, 재분배효과가 생겨날 수 있다는 것이다.

3. 0次 同次性과 實質殘高效果의 巨視經濟學的 解釋

거시적 관점에서 식 (8) 또는 식 (8)'의 의미는 다음과 같다. 물가수준을 P , 실물소비를 C , 실질소득을 Y 라고 하면, 소비자의 예산제약식은 미시적 해석의 식 (6) 또는 식 (6)'에 대응하여,

$$PC + M' \leq PY + M \quad (12)$$

로 표시된다. 특히, 순수한 근로소득만을 갖는 노동자의 예산제약식은, 노동공급을 N , 임금을 W 라고 할 때,

$$PC + M' \leq WN + M \quad (12)'$$

로 주어진다. 0차 동차성은 물가-임금이 두 배로 되고, 또한 기초현금잔고가 두 배로 되면, 노동공급, 실질소비 및 기말실질잔고수요는 변하지 않는다는 것을 의미한다. 즉, 식 (12)'에서의 소비, 노동공급, 실질잔고수요를 각각 C^* , N^* , M'^* 라고 하면, 미시적 해석의 식 (7)에 대응하여, 예산제약식은

$$2PC+2M' \leq 2WN+2M \quad (12) \sim$$

와 같이 변하고, 최적화된 소비, 노동공급, 실질잔고수요는 각각 C^* , N^* , M'^* (명목잔고수요는 $2M'^*$)로 불변이다. 즉, 예산제약식은 미시적 해석의 식 (7)에 대응하여 식 (12)~와 같이 변하고, 이는 식 (12)'와 같은 기회집합을 정의한다. 따라서 화폐환상이 없다면, 소비자-노동자의 실질변수의 선택은 변하지 않는다. 구체적으로 식 (12)'의 예산제약하에 실질소비, 노동공급, 기말잔고의 실질수요가 각각 $C^* = C^*(P, W, M)$, $N^* = N^*(P, W, M)$, $(M/P)^*' = (M/P)^*(P, W, M)$ 으로 주어졌다고 하면, 물가-임금-기초잔고가 두 배로 증가할 때, 실질 소비, 노동공급, 실질잔고수요는 각각 $C^*(2P, 2W, 2M) = C^*$, $N^*(2P, 2W, 2M) = N^*$, $(M/P)^*(2P, 2W, 2M) = (M/P)^*$ 로 불변임을 의미한다.

따라서, 화폐경제에서의 화폐환상은 물물교환경제의 화폐환상과는 달리 화폐경제의 0차 동차성이 지켜지지 않는 경우, 즉 물가-임금과 함께 기초잔고도 두 배로 되었을 때, 초과수요량이 변하는 경우로 정의되어야 한다.

이제, 물가-임금이 두 배로 되고 기초잔고는 변하지 않으면, 기말실질잔고수요를 M' 라고 표시할 때, 기말명목잔고수요는 $2M'$ 가 되고, 예산제약식은, 미시적 해석의 식 (9)에 대응하여, 식 (13)과 같이 변화한다.

$$2PC+2M' \leq 2WN+M \quad (13)$$

따라서, 그 효과는 물가-임금이 변하지 않은 채 기초화폐잔고를 반으로 줄인 경우와 같다.

$$PC+M' \leq WN + \frac{1}{2}M \quad (14)$$

이 결과 실질잔고효과는 소비뿐만 아니라, 노동공급과 기말실질잔고수요에 두루 영향을 미치게 된다²⁵⁾. 일반적으로 물가-임금의 비례적 상승은 실질소비의 감소, 기말실질잔고수요의 감소를 초래하고, 또한 여가가 열등재가 아니라

25) 이 점에서 소비수요에 대한 효과만을 강조한 피구효과와 구분된다.

는 전제 아래, 노동공급의 증가를 초래하게 된다. 중요한 것은 실질잔고효과가 파구가 강조한 것처럼 소비에 영향을 미칠 뿐만 아니라, (기말)실질잔고수요에 대한 실질잔고효과, 노동공급에의 실질잔고효과와 같이 모든 상품에 두루 영향을 미치게 된다는 점이다.

이러한 관점에서 흔히 노동공급을 실질임금의 함수로 묘사하는 것은 두 가지로 해석될 수 있다. 첫째, 이는 실질잔고효과가 있다는 것은 알지만, 실증적으로 중요하지 않다는 인식하에서 개략적인 접근(approximation)이라고 해석할 수 있다. 미시경제학의 부분균형분석에서 실질잔고효과를 무시하는 것은 대체로 이러한 관점에서 정당화될 수 있다. 둘째, 물물교환경제로부터의 0차 동차성의 인식을 단순히 화폐경제로 유추한 것일 수 있다. 이러한 유추가 오류임은 이상의 논의에서 충분히 지적되었다.

그럼에도 불구하고, 실질잔고효과가 없을 경우, 어떠한 거시적 현상이 예상되는가를 살펴보는 것은 유익할 것이다. 무엇보다도, 물가-임금의 절대수준이 결정될 수 없다. 이제 흔히 논의되는 상품, 노동, 화폐, 증권시장의 네 가지 시장경제가 가격벡터 (P, W, r) 에서 균형을 이루었다고 하자. 이 균형은 왈라스적인 가격조정균형에 국한될 필요가 없고, 케인즈적인 수량조정균형을 복합한 형태라도 좋다. 이 경우, 새로운 가격벡터 $(2P, 2W, r)$ 또는 $(P/2, W/2, r)$ 에서도 가계, 기업의 행동은 변하지 않는다. 그 결과 이들도 역시 균형이다. 이는 물가-임금 수준이 결정될 수 없음을 의미한다. 파턴킨(1965)이 실질잔고효과를 논의하면서, 실증적인 크기와 관련없이 실질잔고효과가 이론적으로 중요하다는 주장에는 이러한 불결정성이 큰 몫을 차지하고 있다.

또한, 미시적으로 식 (11) 또는 거시적으로 식 (13)과 식 (14)의 동등관계는 실질잔고효과는 화폐량 증가의 효과와 동등함을 나타낸다. 즉, 물가-임금이 2배로 되는 것은 통화량이 반으로 줄어드는 것과 논리적으로 동일한 효과를 갖는다. 거꾸로 물가-임금이 반으로 줄어드는 것은 화폐량이 배로 늘어나는 것과 논리적으로 동일한 효과를 갖는다. 따라서 실질잔고효과가 없다면, 화폐량의 증감도 실물경제에 아무런 영향을 미치지 않아야 한다.

요컨대, 실질잔고효과는 주어진 기초화폐잔고의 실질가치의 변화에 의한 실

질초과수요벡터의 변화를 통칭하며, 실질기초잔고의 변화를 가져오는 분모(물가수준)와 분자(기초명목잔고)의 변화는 대칭적으로 처리할 수 있다. 실질잔고 효과는 예산제약의 우변, 즉 부의 변화를 통하는 것이므로, 예산제약 좌변의 선택변수 일반에 두루 영향을 미친다. 일반적으로 물가하락 또는 화폐량 증가에 의한 실질잔고의 증가는 실질소비의 증가, 노동공급의 감소(여가가 정상재인 경우), 기말실질잔고수요의 증가를 가져온다.

실증적으로 실질잔고효과가 크지 않을 수 있다. 예컨대, 우리나라의 경우, 외부화폐를 본원통화로 한정하면, 30조원으로 물가 10% 하락에 의한 부의 증가는 약 3조원에 해당하고, 이는 대체로 GDP의 0.7% 증가에 해당한다. 그것도 일회적인 부의 증가이므로, 그 실질소비 등에 대한 효과는 실증적으로 별로 크지 않을 것으로 추측할 수 있다. 그럼에도 불구하고, 두 가지 사항은 유념할 가치가 있다. 첫째, 실질잔고효과는 이론적으로 물가의 결정과정을 이해하고, 나아가 경제변수간의 상호관련을 탐구하는 데 불가결한 요소이다. 이 점에 대해서는 이미 충분히 강조되었다. 둘째, 실질잔고효과가 작다는 것이 특히 실질잔고효과를 실질소비에 대한 효과를 통하여 고찰한 학문적 전통과 관련하여 일시적 효과로 간주되어서는 안된다. 실질잔고효과는 일시적 또는 단기적인 효과가 아니라 물가의 결정, 경제변수의 상호관련 전과정을 통하여 지속적으로 존재하는 안정력의 원천인 것이다.

Ⅲ. 古典派 二分法의 教科書的 解釋과 그 論理的 非整合性

여기서 고전과 이분법의 '교과서적 해석'이라 함은 사무엘슨의 『경제학』(1995, 601ff.)에서와 같이 직각 쌍곡선의 총수요곡선과 수직인 총공급곡선으로 고전과 이분법을 설명하는 것을 의미한다. 우리는 이러한 설명이 물물교환경제에서의 0차 동차성을 적용하고 있음을, 따라서 화폐교환경제의 실질잔고효과를 무시하고 있음을 보이고자 한다. 이러한 물물교환경제와 화폐교환경제와의 혼동은 여러 가지 내재적 모순을 가지고 오게 된다. 이는 기본적으로 물물교환경제를 상정하

는 미시적인 일반균형이론과 화폐교환경제의 균형을 묘사하는 거시적 화폐수량설을 단순히 접목시킴으로써 생겨나는 비정합성에서 비롯된다. 즉, 일반균형이론이나 화폐수량설은 독립적으로 각각 화폐교환경제의 실물변수와 명목변수에 대한 일차적인 접근(first approximation)으로서의 가치가 있지만, 이들을 단순히 접목시킬 때 논리적 비정합성이라는 내재적 모순이 생겨나는 것이다.

1. 理論體系의 整合性과 메타定理

일반균형이론과 화폐수량설은 별도로 발전하여 온 두 가지 이론이다. 이러한 두 개의 이론을 복합시킬 때, 가설 상호간의 일관성이 침해되면 어떤 결과가 나오게 되는가? 이는 이론체계의 일관성 또는 정합성에 대한 기호논리학적 고찰을 필요로 한다.

이론은 가정의 집합이다. 가정의 집합으로부터 논리적으로 연역된 명제를 정리라고 부른다. 가정과 정리 사이에는 다음과 같은 메타정리가 존재한다. 현실의 언어체계를 \mathcal{L} , 이론에서 사용되는 언어체계를 \mathcal{L}' 라고 하자. 가정을 \mathcal{L} 로 번역하여 현실에서 성립함이 확인되었다고 하자. 이제 언어 \mathcal{L}' 에서 가정 상호간에 내적 모순이 없다고 하자. 그러면 \mathcal{L}' 에서 성립하는 정리를 \mathcal{L} 로 번역하였을 때, 그 현상도 현실에서 성립한다. 이 메타정리에서 이론의 일관성, 즉 가정 상호간에 모순이 없다는 전제는 정리의 유효성(validity)을 위하여 대단히 중요하다²⁶⁾. 왜냐하면, 내적 모순이 있을 경우, 어떤 논리적 연역을 통하여 한 정리가 발견되었다고 하더라도, 다른 연역과정을 통하여 모순되는 정리가 발견될 수 있기 때문이다. 즉, 이론의 정합성이 파괴되면, 그로부터 얻어지는 어

26) 불행히도 괴델(Gödel)의 정리가 밝혔듯이, 이론체계에 내적 모순이 없다는 것을 증명하는 알고리즘은 충분히 복잡한 체계에서 존재하지 않는다. 예컨대, 유클리드 기하학이나 실수체계의 일관성을 증명할 수 없다. 우리는 상대적 일관성(예컨대, 실수체계에 모순이 없다면, 유클리드 기하학이나 힐버트의 비유클리드 기하학에도 모순이 없다는 것)을 증명할 수 있을 뿐이다. 그러나 내적 모순이 있다는 것을 증명하는 데에는 하나의 모순을 발견한 것으로 충분하다. H. Hermes, *Introduction to Mathematical Logic*, Springer-Verlag, 1973, esp. chap. 3.

떠한 논리적 결론도 신뢰할 수 없게 된다.

이하, 본항의 기본적인 논의 구조는 다음과 같다. 화폐수량설 $M=kPY$ 는 화폐량 M , 물가 P , 소득 Y 사이의 상호관계의 일차적인 접근이다. 이 자체로는 화폐량이 소득에 영향을 줄 수 있는 가능성을 배제하지 않고 있다. 단지, 균형하에서 명목소득과 화폐량과의 사이에 비례적 관계가 성립하는 경향이 있음을 보일 뿐이다. 일반균형이론도 마치 수요공급분석에서처럼 이상적인 물물교환경제의 균형으로 화폐경제의 자원배분을 일차적으로 접근할 수 있음을 보이고 있다. 그런데 이 둘을 접목시키는 전형적인 방법은 일반균형이론에서 결정된 소득을 화폐수량설에 대입하는 축차적인 구조이다. 이러한 축차적인 구조는 화폐량이 실물변수에 영향을 줄 수 있는 여지를 차단하게 된다. 그렇지만 화폐수량설은 일반균형이론에 접목되는 순간 화폐가 예산제약식에 산입되고, 개인에게 수요될 것을 필요로 하게 된다. 그러나 화폐가 예산제약식에 산입되면, 화폐는 실물수요에 실질잔고효과를 갖게 되고, 따라서 축차적인 구조에 모순된다.

우리는 먼저 고전파의 두 이론, 일반균형이론과 화폐수량설을 각각 별개의 이론으로서 고찰하고, 이를 현대거시경제학의 표준모형인 총공급-총수요곡선으로 접목시킨 해석의 비정합성을 고찰하기로 한다.

2. 一般均衡理論

알라스(1926/54)의 일반균형이론의 논리적 구조를 살펴보기 위하여, 연속적으로 무한한²⁷⁾ 개인 $i \in I$ 와 $j=1, 2, \dots, \ell$ 의 상품으로 구성된 물물교환경제를 생각한다. 개인의 부존자원 $x \in X \subset R^{\ell}$ 의 분포는 $F: X \rightarrow [0, 1]$ 로 묘사된

27) 이 점은 Arrow(1964)-Debreu(1959) 등에 의한 일반균형이론의精緻化와 다르다. 그러나 대수 법칙의 엄밀한 적용을 위하여 단순히 무한한 개인이 아니라, 연속적으로 무한한 개인을 상정하여야 한다. 다만, 셀 수 있게 무한하거나, 유한한 개인의 경우에도 대수의 법칙의 성립을 가정하는 것은 논리적 모순이 아니다.

다. 개인의 효용은 소비벡터 $z \in Z \in R^L$ 과 효용매개상수 $\theta \in \Theta$ 에 의존하되, θ 의 분포는 $G: \Theta \rightarrow [0,1]$ 로 묘사된다. 효용함수는 메타효용함수(meta-utility function) $u: Z \times \Theta \rightarrow R$ 의 형태로 주어지며, 개인의 효용함수 $u(\cdot, \theta)$ 는 모든 $\theta \in \Theta$ 에 대하여 증가함수이며 강오목(strictly concave)하다. 따라서, 이 부존 경제는 (u, F, G) 로 요약될 수 있다. 이러한 요약은 Chang(1999)에서 다른 목적으로 도입된 것이지만, 복잡한 일반균형이론의 기호를 크게 단순화시키는 이점이 있다.

이 경제의 개인은 개별 부존량 x 와 효용상수 θ 에 의하여 식별된다. 개인 (x, θ) 는 다음의 효용극대화 문제를 푼다.

$$\max_z u(z, \theta) \quad \text{s.t.} \quad pz \leq px, x \text{ given} \quad (15)$$

이 문제의 해는 유일하고, 가격 p , 부존량 x , 효용상수 θ 의 함수이다. 즉, $z = d(p, x, \theta)$. 개별초과수요함수는 $\zeta(p, x, \theta) = d(p, x, \theta) - x$ 로 정의된다. 개별초과수요함수를 두 개의 분포함수에 대하여 적분하여, 시장평균초과수요함수 $\bar{\zeta}(p)$ 가 구해진다. 즉,

$$\bar{\zeta}(p) = \int_{\Theta} \int_X \zeta(p, x, \theta) dF dG$$

이 경제의 일반균형은 다음의 조건을 만족시키는 균형가격벡터 p^* 와 배분함수 $z^*: X \times \Theta \rightarrow Z$ 의 순위쌍(ordered pair) (p^*, z^*) 이다.

(i) 균형가격벡터 p^* 가 주어지면, $z^*(x, \theta) = d(p, x, \theta)$ 는 위의 소비자 효용극대화 문제의 해이다. 즉, $d(p, x, \theta) \in \arg \max_z u(z, \theta) \quad \text{s.t.} \quad pz \leq px, x \text{ given}$

(ii) 가격 p^* 에서 초과수요벡터는 0이다. 즉, $\bar{\zeta}(p) = 0$.

이 일반균형 이론체계에서 두 가지 사항이 중요한 구실을 하게 된다. 그 하나는 초과수요함수의 0차 동차성이고, 다른 하나는 왈라스의 법칙이다. 0차 동차성은 $\bar{\zeta}(\lambda p) = \bar{\zeta}(p)$ 임을 말하며, 이는 $\bar{\zeta}(p) = 0$ 이라는 연립방정식체계에

서 결정되어야 할 미지수의 숫자가 $\ell - 1$ 개임을 의미한다. 이에 대응하여, 회소성은 예산제약식이 등호로 성립되도록 하며, 이는 균형 여부와 관련없이 개별초과수요가치의 합계, 따라서 시장평균 초과수요가치의 합계가 0임을, 즉 $p\bar{\zeta}(p) = 0$ 을 의미하게 된다. 이는 다시 $\bar{\zeta}(p) = 0$ 이라는 연립방정식체계에서 독립적인 방정식의 개수가 $\ell - 1$ 개임을 의미하게 된다. 이는 $\bar{\zeta}(p) = 0$ 의 연립방정식의 해 p^* 가 존재할 최소한도의 조건을 갖추었음을 의미한다²⁸⁾. p^* 가 결정되면, 배분은 $z^*(x, \theta) = d(p^*, x, \theta)$ 로 주어진다.

우리는 단순화를 위하여 생산이 없는 물물교환경제를 분석하였지만, 생산함수가 오목(concave)한 한, 위의 분석은 생산이 있는 교환경제로 확장될 수 있다. 이 경우에도, 앞서의 식 (4)와 식 (5)의 논리에 따라 시장평균초과수요함수 $\bar{\zeta}(p)$ 는 0차 동차성을 가지며, 왈라스의 법칙이 성립하고, 또 일반균형해 (p^*, z^*) 가 존재한다.

일반균형해 (p^*, z^*) 는 모든 실물변수, 즉 모든 자원배분과 상대가격을 결정하고 있다. 애로우-드브루의 이론에 의하며, 일반균형에서 결정되는 자원배분은 거시적 소득·고용·투자·저축과 그 미시적 배분을 포함하며, 상대가격은 이자·환율·보험료를 포함하고 있다. 이자 등이 포함되는 이유는 이들은 기본적으로 상대가격이며, 일반균형이론에서 상품의 개수가 유한하다는 것 외에는 별도의 제한이 없으며, 따라서 상품이 단순히 물리적 특성뿐만 아니라, 공간적·시간적·상황적 특성에 따라 세분될 수 있기 때문이다²⁹⁾.

일반균형이론은 수요공급분석의 확장노력에서 시작하여, 거대하고 복잡다기한 경제현상을 추상화하여 (p^*, z^*) 로 요약하는 대담한 이론적 체계를 마련하고 있는 셈이다. 음양오행설과 유사하게, 이러한 대담한 요약의 과정에서 여러

28) 실제의 증명은 고정점정리에 의하여, 예컨대

$$\phi_j(p) = \max \{p_j + \bar{\zeta}_j(p), 0.5\bar{\zeta}_j(p)\} / \sum_k \max \{p_k + \bar{\zeta}_k(p), 0.5\bar{\zeta}_k(p)\} \quad j = 1, 2, \dots, \ell \quad \text{에}$$

의하여 정의되는 함수 $\phi: \Delta^{\ell} \rightarrow \Delta^{\ell}$ 이 가격 심플렉스 자체로의 연속적인 사상임을 보임으로써 이루어진다.

29) 다만, 파레토최적의 정리를 제외한다면, 모든 시장(complete markets)이 존재할 필요는 없다.

가지 현실적 요인의 추상화가 이루어지게 마련이다. 일반균형의 효율성정리에 대한 시장 실패가 그 한 예라면, 본고의 관심인 화폐 현상을 추상화하고 있다는 것이 그 다른 예이다.

3. 貨幣數量說

일반균형이론이 화폐현상을 추상화하고 있다는 점은 화폐수량설의 관점에서 혼잡된 축복이라고 볼 수 있다. 일면, 그것은 화폐수량설이 일반균형이론과 보완적 관계에 있을 수 있음을 나타낸다. 이것은 화폐수량설과 일반균형이론이 쉽게 접목될 수 있기는 하지만, 화폐현상이 실제로 실물변수에는 영향을 미치지 못한다는 견해, 따라서 불필요한 복잡성을 더하지 않는다는 선택의 문제일 때 타당한 견해일 것이다. 다른 한편, 그것은 화폐수량설 또는 화폐현상 자체가 일반균형과 접목되기 어려운 이질성을 가지고 있다는 갈등관계를 반영할 수 있다. 즉, 화폐수량설 또는 화폐이론과의 접목을 안한 것이 아니라, 못한 것일 수 있다는 것이다. 일반균형이론과 화폐수량설을 보완적 관계로 보느냐, 갈등적 관계로 보느냐에 따라, 이분법에 대한 견해가 크게 달라지게 된다.

총화폐량을 M , 물가수준을 P , 총소득을 Y 라고 할 때, 화폐수량설은 $M=kPY$ 로 표시된다. 이를 균형방정식으로 보면, 우변은 명목소득의 일정한 비율 k 만큼을 화폐의 형태로 보유하고자 하는 화폐잔고수요를 나타낸다. 이제 일반균형이론과 화폐수량설을 보완적 관계로 보면, 총소득 Y 는 일반균형이론에 의하여 결정된다. 또 k 를 경제의 구조, 지급결제의 관행에 따라 결정되는 상수로 보면³⁰⁾, 이는 화폐량과 물가 사이의 비례적 관계를 나타내게 된다. 따라서, 화폐량이 증가하면, 물가수준이 같은 비율로 상승하게 된다. 이에 따라, 모든 상품의 절대가격이 같은 비율로 상승하게 되지만, 상대가격은 변하지 않

30) 이 논의는 $M=k(r, \pi^e)PY$ 와 같이 신화폐수량설의 형태로 주어져도 동일하게 적용된다. 신화폐수량설에 대하여 동차성이 갖는 함의에 관한 구체적인 논의는 장세진(2000)을 참조

는다. 특히, 현재제와 미래제의 상대가격인 이자율도 변하지 않는다. 이 점이 유동성 선호설과의 큰 차이점이다. 결과적으로 화폐량은 명목변수에만, 일반균형이론은 실물변수에만 영향을 미친다.

이러한 결론이 화폐수량설의 독자적인 결론이 아니라, 어떤 형태로든 일반균형이론과의 접목에서 도출됨을 유의하여야 한다. 화폐량이 총소득에 영향을 주면 이러한 이분법은 붕괴되며, 화폐수량설 자체로는 그러한 가능성을 부인하는 어떤 장치도 없다. 그런데 총소득이 실물변수에 의하여 결정된다는 일반균형이론의 결론이 더해지는 순간, 화폐수량설은 명목변수에만 영향을 준다는 결론이 불가피하고, 실물변수-명목변수 사이에 일반균형이론-화폐수량설의 이분법이 완성되는 것이다. 수학적 표현으로, 체계는 축차적으로 풀리는데, 축차의 순서는 일반균형이론이 먼저라는 것이다.

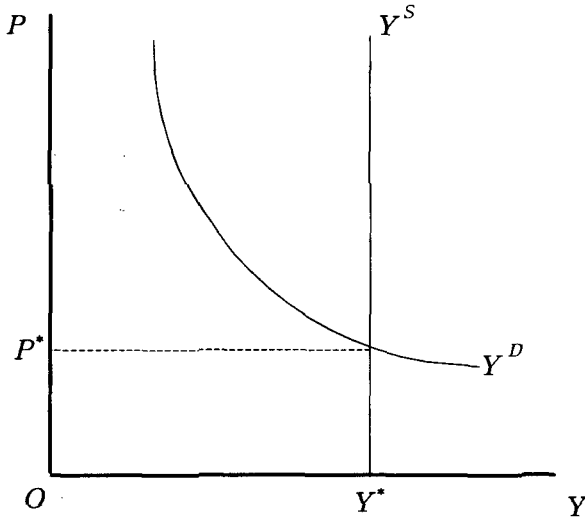
이러한 구분의 중요성을 명확히 하기 위하여, 어떤 이유로든 이분법을 붕괴시키자면, 어디를 공략할 것인가를 생각하여 보자. 위의 논의에 따르면, 이분법은 수요공급분석 또는 일반균형이론의 공격에서 시작되어야 한다. 케인즈(1936)는 실제로 두 부분을 모두 공격하였다. 일반이론 제2장의 노동수요공급분석의 비판과 유효수요이론이 전자를 공격한 것이고, 제15장의 유동성선호설이 후자를 공격한 것이라고 볼 수 있다. 케인즈의 공헌이 유효수요이론에 의하여 일반균형이론의 관념성을 드러낸 것인가, 아니면 유동성선호설에 의하여 화폐의 비중립성을 드러낸 것인가에 대해서는 아직도 논란의 여지가 남아 있다. 다만, 클라워(1965, 1967) 등의 분석은 전자에 비중을 두고 있고, 위의 축차성의 논의도 이를 뒷받침하고 있다. 뉴케인지언의 해석들도 대체로 이에 해당된다.

4. 古典派的 二分法의 教科書的 解釋

일반균형이론이 이자를 포함한 상대가격과 소득-고용을 포함한 실물변수를 결정하고, 이를 화폐수량설에 대입하여 물가수준을 결정한다는 축차적인 구조는 현대 거시경제학의 총수요-총공급분석에서 어떻게 번역이 될까? 사무엘슨

(1995)을 비롯하여 전형적인 설명은 수직인 총 공급곡선과 직각 쌍곡선인 총 수요곡선이다([그림 1] 참조).

[그림 1] 고전파 이분법 - 교과서적 해석



그 해석의 논리는 다음과 같다. 먼저 총공급은 생산함수 $Y=f(N,K)$ 중 자본 K 는 단기에 \bar{K} 에서 고정되어 있고, N 은 노동의 수요와 공급이 일치하는 수준, 즉 완전고용수준 N_f 에서 결정되고, 따라서 총생산은 완전고용수준 $Y_f=f(N_f, \bar{K})$ 에서 이루어진다. 이는 명목변수인 물가수준과는 관련없이 결정되므로, 총공급곡선은 Y_f 에서 수직인 직선이 된다. 총수요곡선은 논리적 기초가 다소 애매하지만, 결국 Y_f 와 교차점에서 물가수준이 결정되도록 주어진다. 즉, 화폐량이 고정되었을 때, $M_0 = kPY$ 를 변형하여, $P = M_0/kY$ 인 직각 쌍곡선이 총수요곡선으로 해석된다.

경제의 균형은 이 총공급곡선과 총수요곡선의 교차점에서 결정된다. 기실 총공급곡선은 수직이므로, 실물변수인 소득은 이미 결정되어 있고, 다만 화폐량에 의하여 결정된 총수요곡선에 의하여 물가가 결정된다. 이러한 점에서 ‘일

반균형이론→화폐수량설'의 축차적인 해의 성격은 유지되며, 일반균형이론 및 화폐수량설의 결론과 합치된다. 나아가, 화폐량의 증가가 물가를 비례적으로 상승시키며, 완전고용산출수준의 증가가 물가를 반비례적으로 하락시킨다는 화폐수량설의 결론도 유지된다. 결국, 고전파적 이분법의 결론은 훌륭히 요약되고 유지되었다. 그러면 모든 것이 잘된 것 아닌가?

5. 教科書的 解釋의 非整合性

문제의 핵심은 두 이론을 접목시키는 순간, 화폐수량설이 일반균형이론으로부터 완전고용산출량을 받기만 하고, 실물요인에는 영향을 미치지 않는다는 구조가 깨어진다는 것이다. 화폐수량설의 접목은 소비자가 kPY 에 해당하는 만큼 기말화폐수요를 가질 것을 요구한다. 개별 소비자에게 물가는 주어진 변수이다. 소득 Y 는 부존경제에서는 주어진 변수로 간주할 수 있고³¹⁾, 생산경제에서는 노동공급에 따라 변할 수 있다.

부존경제에서 개별소비자에게 소득, 물가가 주어진 변수일 경우, 화폐수량설이 옳다면 기말화폐수요는 kPY 로 주어지게 된다. 이제 M 을 기초화폐잔고(화폐량), M' 를 기말화폐수요라고 하면, 소비자의 예산제약은 다음과 같다.

$$PC + M' = PY + M$$

기초화폐잔고(화폐량)는 주어진 선결(외생)변수이므로, 선택변수는 소비수요 C 와 기말화폐수요 M' 의 두 개이다. 따라서, 어느 한 변수가 결정되면, 다른 변수는 잔여항으로 결정된다. 이제 화폐수량설에 따라 기말화폐수요가 $M' = kPY$ 로 결정된다고 하면, 예산제약식은 다음처럼 고쳐 쓸 수 있다.

$$PC + kPY = PY + M$$

따라서, 소비수요는 $C = (1 - k)Y + M/P$ 으로 결정되며 이로부터 $\Delta C = \Delta(M/P)$

31) 케인즈의 과소고용균형에서도 주어진 변수로 간주할 수 있다.

이 성립한다. 즉, 소비수요의 변화는 실질잔고의 변화와 같으며, 이는 실물변수인 소비가 명목변수인 화폐량 또는 물가수준에 의존함을 의미한다. 이는 화폐수량설과 접목되는 일반균형론적 가정, 즉 총공급곡선의 유도 과정 등에서 전제된 실물변수가 명목변수에 의존하지 않는다는 가정과 모순된다.

이러한 모순이 생산, 따라서 노동공급량의 변화에 따른 소득의 변화를 무시하였기 때문에 생긴 것일까? 생산경제에서 소비수요, 기말화폐수요와 함께 노동공급이 선택변수일 경우, 노동자-소비자의 예산제약식은 $PC + M' = WN + M$ 으로 주어진다. 이제 화폐수량설에 따라 기말화폐수요 $M' = kPY$ 를 대입하면, 예산제약식은 $PC + kPY = WN + M$ 과 같이 고쳐 쓸 수 있다. 이로부터 소비수요, 노동공급, 실질잔고 사이에 $C - (1-k)(W/P)N = M/P$ 따라서, $\Delta C - (1-k)(W/P)\Delta N = \Delta(M/P)$ 이 성립한다. 이는 실질잔고의 증가가 소비의 증가 및/또는 노동의 감소를 초래하여야 함을 의미한다. 결국, 실물변수인 소비 및/또는 소비가 명목변수인 화폐량 또는 물가수준에 의존하며, 이는 역시 실물변수가 명목변수에 의존하지 않는다는 일반균형론적 가정과 모순된다. 즉, 위의 모순은 노동을 무시하여서 생겨난 것이 아니다.

재산소득 또는 이윤을 포함시키거나, 또는 화폐 외의 저축수단으로서 증권을 포함시켜도 화폐수량설을 도입하는 순간, 화폐량 또는 물가의 변화가 실물변수에 영향을 미쳐야 한다는 결론은 변하지 않는다. 예산제약식에 화폐가 포함되는 한, 이러한 결론은 변하지 않는다.

일반적으로 예산제약식에 화폐가 포함되면서, 실물변수가 명목변수에 영향을 받지 않는 유일한 방법은 기말화폐수요가 기초화폐잔고와 항등적으로 같은 것($M' \equiv M$ 또는 $M'/P \equiv M/P$)이다³²⁾. 이 경우, 예산제약식은 실물부분과 명목부분으로 분리될 수 있다. 수요이론으로서의 화폐수량설 $M' = kPY$ 는 정확히 이를 부정함으로써, 실물변수가 명목변수에 의존하도록 하는 것이다.

예산제약식이 문제라면, 예산제약식에 화폐를 포함시키지 않거나, 아예 예산

32) 다른 시각에서 $M' \equiv M$ 은 균형만을 고려하면, 화폐수량설은 항상 성립한다. 이는 비교균형분석에서 실물부분과 명목부분이 분리될 수 있음을 시사한다.

제약식을 무시하고, 일반균형이론과 화폐수량설을 접목시킬 수 있는가? 그것은 일반균형이론 자체를 포기하는 것과 마찬가지로 논외로 한다. 결국, 일반균형이론과 화폐수량설은 직접 접목될 수는 없다는 결론이다.

IV. 0次 同次性과 有效한 二分法

1. 微視經濟學的 接近(1): 在庫機能-流動性 選好的 接近

이상의 논의가 함축하는 바는 분명하다. 일반균형과 화폐수량설을 논리적 정합성을 갖도록 접목시키기 위해서는 화폐수량설의 $M=kPY$ 를 균형조건으로 이해하고, 기말화폐수요를 예산제약하의 효용극대화 과정에서 결정되도록 하여야 한다. 즉, $M=kPY$ 는 이러한 효용극대화의 일반균형의 비교정확적 결론이지, 기말화폐수요를 직접 결정하는 제약식으로 간주할 수 없다.

이제 어떤 이유로든 -왈라스(1926/54)의 화폐제고기능(service d'approvisionnement)이든 케인즈(1936)의 유동성 선호(liquidity preference)이든-화폐가 소비자에게 선호되며, 다른 상품과 마찬가지로 화폐의 형태로 보유하는 구매력(유동성) 자체가 효용(또는 기업의 경우에는 생산성)을 가진 것으로 취급할 수 있다고 하자. 이러한 취급은 일차적인 접근으로 볼 수 있으며, 이 방법이 갖는 한계와 논리적으로 어떻게 정당화될 수 있는가는 다음 항에서 다루기로 한다. 이 경우, 소비자의 효용극대화 문제는 식 (16)처럼 주어진다.

$$\max u(z, m', \theta) \quad \text{s.t.} \quad pz + m' \leq px + m \quad (16)$$

이로부터 상품벡터에 대한 수요함수 $z^* = d(p; x, m, \theta)$, 기말(명목)화폐잔고에 대한 수요함수 $m'^* = l(p; x, m, \theta)$ 가 결정되며, 화폐교환경제의 동차성으로부터 다음이 성립한다.

$$d(p; x, m, \theta) = d(\lambda p; x, \lambda m, \theta) \quad (17a)$$

$$l(p; x, m, \theta) = l(\lambda p; x, \lambda m, \theta) \quad (17b)$$

이러한 0차 동차성은 결국 화폐의 효용이 화폐 자체의 크기 m 이 아니라, 화폐의 실질구매력의 크기, 즉 실질화폐잔고 m/P 에 의존함을 뜻한다. 이를 명백히 하기 위하여, 화폐가격벡터 p 와 물가수준 P 와의 관계를 보다 분명히 해 둘 필요가 있다. 이제 양의 가중치벡터 w ($w \gg 0$, $\sum w = 1$)가 있다고 하자³³). 이 가중치를 주어진 것으로 하여 $P = w'p$ 로 정의한다³⁴). 이로부터 실질가격벡터 $\tilde{p} = p/P$ 로 정의한다. 이에 바탕하여 위의 소비자 효용극대화 문제는 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$\max \tilde{u}(z, m'/P, \theta) \quad \text{s.t.} \quad \tilde{p}z + m'/P \leq \tilde{p}x + m/P \quad (16)'$$

마찬가지로 수요함수의 동차성은 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$\tilde{d}(\tilde{p}; x, m/P, \theta) = \tilde{d}(\tilde{p}; x, \lambda m/\lambda P, \theta) \quad (17a)'$$

$$\tilde{l}(\tilde{p}; x, m/P, \theta) = \tilde{l}(\tilde{p}; x, \lambda m/\lambda P, \theta) \quad (17b)'$$

기실, $\tilde{d}(\cdot)$ 와 $\tilde{l}(\cdot)$ 의 함수와 $d(\cdot)$ 와 $l(\cdot)$ 의 함수는 같으며, 식 (17)은 식 (17)'를 함축한다. 왜냐하면, 식 (17)'는 식 (17)에서 $\lambda = 1/P$ 인 경우에 해당하기 때문이다. 그럼에도 불구하고, 식 (17)'는 \tilde{p} 를 주어진 것으로 간주하

33) 보통의 물가지수에서는, 기준연도의 실제거래벡터를 q 라고 할 때, $w_j = p_j q_j / p'q$, $j=1, 2, \dots, l$ 이 된다. 엄밀히 이야기하자면, 화폐 자체의 효용을 계산하는 물가지수는 실질구매력을 나타내는 물가지수와 다를 수 있다. 왜냐하면, 화폐의 효용은 화폐로만 구입할 수 있는 상품과 신용으로 구입할 수 있는 상품의 구성비에 의존하며, 이는 실질구매력과 별개로 결정될 수 있기 때문이다. 또한, 화폐 자체의 효용은 단순히 현재의 시장에서 거래되는 상품의 가격벡터뿐만 아니라, 미래의 시장에서 거래될 상품의 (예상)가격에도 의존한다.

34) 현실에서 사용되는 물가지수는 비교연도의 기준연도와의 P 의 비율로 표시된다.

고, 물가수준과 기초화폐량의 비례적 변화가 실질수요벡터(비화폐상품과 실질잔고)에 영향을 주지 않는다는 점을 명시적으로 표현하고 있다는 점에서 유용하다.

시장평균수요함수는 상품부존량, 효용상수의 분포뿐만 아니라, 개인별 실질잔고의 분포함수 $H:R_+ \rightarrow [0,1]$ 에도 의존하게 된다. 즉,

$$\bar{z}^* = \bar{d}(\tilde{p}, \bar{m}/P) = \int_{R_+} \int_{\Theta} \int_X \tilde{d}(\tilde{p}; x, m/P, \theta) dF dG dH \quad (18)$$

$$\bar{m}^*/P = \bar{l}(\tilde{p}, \bar{m}/P) = \int_{R_+} \int_{\Theta} \int_X \tilde{l}(\tilde{p}; x, m/P, \theta) dF dG dH \quad (19)$$

이러한 부존화폐경제의 균형은 다음의 두 가지 조건을 만족시키는 균형실질가격벡터 $\hat{p}^* \in R_+^I$ 과 균형물가수준 $P^* \in R_+$ 및 비화폐상품 배분 $z^*: X \times R_+ \times \Theta \rightarrow Z$ 와 기말화폐실질잔고의 배분 $z_m^*: X \times R_+ \times \Theta \rightarrow R_+$ 의 네 터플 $(\hat{p}^*, P^*, z^*, z_m^*)$ 로 주어진다.

(i) 균형실질가격벡터 \hat{p}^* 와 균형물가수준 P^* 가 주어지면, 비화폐상품의 배분 $z^*(x, m/P^*, \theta) = \tilde{d}(\hat{p}^*, x, m/P^*, \theta)$ 와 기말화폐실질잔고의 배분 $z_m^*(x, m/P^*, \theta) = \tilde{l}(\hat{p}^*, x, m/P^*, \theta)$ 는 모든 개별 소비자에 대하여 효용극대화 문제 식 (16)'의 해이다.

(ii) 비화폐상품과 화폐의 수요와 공급은 일치한다. 즉,

$$\bar{d}(\hat{p}^*, \bar{m}/P^*) = \bar{x}, \quad (20a)$$

$$\bar{l}(\hat{p}^*, \bar{m}/P^*) = \bar{m}/P^* \quad (20b)$$

물론, 우리는 균형조건으로 식 (20a)에만 관심을 집중하여도 된다. 왜냐하면, 왈라스의 법칙에 의하여, 식 (20a)가 화폐시장의 균형 식 (20b)를 보장하기 때문이다.

이제 화폐량이 λ 배로 증가하되, 화폐분포함수 H 가 화폐분포의 상대적 구성을 변화시키지 않은 채로, 즉 부의 재분배 효과가 없는 방식으로 H' 로 변하였다고 하자. 구체적으로 이는 모든 m 에 대하여 $H'(\lambda m) = H(m)$ 임을 의미한다. 따라서 평균 화폐잔고는 $\lambda \bar{m}$ 가 된다.

이 화폐교환경제의 균형이 유일하고 안정적이라고 하면, 우리는 비교정확의 문제를 추측-적중의 방법(guess-and-hit method)으로 풀 수 있다(<부록> 참조). 우리의 추측은 비화폐상품의 가격을 λ 배만큼 비례적으로 증가시키는 것이다. 이 경우, 물가는 λ 배만큼 증가하고, 비화폐상품의 실질가격벡터는 변하지 않는다. 이때 비화폐상품의 초과수요벡터는 변하지 않고 식 (21)과 같이 성립한다.

$$\bar{d}(\tilde{p}^*, \lambda \bar{m} / \lambda P^*) = \bar{x} \quad (21)$$

이로부터 $(\tilde{p}^*, \lambda P^*, z^*, z_m^*)$ 이 균형의 하나임을 알 수 있다. 유일성은 이것이 새로운 균형임을 보장하고, 안정성은 경제가 이 새로운 균형으로 수렴할 것을 보장한다. 결국 화폐량의 증가는 실물변수에 영향을 주지 않은 채, 물가의 비례적 상승을 가져 온다.

여기서 전제로 된 유일성과 안정성에 대해서 약간의 주석이 필요하다. 우리는 화폐를 포함하지 않는 일반균형이론의 유일성과 안정성이 (비화폐) 상품 상호간의 粗代替性(gross substitutability)에 의하여 충족됨을 안다. 화폐를 추가로 도입하는 것이 이러한 유일성, 안정성의 조건을 어떻게 변화시킬 것인가? 기본적으로 실질잔고효과는 물가수준의 유일성과 안정성을 보장한다. 새로운 물가수준이 $P' < \lambda P^*$ 이면, 실질잔고의 증가가 나타나고, 이는 비화폐상품에 대한 초과수요를 통하여 물가상승의 압력으로 작용한다. 반대로, 새로운 물가수준이 너무 올라가서 $P' > \lambda P^*$ 가 되면, 실질잔고의 감소, 비화폐상품의 수요부족을 통하여 물가하락의 압력이 생긴다.

이 비교정확으로부터 $k = M/PY = \bar{m} / (P^* \tilde{p}^* z^*) = \lambda \bar{m} / (\lambda P^* \tilde{p}^* z^*)$ 도 일

정하게 유지됨을 확인할 수 있다. 즉, 화폐수량설 $M=kPY$ 는 균형의 결과로 성립한다.

여기서 \hat{p}^* , z^* 의 의미에 대해서 약간의 주석이 필요하다. 우선 상대가격이 변하지 않는다는 것은 전과 마찬가지로 이자율이 변하지 않는다는 것을 포함한다. 여기서 기초와 기말 사이의 시간의 길이에 대해서 아무런 제약이 가해지지 않고 있고, 그 중간에 상품은 애로우-드브루에서와 같이 시간, 공간, 상황의 특성에 따라서 구분될 수 있기 때문이다. 또, 화폐량의 증가가 일어난 시점에서 \hat{p}^* 가 불변이라는 소비자의 인식(예상을 포함)이 중요하다. 이는 화폐량의 증가와 더불어 순간적으로 현재 및 미래의 명목가격이 λ 배로 증가한다는 것을 의미한다. 이는 특히 화폐량이 증가한 것이 미래의 화폐량의 증가율의 예상치에 영향을 주지 않아야 한다는 것을 의미한다.

이러한 조건들은 실질잔고 분포에 영향을 주지않는 화폐량의 비례적 증가와 더불어 까다로운 조건들이다. 그러나 이러한 관찰은 0차 동차성의 강건성에 의하여 실제의 화폐량 증가의 효과를 분석하는 유용한 벤치마크를 마련하여 줌을 부인할 수는 없다.

2. 微視經濟學的 接近(2): 同學 計劃的 接近

화폐의 효용을 전제로 한 위의 접근방식은 두 가지 면에서 중대한 제약이 있다. 그 하나는 화폐의 효용이 실질적인 거래(또는 그 예상)에서 이루어지는 것인데, 거래의 크기와 관련없이($z^*=x$ 인 경우에도) 일정한 효용을 갖고 있다는 가정이 불합리하다는 점이다. 다른 하나는 (모든 상품의 물물교환이 마찰없이 이루어지는) 애로우-드브루의 세계에서 화폐의 존재가치는 정당화될 수 없다는 점이다. 이를 감안하기 위하여 위의 정확적 접근의 동학화가 불가피하다. 그 중에서 필자는 이하 벨만의 가치함수에 의한 동학계획적 접근을 제안하기로 한다.

이제, 시장을 $t=0,1,2,\dots$ 에 연쇄적으로 현물상품의 거래만에 의하여 이루

어지는 것으로 제약하자. 이 경우, 소비자의 효용극대화 문제는 현물소비로부터의 기별 효용함수를 \hat{u} , 할인요소를 $0 < \beta < 1$ $t=0$ 에서의 정보 I_0 를 활용한 조건부 기대연산자를 E_0 라고 할 때, 식 (22)가 주어진다.

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \hat{u}(z_t, \theta) \quad \text{s.t.} \quad \tilde{p}_t z_t + m_{t+1}/P \leq \tilde{p}_t x_t + m_t/P$$

$$t=0, 1, 2, \dots; m_0, P \text{ given} \quad (22)$$

위의 해를 구하는 방법의 하나는 벨만(1957)의 최적화 원리에 따라 동학계획법(dynamic programming)에 의하여, 먼저 가치함수를 구하고, 이로부터 시간불변의 정책함수를 구하는 것이다. 식 (18)의 극대화된 가치를 $v(m_0/P; \cdot)$ 로 표시하면, 함수방정식

$$v(m_0/P) = \max \hat{u}(z_0, \theta) + \beta E_0 v(m_1/P)$$

$$\text{s.t.} \quad \tilde{p}_0 z_0 + m_1/P \leq \tilde{p}_0 x_0 + m_0/P \quad (23)$$

이 성립한다. 또는 기간의 선택은 임의이므로, 시간첨자 0과 1을 단순화하여,

$$v(m/P) = \max \hat{u}(z, \theta) + \beta E v(m'/P)$$

$$\text{s.t.} \quad \tilde{p} z + m'/P \leq \tilde{p} x + m/P \quad (23)'$$

로 표시할 수 있다. 이 함수방정식을 만족시키는 함수 v 는 유일하며, 증가함수이며, 오목하고, 미분가능함을 보일 수 있다. 즉, v 는 효용함수에 준하는 특성을 지닌다. 이 결과, 앞 절에서 소비자가 극대화하는 것은 식 (23)의 우변 즉, $u(z, m'/P; \theta) = \hat{u}(z, \theta) + \beta E v(m'/P)$ 를 표시한 것으로 볼 수 있다. 즉, 화폐 자체가 효용을 갖는 것이 아니지만, 기말잔고가 차기 이후에 이용됨으로써 유도되는 가치를 표현하고 있는 것이다.

이 화폐로부터의 효용가치가 유도되는 근원은 무엇인가? 또 무엇에 영향을

받는가? 여기서 화폐는 주요한 가치보장수단이다³⁵⁾. 따라서, 소비평준화(보험)의 수단이 된다. 보다 직접적으로 판매미실현에 대한 보험의 구실을 표현하기 위하여, 클라워(1967)의 제안과 같이 현금선불조건, $\tilde{p}_t z_t \leq m_t/P$, 또는 루카스-스토키(1987)의 제안과 같이 그 완화조건 $\alpha \tilde{p}_t z_t \leq m_t/P$ ($0 < \alpha < 1$)을 넣어도 기본적인 구조는 변하지 않는다. 어느 경우든 소득변동 및 가격변동의 예상은 화폐의 효용가치에 중요한 영향을 미친다.

이 모형에서 0차 동차성은 어떻게 성립하는가? 소비자의 자원부존량 $x = \{x_t\}$ (의 예상)이 일정하게 유지된 채로 또 상대가격구조 $p = \{p_t\}$ (의 예상)가 일정한 채로, m_0 가 λ 배로 증가하였다고 하자. 이 경우, “물가수준”(미래의 가격을 포함한)이 λ 배로 증가하면, 소비자의 실질수요는 변하지 않는다. 특히, 중요한 조건은 화폐량의 증가가 일회적으로 일어나며, 이 사건에 의하여 미래의 화폐공급량의 예상이 변하지 않아야 한다는 것이다.

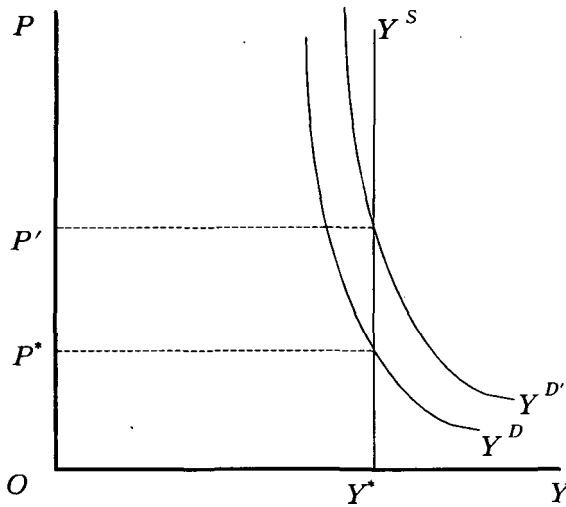
3. 有效한 二分法: 巨視經濟學的 解釋

부존경제의 거시경제학적 해석으로 돌아가 물가변화에 의한 실질잔고효과가 상품시장의 균형에 어떻게 영향을 미치는지를 고찰한다. 부존경제에서 총공급곡선은 수직이므로, 총수요곡선만을 고찰하면 된다. 총수요도 소비수요만으로 구성되므로, 소비에 대한 실질잔고효과만을 고려하면 된다. 소득-물가평면에서 물가하락에 의한 실질잔고의 증가는 총수요를 증가시킨다. 따라서 총수요곡선

35) 엄밀히 이야기 하자면, 이는 개설되는 시장의 크기, 즉 X , Z 의 차원에 따라서 다르다. 예를 들어 x_{ij} 가 일년 뒤의 사과이며, 그것이 t 기의 (선물)시장에서 매매될 수 있다면, 그 청구권이 가치보장수단으로서 기능을 하게 된다. 보다 현실적으로 x_{ij} 가 1년 뒤에 만기가 되는 증권이고, 이것이 t 기의 시장에서 할인될 수 있다면, 역시 가치보장수단으로서 기능을 하게 된다. 즉, 위의 예산제약식 자체로는 비화폐상품을 현물로 제약할 필요가 존재하지 아니하며, 따라서 화폐가 유일한 가치보장수단임을 의미하지도 않는다. 다만, 증권이 효용함수에 포함되는 것은 화폐가 효용함수에 포함되는 것과 마찬가지로 가치함수접근에 의한 간접효용으로 해석되어야 한다.

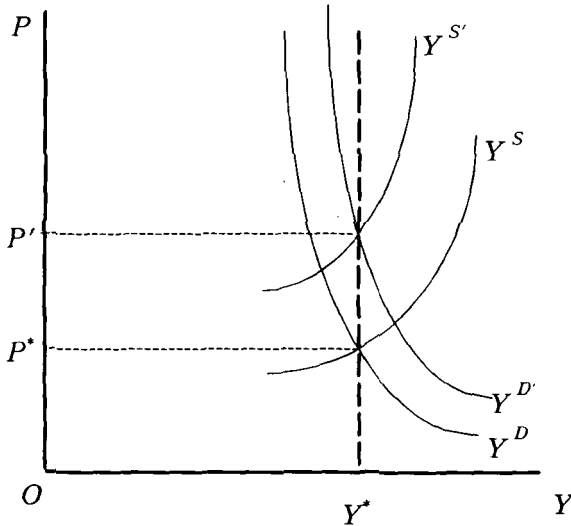
은 우하향의 곡선이 된다([그림 2] 참조). 화폐량이 1배만큼 증가하면 총수요 곡선은 상방으로 비례적으로 이동한다. 왜냐하면, 화폐경제의 0차 동차성은 물가도 같은 비율로 증가할 경우에 실물수요가 불변임을 의미하기 때문이다. 수직인 총공급곡선은 화폐량이 증가할 때, 균형소득수준 Y^* 는 불변인 채 물가만 비례적으로 상승함을 의미한다.

[그림 2] 부존경제의 실질잔고효과



생산경제에서 위의 0차 동차성은 물가-임금과 함께 화폐량이 비례적으로 변할 것을 필요로 한다. 이 경우, 물가-임금의 하락은 역시 같은 방향으로 소비에 대한 실질잔고효과를 낳는다. 이 경우, 노동공급에 대한 실질잔고효과는 여가가 열등재가 아닌 한 노동공급을 감소시킨다. 따라서, 물가-임금의 비례적 하락은 노동공급 축소, 생산 감소를 초래한다. 그 결과 총공급곡선은 우상향의 곡선이 된다([그림 3] 참조). 이 경우, 화폐량의 증가는 어떤 효과를 갖는가? 앞서의 0차 동차성은 물가-임금이 비례적으로 상승할 때, 실물변수가 불변임을 의미한다. 따라서, 총수요-총공급곡선은 비례적으로 상방 이동한다. 그 결과 균형점은 원래의 소득수준에서 수직선상에 있게 된다.

[그림 3] 생산경제의 실질잔고효과



실질잔고효과가 없었더라면, 총수요-총공급곡선은 어떻게 될까? 이 경우, 총수요도 총공급도 물가수준과는 무관하다. 우선 [그림 2]의 부존경제를 생각해 보자. 실질잔고효과가 없다면, 총수요곡선은 상대가격이 유지되는 물가의 상승, 즉 비화폐상품가격의 비례적인 변화에는 반응하지 않게 된다. 따라서, 수요곡선은 수직이 된다. 이 수직인 수요곡선의 위치는 비화폐상품의 가격벡터에 의존한다. 원래의 균형상태가 전제되면 이는 총공급곡선과 정확히 일치하게 된다. 즉, 일단 균형상태가 달성되면, 개별가격을 λ 배만큼 비례적으로 변화시켜도 역시 균형이 유지된다. 이러한 의미에서 실질잔고효과가 없으면, 물가수준이 결정되지 않는다.

이제 [그림 3]의 생산경제를 분석한다. 실질잔고효과가 없다면, 그리고 또한 화폐환상이 없다면, 총공급곡선은 상대가격이 유지되는 비화폐상품의 비례적인 변화, 특히 물가-임금의 비례적인 변화에 반응하지 않게 된다. 그 결과 총공급곡선은 수직이 된다. 이 경우, 부존경제에서와 같은 이유에서 총수요곡선도 수직이 된다. 원래의 균형을 전제로 하면, 총수요곡선과 총공급곡선은 균형

소득 수준에서 수직선으로 겹치게 된다. 결국 생산경제에서도 실질잔고효과가 없으면, 물가수준은 결정되지 않는다.

그렇다면 전형적인 거시경제학 교과서에서 실질잔고효과의 도입없이 물가수준을 결정하는 논리, 즉 우상향의 총공급곡선과 우하향의 총수요곡선을 유도하는 논리는 무엇인가? 위의 논의의 핵심은 초과수요의 0차 동차성이고, 결국 이 동차성을 부정하여야 한다. 이러한 동차성이 성립하지 않는 경우를 광의로 화폐환상이라고 정의하자면, 결국 화폐환상을 도입하지 않으면 안된다. 대표적인 논리는 노동자의 물가에 대한 정보의 불완전성에 기초를 두고, 임금-물가의 비례적 상승시, 임금상승분은 완전히 인지하는 반면에 물가상승은 불완전하게 인지한다는 것이다. 이 불완전한 인지 자체는 과소인지를 의미하지는 않지만, 노동자들이 흔히 이를 과소인지하는 경향이 있다는 것이다. 따라서 임금-물가의 비례적 상승을 실질임금의 상승으로 오인하고, 노동공급을 증가시키고, 이는 총공급의 증가로 나타나게 된다는 것이다.

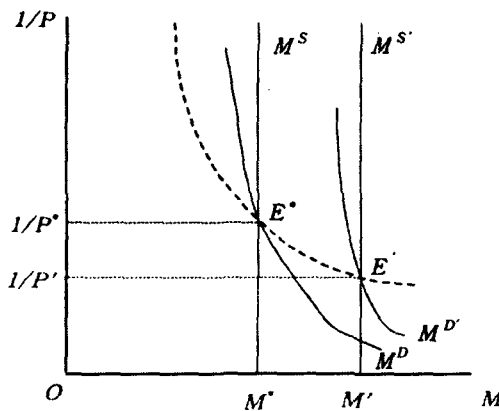
이 논의의 취약성은 우선 물가의 과소인지가 이론적으로든 실증적으로든 뒷받침되기 어렵다는 것이다. 이론적으로 합리적 기대가설은 불완전한 인지에 하향 편향이 존재할 가능성을 부정한다. 예컨대, 임금이 10% 상승한 것을 정확히 아는 반면, 물가가 5% 올랐다고 확신하는 것은 물가상승을 불완전하게 인지할 뿐만 아니라, 불완전한 인지 자체를 모르는 것을 필요로 한다. 이러한 상황은 흔히 설명하듯 전형적이 아니라, 일시적이고 예외적인 것이다. 일반적인 불완전한 인지의 형태는 10% 주변 어디엔가 중심을 둔 확률적인 분포로서 물가를 인지하는 것이다. 실증적으로도 소비자-노동자가 물가상승을 과소평가하는 경향이 있다는 증거는 찾아 보기 어렵다. 굳이 어느 편인가 하면, 전략적인 편향을 고려하여야 하겠지만, 물가상승을 과대평가하는 쪽일 것이다.

노동공급의 화폐환상 논의가 갖는 다른 취약성은 이 논의가 임금-물가의 변화에 관한 것이지 임금-물가의 수준에 관한 것이 아니라는 점이다. 이는 물가수준에의 의존이 일시적이며, 따라서 총공급곡선의 기울기가 관측기간에 따라서 변할 수 있다는 것을 의미한다. 장기적으로 우리는 총공급곡선의 기울기가

수직이라는 것을 부정할 수 없다. 그렇다면, 장기적으로 물가수준이 결정되는 논리가 무엇인가는 화폐환상이 아닌 다른 곳에서 구하지 않으면 안된다.

실질잔고효과는 예산제약식의 좌변에 있는 예산의 처분항목 모두에 영향을 준다. 따라서, 우리는 기말실질잔고수요에 대한 실질잔고효과를 고려하여야 한다. 물가수준이 하락한 경우, 즉 화폐가치가 증가한 경우를 생각해 보자. 기말실질잔고에 대한 실질잔고효과가 없다면, 즉 기말실질잔고수요가 일정하다면 ($M^D \times 1/P =$ 일정), 명목화폐수요(M^D)는 화폐가치($1/P$)와 반비례적으로 움직일 것이다. 따라서, 명목화폐수요의 탄력성은 1이 될 것이다. 그러나, 기말실질잔고수요에 대한 실질잔고효과가 있다면, 실질잔고가 정상재인 한, 물가하락-화폐가치상승은 실질잔고수요를 증가시킨다. 따라서, 명목화폐수요는 반비례보다 적게 감소하고, 명목화폐수요의 탄력성은 1보다 작게 된다. 즉, 화폐수요곡선은 직각쌍곡선보다 절대값이 큰 기울기를 갖는다([그림 4] 참조). 균형화폐가치($1/P^*$)는 이 화폐수요곡선(M^D)과 화폐의 공급($M^S = M^*$)을 일치시키는 점에서 결정된다.

[그림 4] 화폐수요와 실질잔고 효과



화폐량이 M^* 에서 M' 로 증가하면, 화폐공급곡선(M^S)뿐만 아니라, 화폐수요곡선(M^D)도 우측으로 이동한다. 왜냐하면 같은 물가수준에서 기초화폐보유잔고의 증가는 부효과에 의하여 기말화폐잔고수요를 증가시키기 때문이다. 화폐의 수요곡선이 어떻게 이동하는가도 역시 동차성의 지배를 받는다. 이제 명목화폐수요함수를 $M^D = \Psi(1/P, M)$ 라고 하면, 동차성은 $\lambda M^D = \Psi(1/\lambda P, \lambda M)$ 을 의미한다³⁶). 따라서, 원래의 화폐수요곡선을 $M^D = \Psi(1/P, M^*)$, 새로운 화폐수요곡선을 $M^{D'} = \Psi(1/P, M')$ 라고 하자. 이제 $\lambda = M'/M^* > 1$ 로 두면 $\lambda M(1/P, M^*) = \Psi(1/\lambda P, M')$ 이 되며, 이는 임의의 물가 P 에 대하여 $1/P$ 에 대응하는 M^D 곡선상의 점이 오른쪽으로 λ 배만큼, 아래쪽으로 $1/\lambda$ 배만큼 옮기면, $M^{D'}$ 곡선상에 있게 된다는 것을 의미한다. 달리 말하면, M^D 곡선상의 임의의 점 A 는 그 점을 지나는 직각쌍곡선을 따라 $M^{D'}$ 곡선상의 점 A' 으로 일대일 대응되어 옮겨진다.

특히, M^D 곡선상의 원래의 균형물가수준 $1/P^*$ 에 대응하는 점 E^* 는 $M^{D'}$ 곡선상의 새로운 물가수준 $1/P' = 1/\lambda P^*$ 에 대응하는 점 E' 로 이동한다. 즉, E' 점은 E^* 점을 오른쪽으로 λ 배만큼 아래쪽으로 $1/\lambda$ 배만큼 이동시킨 점으로 동일한 직각쌍곡선 상에 있다. 이는 E^* 에서 화폐의 수요 M^D 와 공급 M^* 가 일치하였다면, E' 점에서 화폐의 수요 $M^{D'}$ 와 새로운 화폐의 공급 $M' = \lambda M^*$ 가 일치한다는 것을 의미한다. 즉 E^* 가 균형점이었다면, E' 도 균형점이다. 지금까지 우리는 M^* 와 $\lambda > 1$ 를 주어진 것으로 간주하였다. 그러나, 이상의 논의는 임의의 M^* 와 임의의 $\lambda > 1$ 에 대해서도 성립하므로, 화폐량 증감에 의한 화폐시장의 균형점의 궤적은 직각쌍곡선을 이루게 된다. 이상의 논의는 [그림 4]에서 굵은 점선으로 표시된 직각쌍곡선 또는 $M = kPY$ 이 화폐의 수요곡선 $\Psi(1/P, M)$ 이 아니라, 균형점의 궤적 $\{(M, 1/P) : M = \Psi(1/P, M)\}$ 임을 분명히 밝히고 있다.

이제 [그림 2](또는 [그림 3])에서 분석한 실물시장균형과 [그림 4]에서 분석

36) 실질가격벡터(이자율 포함)가 일정하게 유지되는 것을 전제한다.

한 화폐시장균형 사이의 관계에 대해서 살펴 본다. 실질잔고효과를 명시적으로 고려하는 한, 두 그림은 다 같이 균형물가수준을 결정한다. 기실 왈라스의 법칙에 의하면, 실물시장 또는 화폐시장의 균형은 다른 시장의 균형을 보장하므로, 두 시장의 균형물가수준은 서로 일치한다. 따라서, 우리는 실물시장이나 화폐시장 중의 어느 한 시장의 분석에 의하여 물가수준을 결정할 수 있다.

거꾸로 이미 밝힌 바와 같이 실질잔고효과를 고려하지 않으면, 실물시장에서 물가수준은 결정되지 않는다. 이제 임의의 P에 대해서 실물시장이 균형을 이룬다고 하자. 이 경우, 왈라스의 법칙은 역시 임의의 P에 대해서 화폐시장이 균형을 이룬다는 것을 의미한다. 즉, 부존경제의 예산제약식 $PC+M'=PY+M$ 에 의하면, 임의의 P에 대해서 $C=Y$ 는 $M'=M$ 을 보장하게 된다. 따라서, 물가수준은 화폐시장에서도 결정되지 않는다.

되돌이켜 보면, 고전파 이분법의 교과서적 해석은 물가수준결정에 관한 실물시장, 화폐시장의 선택적 관계를 보완적 관계로 해석한 셈이다³⁷⁾. 그 과정에서 [그림 2](또는 [그림 3])의 실물시장균형점의 궤적을 총공급곡선으로, [그림 4]의 화폐시장균형점의 궤적을 총수요곡선으로 해석한 셈이다. 이러한 혼동의 근저에는 물론 고전파적 이분법을 단지 비판의 대상으로 소홀히 다루었기 때문이기도 하지만, 물가수준결정에 대한 실질잔고효과의 중요성을 간과한 탓으로 여겨진다.

V. 有效한 二分法の 含蓄, 意義와 限界

유효한 이분법의 예측은 벤치마크일 뿐 아무도 현실이 이렇다고 주장하지는 않는다. 여기서의 결론은 단순하다. 일회적으로 모든 사람들의 화폐 잔고가 두

37) 화폐시장의 균형점의 궤적 $M_o = kPY$ 를 $Y^D = M_o / (kp)$ 로 변형하면, 총수요곡선으로 해석할 수 있다. 물론 이는, 총공급곡선을 유도하는 과정에서 전제된 실물시장의 균형이 실물변수에만 의존한다는 전제에 배치된다.

배로 되었다. 그렇다면, 모든 가격(현재 및 미래의 임금-물가)이 모두 두 배로 되는 것이 균형의 하나이다. 유일성과 안정성은 이 방향으로 임금-물가가 변하는 것을 보장한다.

이러한 단순한 결론에는 두 가지 중요한 전제가 있다. 첫째, 임금-물가가 변하면서도 인플레이션율이 변하지 않아야 한다. 즉, 임금-물가가 즉시에 점프하여야 하되, 그러한 일이 다시 없다는 것을 사람들이 믿어야 한다. 둘째, 화폐량은 실질잔고의 상대적 분포를 유지하는 형식으로 변화하여야 한다.

임금-물가가 점프 없이 서서히 변하면 어떻게 될까? 다시는 화폐량이 증가하지 않는다는 것을 사람들이 믿지 않으면 어떻게 될까? 그래도 우리가 가지고 있는 최선의 장기예측은 결국 임금-물가가 2배로 된다는 것이다. 임금-물가가 서서히 증가하면, 사람들은 인플레이션을 예상하고 그 결과 화폐실질잔고수요를 줄이게 되고, 이는 오버슈팅이 생기는 것을 의미한다. 그러나 이러한 조정기를 거쳐서 결국 물가-임금은 2배로 증가하게 된다. 물론 이러한 과정에서 우리는 불균형거래가 일어나고, 경로의존성이 생기는 것을 부인할 수 없다. 그러나 이러한 교란의 요인들은 비례적 물가변화의 경향을 어느 한 방향으로 왜곡시키는 것이 아니라, 상쇄적으로 작용할 것이다. 결국 물가-임금이 2배로 증가하는 경향을 이러한 경로의존성을 이유로 수정할 필요는 없을 것이다. 사람들의 화폐정책에 대한 예상은 중요한 영향을 미친다. 지속적인 화폐공급증가의 예상은 화폐증가의 효과를 더욱 크게 하고 따라서 지속적으로 보다 높은 수준의 인플레이션을 야기하게 된다.

화폐량이 증가하는 경로도 물론 중요한 영향을 미친다. 위에서는 지갑 속의 현금이 마술처럼 2배가 되는 것을 고려한 셈이다. 화폐공급은 물론 이런 방식으로 이루어지지 않는다. 우선적으로 고려되는 경우는 화폐공급 증가분을 헬리콥터에서 살포하는 경우이다. 이는 당연히 실질잔고분포의 변화를 초래하고 따라서 분포함수 H 의 변화에 따른 분배효과가 나타나게 된다. 분배의 변화는 수요구조의 변화를 초래하고, 따라서 상대가격구조의 변동이 생기게 된다. 이 과정에서 특정산업의 발전과 같은 경로의존성이 생길 수 있다. 그럼에도 불구하고

하고 최선의 예측은 결국 일회적인 분배가 아니라, 지속적인 소득의 차이가 화폐잔고의 장기균형분포를 결정하게 되리라는 것이다. 이러한 장기균형에서 물가-임금은 1배로 되는 경향이 유지될 것이다.

이제 화폐량의 증가가 위에서 예시한 '지갑 화폐'나 '헬리콥터 화폐'와 같이 일방적인 이전의 형태로가 아니라, 정부의 구매를 통하여 일어난다고 하자. 물론, 가장 흥미로운 경우는 공개시장 매매조작의 방법을 통해서 화폐를 공급하는 경우이다. 이 경우, 무슨 매매를 통한 매수대상상품에 대한 수요의 증가가 나타나게 되고, 그 가격을 상승시킨다. 매매조작의 대상이 사과라면 사과의 가격을 상승시키고, 그것이 장기화된다면, 과수원의 면적을 증가시킬 수 있다. 그러나 이것은 화폐량 증가 자체의 효과뿐만 아니라, 화폐량 증가의 효과와 수요구조 변동의 효과가 복합된 것으로 보아야 한다. 결국 부수적인 효과는 과수원 주인에게 소득분배가 유리하게 되었다는 점뿐이다. 이 효과가 일회적이라면, 결국 과수원 주인은 뜻밖의 수익을 처분하기 시작할 터이고, 과잉의 화폐는 항상 소득이 높은 사람에게로 흘러가게 된다. 결국 스톡 균형이 완료되는 상태에서³⁸⁾, 화폐잔고의 분포는 원래의 균형분포의 형태를 취하고 물가는 두 배로 증가하게 된다.

정부가 사과 대신 증권을 사는 경우에도 증권가격의 상승, 이자율의 하락을 초래한다. 다만 이 효과는 케인즈가 강조하였던 것처럼 미래의 증권매입조작의 예상에 따라서 달라진다. 앞으로도 지속적으로 매입하리라는 예상이 신뢰 있게 형성되면, 이자율은 더욱 크게 하락하고 상당한 기간 동안 낮은 수준에서 유지될 수 있다. 그렇지만 일회적이라면, 결국 증권발행인에게 유리한 분배를 초래할 뿐이고, 결국 이자율도 원상으로 (오버슈팅을 거쳐서) 회복되고, 물가가 두 배로 된다. 어느 경우든 우리의 일관된 결론은 0차 동차성이 유용한 벤치마크를 마련하며, 장기적으로 0차 동차성에 바탕한 화폐수량설의 결론을 뒤엎을 수 있는 어떤 다른 경향도 존재하지 않는다는 것이다.

38) 화폐실질잔고수요에 대한 실질잔고효과가 0에서 1 사이라면, 화폐스토크의 동학적 조정 과정은 안정적이 된다.

VI. 結 論

우리는 고전파의 일반균형이론(수요공급분석)과 화폐수량설을 수직인 총공급곡선과 직각쌍곡선인 총수요곡선으로 나타내는 이분법의 교과서적 해석이 논리적 정합성을 갖지 못함을 보였다. 기본적으로 총수요곡선은 명목변수에 반응하며, 이는 총공급곡선 도출의 전제에 모순된다.

이러한 정합성의 문제는 물물교환경제와 화폐경제에서의 0차 동차성(또는 그 결여로서의 화폐환상)의 차이점, 즉 실질잔고효과를 무시한 결과이다. 물물교환경제에서는 모든 가격(임금-물가)의 비례적 변동은 균형을 이동시키지 않는다. 이러한 조건이 충족되지 않는 경우를 화폐환상이 있다라고 말한다. 화폐경제에서는 균형을 이동시키지 않으려면, 모든 가격과 화폐잔고의 비례적 변동이 필요하다. 따라서 화폐경제에서 화폐환상이 있다는 것은 임금-물가-화폐잔고의 비례적 변화에도 불구하고 균형이 변동하는 경우를 의미하여야 한다. 임금-물가만이 변할 경우, 화폐경제에서는 실질잔고효과가 발생한다.

실질잔고효과는 그 정책적 중요성 때문이라기보다, 그 이론적 중요성, 즉, 실질잔고효과가 없다면, 물가수준이 결정되지 않는다는 점에 있다. 실질잔고효과가 없을 경우, 총수요곡선과 총공급곡선은 일치하게 되고, 따라서 상품시장에서 물가수준을 결정하는 힘이 존재하지 않게 된다. 또한, 다른 관점에서, 실질잔고효과가 없다면 화폐공급증대의 효과도, 화폐의 분포를 변경시키지 않는 한, 존재하지 않는다. 이런 의미에서 실질잔고효과와 화폐공급효과는 논리적 대칭을 이룬다. 결국, 화폐경제의 균형이 유일성과 안정성을 갖는다는 가정하에서 화폐량 증가는 물가의 비례적 상승을 초래한다. 이는 화폐의 상대적 분포를 변경시키거나, 특정 상품이나 증권의 매매를 통하여 화폐가 공급되는 경우에도 장기적으로 유지되는 결론이다.

화폐-물가간의 비례적 관계의 중요한 예외는 이 글에서 다루지 못한 화폐공급과 금융불안과의 상호관계로서 중요한 추후 연구 과제로 남아 있다. 금융이

케인즈가 고려한 바와 같이 단순히 신용위험이 없는 프라임 증권의 매매관계로 요약될 수 있다면, 장기적 비례관계를 부인할 논리적 이유는 존재하지 않는다. 그렇지만 금융은 기본적으로 약속의 거래이며, 약속에 대한 신뢰의 변동은 거시적 충격으로 파급될 수 있다. 금융불안기의 화폐의 공급은 금융의 대체재로서의 역할을 수행함으로써 실물에 중요한 영향을 미친다. 거꾸로 화폐의 급격한 감소는 금융불안을 초래하여 실물에 악영향을 미칠 수 있다. 금융불안에 따른 협력의 실패는 화폐정책의 효과를 근본적으로 변경시키는 중요한 요인일 것이다.

參 考 文 獻

- 장세진, 「0차 동차성과 실질잔고효과(2): 신화폐수량설 재해석」, SIES Working Paper Series, No. 111, 서울사회경제연구소, 2000.
- Arrow, K, "The Role of Securities of Optimal Allocation of Risk-Bearing," *Review of Economic Studies*, 31, 1964.
- Bellman, R., *Dynamic Programming*, Princeton University Press, 1957.
- Chang, S., "The Segregation of Efficiency, Equity and Benevolence: A Mechanism-Theoretic Approach," 『한국경제발전학회 하계학술발표회 논문집』, 1999.
- Clower, R. W., "The Keynesian Counterrevolution," in Clower(ed.) *Monetary Theory*, Penguin Books, 1965.
- _____, "A Reconsideration of the Microeconomic Foundation of Monetary Economy," *Western Economic Journal*, 6, 1967.
- Debreu, G., *Theory of Value*, Wiley, 1959.
- Friedman, M., "The Quantity Theory of Money: A Restatement," in Friedman(ed.) *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press, 1957.
- Hermes, H., *Introduction to Mathematical Logic*, Springer-Verlag, 1973.
- Lucas, R. E. and N. Stockey, "Money and Interest in a Cash-in-Advance Economy," *Econometrica*, 55, 1987.
- Keynes, J. M., *A Treatise on Money: I. The Pure Theory of Money*, Cambridge University Press, 1930.
- _____, *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, Macmillan, 1936.
- Machlup, F., "Equilibrium and Disequilibrium: Misplaced Concreteness and

Disguised Politics,” *Economic Journal*, 68, 1958.

Patinkin, D., *Money, Interest and Prices*, 2nd ed., Harper and Row, 1965.

Pigou, A. C., “The Classical Stationary State,” *Economic Journal*, 53, 1943.

Samuelson, P. A. and W. D. Nordhaus, *Economics*, 15th ed., McGraw-Hill, 1995.

Varian, H., *Microeconomic Theory*, MIT Press, 1986.

Walras, L., *Elements d'économie politique pure*, Losanne: Corbaz, Translated by Jaffé, *Elements of Pure Economics*, George Allen & Unwin. 1954.

附錄：均衡分析과 因果의 論理

일반균형이론은 물론, 화폐수량설이나 이분법이 모두 균형분석의 결과이기 때문에 균형분석의 논리적 구조에 대한 사전적 고찰이 필요하다. 균형분석의 이론적 체계는 (i) 내생변수 s 의 집합 S , (ii) 외생변수 a 의 집합 A , (iii) 내생변수의 움직임을 묘사하는 함수 $s = g(s, a)$ 의 순위집(ordered-tuple) (S, A, g) 로 구성된다. 균형은 “외생변수가 변하지 않으면, 변하려는 내재적 경향이 없는 내생변수의 상태³⁹⁾”로 묘사된다. 위의 기호로 표시하면, 외생변수의 값이 a 일 때의 균형 $E(a)$ 는 $E(a) = \{s \in S | g(s, a) = 0, a \text{ given}\}$ 로 정의된다.

균형분석의 의의는 외생변수가 변할 때 균형이 어떻게 변하는가를 비교함으로써 지성적인 인과분석을 행할 수 있다는 점에 있다. 우리는 C라는 사건에 이어 R라는 사건이 발생하고, C가 없었으면 R가 일어나지 않았을 때, C를 R의 원인이라고 부른다. 또 C의 모든 효과가 R에 포함되었을 때, R를 C의 결과라고 부른다. 이제 임의의 외생변수의 값에 대해서 균형이 유일하고⁴⁰⁾ 안정적이라고⁴¹⁾ 하자. 또 외생변수 a, a' 에서의 균형을 각각 s, s' 라고 하자. 외생변수의 변화 $\Delta a = a' - a$ 를 교란이라고 부르고, 내생변수의 변화 $\Delta s = s' - s$ 를 반응이라고 부를 때⁴²⁾, 우리는 교란을 원인, 반응을 결과라고 부를 수 있다. 왜냐하면, 원래의 균형 s 는 $\Delta a = 0$ 이면 $\Delta s = 0$ 임을 보장하며, 나중의 균형 s' 는 교란의 효과가 소진되었음을 보장하여 주기 때문이다.

이러한 비교균형분석의 방법을 흔히 비교정학(comparative statics)이라고 부르지만, 이는 오해의 여지가 있다. 왜냐하면, 비교균형분석은 내생변수의 선

39) Machlup(1958), p. 54

40) 즉, $E(a)$ 는 모든 $a \in A$ 에 대하여 단일원소집합(singleton)이다.

41) 이 조건의 필요성을 밝힌 것이 Samuelson의 대응의 원리(correspondence principle)의 공헌이다.

42) 이를 위하여 차이(-)가 잘 정의될 수 있어야 한다.

택에 따라 비교동학이 될 수도 있기 때문이다. 예컨대, 우리는 상이한 저축률에서 결정되는 두 개의 경제성장률을 비교할 수 있고, 이를 비교정확이라고 부르는 어렵다. 결국 정확이나, 동학이나의 구분은 내생변수의 성격에서 결정되는 것이지, 균형의 비교여부에 따라 결정되는 것이 아니다.

비교균형분석에서 유일성, 안정성이 보장될 때, '추측-적중의 방법'(guess-and-hit method)이 적용될 수 있다. 경제가 어떤 균형상태에 있다가 새로운 교란을 맞았다고 하자. 새로운 교란하에서 추측을 통하여 어떤 상태가 균형임을 확인하였다고 하자. 그러면 이 추측된 균형은 새로운 균형이고, 이 균형과 원래의 균형과의 차이가 교란의 결과이다. 왜냐하면 균형의 유일성이 이 추측된 균형이 새로운 균형임을 보장하고, 균형의 안정성이 새로운 균형으로의 이동을 보장하여 주기 때문이다. 이러한 방법은 0차 동차성에 의한 새로운 균형의 해석에 사용될 수 있다.

The Long-run Burden of Health Care Costs on Public Finance: An Alternative Forecasting Approach

金宗勉*

要 約

본고는 노령화에 따른 의료·보건 비용의 장기 예측에 관한 새로운 방법을 제시함으로써 노령화문제에 관한 논의에 몇 가지 기여를 하고자 한다. 첫째, 노령화문제가 장기재정 문제라는 점을 명확히 부각시키고, 의료·보건 비용 등 일부 분야에서나마 보다 과학적인 접근방법에 의거하여 국가의 중장기재정계획이 도출될 수 있는 가능성을 예시하였다. 둘째, 노령화문제는 노령인구 증가라는 양(量)적인 측면뿐만 아니라, 노령인구의 건강의 변화라는 질(質)의 문제까지 복합적으로 다루어야 한다는 점을 강조하였고, 이에 따른 분석방법의 일례를 제시하였다. 셋째, 신장과 체중 등 새로운 분석변수를 소개하고, 건강과의 관계를 계수화하여 예측에 사용하였다.

I. Introduction

In virtually all aging societies, the rapid increase in national health

* Korea Institute of Public Finance

** The support of NIH grant AG10120-05 is gratefully acknowledged. Robert Fogel, Dora Costa, Chulhee Lee, and Sven Wilson, as well as two anonymous referees, provided helpful comments and suggestions. All remaining errors are mine.

expenditures has focused new attention on the health of the elderly population (age 65 and over). In the U.S., as the baby boom generation enters old age, the elderly are projected to increase from 13 percent of the population in 1995 to more than 20 percent in 2030¹⁾. This has raised concerns about the viability of Social Security funding. It has also raised the alarming prospect that health care costs, which stood at 13.5 percent of gross domestic product in 1997²⁾, may increase at an even more rapid rate in the future. For countries that already face the problems of population aging, as well as those that are beginning in the aging process, such increasing health care costs have become a serious burden for public finance.

Even with a rapidly growing elderly population, however, it is still possible that the growth of health care expenditures may occur at a slower pace than that of the elderly population if health among the elderly should improve enough to lower average health care costs substantially. Therefore in order to formulate health care and Social Security policies that can deal successfully with the anticipated crisis of the health care burden, we require not only accurate long term forecasts of the size of the elderly population, but also reliable projections of their health status. Early inquiries into the effect of health status were concerned rather about the opposite case where worsening health would exacerbate the health care burden. This concern was motivated by the view that a large part of the decline in mortality at old age was owed to new, expensive medical interventions that kept alive a large group of marginal survivors (Gruenberg 1977, Verbrugge 1984, Poterba and Summers 1987). More recently the view that the elderly not only live longer but are also healthier has been gaining ground, thanks largely to an influential series of articles

1) U.S. Bureau of the Census (1996).

2) U.S. Health Care Financing Administration (2000).

by Manton and his colleagues based on the National Long Term Care Surveys (Manton, Corder, and Stallard 1993 and 1997; Manton, Stallard, and Corder 1995). However, there does not appear to be a consensus yet on how far this improvement in health will continue into the future, nor is it clear how much health care costs will be affected when changes in health status are taken into consideration³.

Among attempts to answer this need for long term forecasting, a common method is to take the time series of, say, mortality rates and extrapolate recent trends into the future. This extrapolation method is often used by government agencies, including the Bureau of the Census (1996) and the Social Security Administration (SSA 1997), but appears to be used mainly for mortality forecasts rather than health forecasts such as disease or disability prevalence rates. As another limitation of this approach, Preston (1993) points out that the mortality forecasts of both the Census Bureau and the SSA in the postwar period have been less than satisfactory, especially in that they underpredicted the mortality gains in the 1960s and 1970s.

A different approach that seeks to put forecasting on a more scientific basis can be characterized as risk factor modeling. This can essentially be thought of as a two-stage method where projections of the future course of risk factors are first derived, whether with simple assumptions or complex stochastic methods. The projected risk factor profiles are then used to calculate morbidity or mortality levels from some known or assumed relationship between risk factors and risk outcomes. Such forecasts depend crucially on the quality of the risk factor projections; other things being

3) Manton (1987) and Manton, Singer, and Suzman (1993) provide good surveys of health forecasting. See also Jacobzone (1999) for an international study on disability trends among the elderly.

equal, better predictions result when uncertainty is reduced in the forecasts of risk factors. In the extreme case, this uncertainty can be almost eliminated altogether if one has risk factors with a very long lead time before the associated risk outcome is realized. In such cases risk factor values that have already been observed, rather than a projected series of figures, can be used to predict health or mortality outcomes well into the future.

This paper presents a simple procedure using anthropometric measures, namely, body height and body weight, that addresses some of the shortcomings of existing forecasting methods. Some implications of the health forecast for health care financing are also considered. Despite their simplicity, height and weight offer strong advantages for long term forecasting. Body height and weight are variables that can be relatively easily collected or reasonably reconstructed. This means that at least in principle their performance as predictors of health can be examined against the actual record, both historically and across populations. A forecast that goes several decades into the future is more credible when the same method can be shown to work reliably over a comparably long period of time in the past. Another advantage is that height is fixed by early adulthood. Therefore in height we have a predictor variable, or a risk factor, of elderly health with a very long lead time. Predictions of elderly health up to almost half a decade into the future can be based not upon projected height, but upon height values that are already realized and observable in current cohorts at younger ages.

The forecasting method described in this paper should be considered illustrative, or, at best, complementary to existing approaches. Much remains to be clarified in the relationship between anthropometric measures and health outcomes. However, enough material has accumulated in the biomedical literature to allow a preliminary exploration of the possibilities

for forecasting. Moreover, height as a predictor variable offers a significant advantage in that forecasts well into the future can be based on values that are already observed for a cohort.

II. Height, Weight, and Morbidity

Among anthropometric measures known to be effective predictors of health and mortality risks, body height and body weight are the most widely known and extensively investigated. Although anthropometric measures had been studied and used for some time as predictors of the risks of morbidity and mortality for young children, Waaler's (1984) large-scale study of Norwegian adults was among the first to show that height and weight could be used to predict morbidity and mortality risks for adults as well.

When Waaler analyzed age- and sex-specific risks of dying by height classes among 1.8 million Norwegian adults between 1963 and 1979, he found that there was a stable relationship between adult height and mortality risk that could be characterized as a J-shape curve. Within each age-sex group, mortality risk was highest among the shortest group of people and declined at a decreasing rate as height increased. Mortality risk reached its lowest level in the 180-190 cm range and appeared to start increasing again thereafter. A number of other studies have found similar associations between adult height and morbidity. In two waves of studies of British civil servants over 20 years, Marmot and his colleagues (1984, 1991) found that height remained a significant predictor of health and mortality even after controlling for smoking, diet, and socioeconomic circumstances, which led them to conclude that height probably represented the influence of early-life conditions. A Swedish study (Peck and Vagero

1990) also found that short height among a nationally representative sample in 1980 was significant as a predictor of self-reported illnesses and six-year mortality. Again, controlling for present and childhood socioeconomic status did not completely eliminate the effect of height.

Such evidence should of course not be taken to mean that short height per se causes higher morbidity or mortality in late adulthood⁴⁾. Rather, a more plausible interpretation is that they are the joint outcomes, or covariates, of environmental influences in early life. Height is commonly thought to represent the cumulative nutritional experience of an individual during his or her growing years, which includes both the dietary and infectious disease history. In particular, the nutritional experience in the first three years of life is thought to be a key determinant of final adult height (Martorell and Habicht 1986, Ruel et al. 1995). Increasingly, early life conditions, including nutrition, are also being thought as containing the seeds of chronic illnesses in later life and the resulting fatalities. A review by Elo and Preston (1992) notes that the origins of some old-age liver and heart conditions lie in childhood episodes of infectious diseases. They also note that height appears to have predictive power for adult mortality, especially for cardiovascular diseases. Recent work by Barker and his colleagues (Barker 1993, 1994) suggest that the link between body size and old-age diseases may extend as far back in an individual's early nutritional history as to the intrauterine environment before birth.

In contrast to height, body weight is an indicator of current nutritional status. Because body weight is positively correlated to height, a measure of weight-for-height is often used instead of raw body weight. The most popular among these is the body mass index (BMI), which is weight in

4) Not all chronic diseases or causes of death show an inverse relationship with height. A number of studies indicate that cancer is associated with taller heights (Micozzi 1987, Tretli 1989, Albanes and Taylor 1990).

kilograms divided by the square of height in meters. A number of studies have shown that adult BMI is related to all-cause mortality in middle and old age (Andres 1980; Hoffmans, Krombout, and de Lazenne Coulander 1989; Waaler 1984), and the relationship is typically given as a U-shaped or J-shaped curve (Kushner 1993). Waaler's study of Norwegians showed that at middle age and beyond the optimal range of BMI that minimized mortality risk remained stable between about 21 and 27 BMI, even into very old age, with mortality risk rising for both low and high BMIs outside this range.

Among the various studies relating body build to health and mortality, Waaler's (1984) work is especially important for my approach to health forecasting. Waaler found that the height-mortality and weight-mortality curves among Norwegians, once standardized for different mortality levels, were very similar to each other across age groups. This suggests that there are strong regularities in those curves that can be used for forecasting, i.e., if the height-mortality or weight-mortality relationships are relatively stable over age and time, then it is reasonable to use those relationships to attempt projections of health or mortality based on changes in a population's height or weight distributions. Another useful suggestion by Waaler was the idea that height and weight be used simultaneously to map out a height-weight-mortality surface, instead of using height and weight separately as predictors of mortality.

III. Data and Methods

The strategy I follow in order to forecast elderly health is to first estimate a height-weight-morbidity surface from recent U.S. data. The estimated surface can be considered a cross sectional relationship that

shows how morbidity responds to height and weight at a point in time. However, the relationship between variables generally differs when they are observed over time, i.e., longitudinally, from their cross sectional behavior. Therefore, in order to use the cross sectional morbidity surface to predict health changes over time, predictions generated from the surface will be compared against the time series of actual changes in elderly health over a decade to determine how to compensate for the cross sectional bias.

The height-weight-morbidity surface used for health forecasting in this paper was estimated from the 1985-1988 National Health Interview Surveys (NHIS)⁵. The surface is based on a subsample restricted to white men aged 45 to 64. This age restriction leaves a sample that is large enough and was also shown in Waaler's study to have height-mortality and weight-mortality curves that did not vary much with age. The pooling of NHIS data from four years was required by sample size considerations again, since tracking the response of health to height and weight simultaneously requires a larger sample than examining how health varies by height or weight alone.

The dependent variable in the equation for the morbidity surface is the *odds of being in ill health, which is defined as reporting general health status as "fair" or "poor" out of a five-category response in the NHIS*⁶. Instead of the actual probability, however, the relative risk level is used, which is simply the risk level for a height-weight pair divided by the mean risk level over all heights and weights. This normalization makes it

5) Data were available for 1982 to 1992, but the risk surface was estimated from data restricted to 1985 to 1988, in order to test the predictions of the risk surface against data from the other years.

6) Survey respondents were asked to rate their health as poor, fair, good, very good, or excellent. Grouping the former two and latter three responses together is a practice often used by researchers to simulate dichotomous responses.

easier to interpret morbidity predictions relative to the baseline level among the reference sample.

Since there are no clear priors that would guide us in the choice of a functional form, the surface is estimated by regressing relative risk on a polynomial in height and weight. Successively higher order polynomials were tried. Beyond the fifth degree, there was not much difference between the estimated surfaces in terms of the predicted risk levels; in the end, an eighth degree polynomial in height and weight was used, including all the lower order cross products.

[Figure 1]

Contour Map of Morbidity Surface for Men Aged 45-64, NHIS 1985-1988

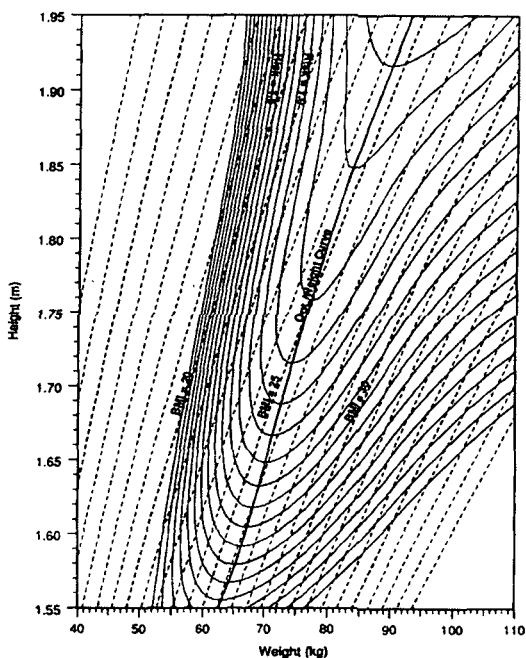
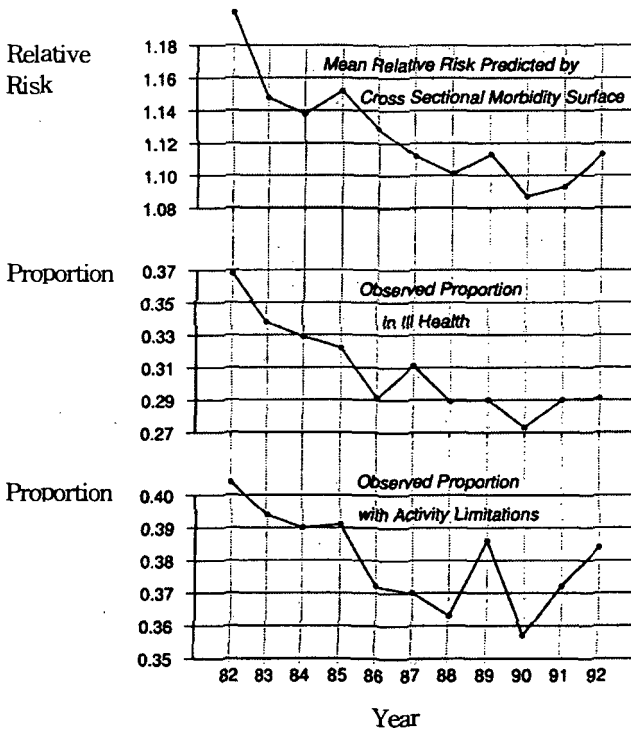


Figure 1 shows the estimated morbidity surface, represented as a contour map. Each of the contour curves, shown as concentric U-shaped curves that are slanted to the right, is the locus of height-weight pairs with the same relative risk level. The contour map in the diagram shows a morbidity response surface that is shaped like a valley that declines to the northeast. Morbidity risk is higher for shorter men, and at each height level, risk is higher for both the over- and underweight. The thick line in the middle gives the weight level that minimizes the odds of being in ill health for any given height.

[Figure 2]

Trends in Health of Men Aged 65 and Above, NHIS 1982-1992



In order to see whether it will be possible to determine and compensate for the cross sectional bias in using this morbidity surface for longitudinal purposes such as forecasting, the health predictions generated from the surface are compared in Figure 2 against the time series of actual health indicators between 1982 and 1992. The curve at the top shows the odds of being in ill health for elderly men (age 65 or over) in the NHIS for each year, predicted by the 1985-1988 morbidity surface. For each year between 1982 and 1992, the risk level for each man aged 65 and over in the NHIS samples was calculated from his height and weight according to the formula for the morbidity surface. The top curve in Figure 2 shows the mean of such individual predicted risks for each year. The non-linear nature of the morbidity surface requires such computational costs, since the risk at the mean height and weight will be different from the mean risk level over a height-weight distribution. In mathematical notation, if relative risk on the morbidity surface is given as a function of height and weight, $R(H, W)$, the mean predicted risk level for each year in Figure 2 is calculated as

$$\bar{R}_\tau = \frac{\sum_i R(H_{i\tau}, W_{i\tau})}{N_\tau} \quad (1)$$

where $(H_{i\tau}, W_{i\tau})$ denote the height and weight of the i th man aged 65 and over in the NHIS sample for year τ , and N_τ simply denotes the number of men aged 65 and above for that year⁷⁾.

7) I also tried breaking down the sample into 5-year age groups and compared actual health status with predicted health based on height and weight, using the same procedure for each age group. There was no substantial difference from the result reported in the text for the single over-65 sample. For the forecast in the next section, however, it does matter that health forecasts be obtained separately by age group, since health improvement slows down or reverses at different points in time for different age groups.

These predictions are compared against two different measures of general health. The middle curve in Figure 2 shows the actual proportion of elderly men in the data whose reported health was fair or poor. An alternative measure of general health is given by the bottom curve, which shows the proportion of men with any kind of activity limitation.

The trend predicted from height and weight by the cross sectional morbidity surface is quite similar to the actual trends in health. All three curves show an improvement in health over a decade, and there is an overall co-movement between the predicted and actual measures of health. In particular, the yearly changes in predicted health and activity limitations are always in the same direction. Comparing the average risk level for the first and last three years, the predicted proportion of men in ill health declines by 5.0% from 1.151 to 1.093, the actual proportion of ill health falls by 17.4% from 0.345 to 0.285, and the proportion of men with activity limitations drops by 6.3% from 0.396 to 0.371. Thus during the period from the early 1980s to the early 1990s, the morbidity surface predicts about 30 percent of the improvement in general health among elderly men, and about 80 percent of the decline in the proportion with activity limitations of any kind.

Some exploration showed that the relationship between the predicted and actual health levels, shown in the top and middle curves in Figure 2, is captured very well by a linear equation in their natural logs:

$$\ln IH_t = -1.523223 + 2.897215 \ln \bar{R}_t \quad (2)$$

where IH_t denotes the actual proportion of the population in ill health⁸.

8) The eleven data points in Figure 2 were used to obtain this OLS result. The intercept and coefficient are both significant at the 0.0001 percent level. The R-squared is 0.8532. Using the log of the proportion with activity limitations as the dependent

Equivalently, the relationship can be expressed in terms of elasticity:

$$\frac{d \ln IH_t}{d \ln R_t} = \frac{\bar{R}_t}{IH_t} \frac{dIH_t}{dR_t} = 2.897215 \tag{3}$$

Thus far we have a cross-sectional morbidity surface which can predict health status from height and weight, and have just obtained a formula with which to correct the underprediction of that surface. It remains to obtain a forecast of height and weight in order to derive forecasts of health.

[Figure 3]

Mean Heights of White, Native-born Males by Birth Cohort, 1710-1970



Source: Costa and Steckel 1997

For forecasting height, I use the information in Figure 3, which gives the

variable, rather than the log of the proportion in ill health, yields a coefficient of 1.155946, with an R-squared of 0.7458.

Despite the good fit of the regressed equation, the small sample size warrants some caution, especially as we are attempting an extrapolation several decades into the future from a relationship based on eleven years of empirical observation. This problem comes from a lack of longitudinal data with a sufficiently long observation period, a limitation commonly shared by empirical studies that deal with long-term changes in health.

mean heights of white, native-born males at maturity by birth cohort from 1710 to 1970, compiled by Costa and Steckel (1997). The height values in the figure cannot be used directly as height forecasts. For instance, the adult height of the 1913-1917 birth cohort is given as 172.9 cm, but the mean height of the same cohort from the 1982 NHIS (the 65-69 age group) is 175.1 cm. However, the height differentials between different birth cohorts in Figure 3 do match the height differentials between the corresponding cohorts in the 1982-1992 NHIS. Between the 1913-1917 and 1923-1927 birth cohorts, height increased by 1.5 cm (from 172.9 cm to 174.4 cm). The same cohorts are the 65-69 age groups in 1982 and 1992, whose mean heights were taller in the NHIS data, but still increased by the same amount. Similarly, height differentials between different birth cohorts in Figure 3 matched the changes in height between 1982 and 1992 for other age groups as well. Therefore using the height distributions as obtained from the 1990 NHIS as the baseline, and calculating the projected changes from the height information in Figure 3, the height of the elderly population can be projected several decades into the future with reasonable accuracy from height values that are already observed.

Unlike height, weight at old age cannot be predicted reliably from weight at young adult ages. Unfortunately, historical records of weight are more scarce than those for heights, and even more so for the elderly. In the absence of a historical trend in old-age BMI that is usable for forecasting, I instead use the mean heights and BMIs from the 1982-1992 NHIS data to see how to predict future BMI.

Although BMI is uncorrelated or only very weakly correlated with height in cross section, between-population studies or longitudinal studies usually show a positive association between mean heights and BMI. Examination of the NHIS data between 1982 and 1992 showed that, for the U.S. elderly, changes in mean

height⁹⁾ and BMI over time follow a linear relationship. A simple linear regression of mean BMI on mean height⁹⁾ yielded a very tight fit with an R-squared of 0.9375, with BMI increasing by 0.678 units for every 1 cm increase in height. Since this linear relationship was obtained from data covering only a decade, it is reasonable to question whether it can be used to predict how BMI will change over a much longer period of time, as in the forecast that is attempted in this paper. Using a sample of Union Army veterans¹⁰⁾ aged 65 and above in 1910 as a test, the mean height of 172 cm in the sample predicts a mean BMI of 23.05, which is reasonably close to the sample mean of 22.8 BMI. Thus the linear relationship between mean height and mean BMI among U.S. elderly males appears to have held over a period of about eighty years¹¹⁾.

9) The data points used in the regression were the mean height and BMI by year for men aged 65 and above from the 1982 to 1992 NHIS. The estimated relationship is $BMI = -93.56199 + 0.677955(\text{height in cm})$. The intercept and coefficient on height are significant at the 0.01 percent level.

10) The sample size was 455 men. See Fogel, Costa, and Kim (1994) for additional details on the Union Army veterans sample.

11) The assumption of a linear relationship between height and BMI raises a conceptual question about the usefulness of BMI as a predictor independently of height. But, including BMI as a separate predictor serves several purposes. First, this study is one of the first to report the existence of a systematic, let alone linear, empirical relationship between mean height and BMI for a population observed over a span of time. Second, as the risk surface shows, because health risk responds differently to BMI at different heights, using height alone as a predictor of health would make it much more difficult to specify a response function of health to the predictor variable. Including BMI as a predictor allows a clearer exposition. Moreover, because the risk surface is non-linear, the mean risk level is different from the risk at the mean height and BMI. Projecting the mean risk therefore requires that the risk level be derived separately from the risk surface for each height-BMI pair in the simulated population, an exercise that would be difficult unless BMI was explicitly included as a predictor variable. Finally, an analytical framework that includes BMI in addition to height allows us to consider how health would respond to height-BMI changes that do not follow the historically observed linear relationship, as I do in the ideal case examined in Table 4 below.

<Table 1> Projected Changes in Height(cm) and BMI by Age Group; 1990-2055

Age Group Year	65-69	70-74	75-79	80-84	85+
1990	0.0 cm 0	0.0 cm 0	0.0 cm 0	0.0 cm 0	0.0 cm 0
2000	1.97cm 0.34	2.04cm 1.38	1.18cm 0.80	1.27cm 0.86	1.89cm 1.28
2010	0.83cm 0.56	0.93cm 0.63	1.97cm 1.34	2.04cm 1.38	1.18cm 0.80
2020	0.72cm 0.49	1.03cm 0.70	0.83cm 0.56	0.93cm 0.63	1.97cm 1.34
2030	0.04cm 0.03	0.24cm 0.16	0.72cm 0.49	1.03cm 0.90	0.83cm 0.56
2035	0.12cm 0.08	-0.14cm -0.09cm	0.10cm 0.07	0.14cm 0.09	0.42cm 0.28
2040	-	0.18cm 0.12	-0.06cm -0.04	0.10cm 0.07	0.30cm 0.30
2050	-	-	-	0.04cm 0.03	0.04cm 0.03
2055	-	-	-	-	0.12cm 0.08

Note: Each entry shows the projected increase between the current and previous forecasting period.

IV. Forecasts of Elderly Health

Table 1 summarizes the projected height and BMI changes per decade, from 1990 to 2055, for five-year age groups. As mentioned in the preceding section, the height differentials are calculated from Figure 3. When cumulatively applied to the baseline height distribution obtained from the 1989-1991 NHIS data, these differentials translate into the height forecasts

in Table 2. For BMI changes, I assumed that there is a 0.677955 BMI increase for every 1 cm increase in height, as estimated above. The baseline 1990 BMI distribution was also tabulated from the 1989-1991 NHIS. The height forecast predicts that an initially rapid increase in height will slow down as the birth cohorts of 1945-1970, whose growth was much slower, enter old age.

<Table 2> Projected Mean Height(cm) and BMI by Age Group, 1990-2055

Age Group \ Year	65-69 (6343)	70-74 (4996)	75-79 (3325)	80-84 (1879)	85+ (1020)	65+ (17563)
1990	176.49cm 26.14	175.82cm 25.61	174.80cm 25.06	174.20cm 24.24	172.9cm1 23.37	175.53cm 25.43
2000	178.46cm 27.48	177.86cm 27.00	175.98cm 25.86	175.47cm 25.10	174.80cm 24.65	177.30cm 26.63
2010	179.29cm 28.04	178.79cm 27.63	177.95cm 27.20	177.51cm 26.48	175.98cm 25.45	178.52cm 27.45
2020	180.01cm 28.53	179.82cm 28.33	178.78cm 27.76	178.44cm 27.11	177.95cm 26.78	179.44cm 28.08
2030	180.05cm 28.55	180.05cm 28.49	179.50cm 28.25	179.47cm 27.81	178.88cm 28.39	179.81cm 28.33
2035	180.17cm 28.64	179.92cm 28.39	179.60cm 28.32	179.61cm 27.91	179.20cm 27.63	179.88cm 28.37
2040	-	180.10cm 28.52	179.54cm 28.28	179.71cm 27.96	179.50cm 27.83	-
2050	-	-	-	179.95cm 28.00	179.54cm 27.86	-
2055	-	-	-	-	179.66cm 27.94	-

<Table 3> Forecast of Elderly Health for Men, 1990-2035

Age Grp Year	65-69	70-74	75-79	80-84	85+	65+	Forecast Proportions (Age 65 and over) with:	
	Mean Relative Risk Predicted by Morbidity Surface ^{a)}						Ill Health	Act. Lim.
1990	1.029	1.054	1.141	1.210	1.409	1.098	0.284	0.371
2000	0.977	0.974	1.053	1.080	1.155	1.011	0.215	0.336
2010	0.976	0.965	0.987	0.972	1.058	0.979	0.192	0.323
2020	0.983	0.971	0.981	0.954	0.977	0.976	0.191	0.322
2030	0.984	0.974	0.984	0.952	0.967	0.977	0.192	0.323
2035	0.985	0.975	0.985	0.953	0.966	0.977	0.193	0.323

a) The risk levels are measured relative to the odds of being in ill health among all men aged 45-64 in the 1985-1988 NHIS.

The height and weight projections of Table 2 were used to derive the predicted odds of being in ill health for each age group, shown in Table 3. Each of the mean predicted risk levels in Table 3 are based on a height-weight distribution that was assumed to be identical to that of men of the same age group in the 1989-1991 NHIS sample, except that the distribution was shifted by the height and BMI differentials in Table 1 to obtain the same means as those shown in Table 2¹²⁾. For each projected height-weight distribution, the mean predicted risk level is calculated by the same procedure as before, using equation 1. Individual observations from the shifted height-weight distribution are first plugged into the formula for the cross sectional morbidity surface to obtain a set of

12) The NHIS data show that changes in the height and BMI distribution over time is mostly in the first moment. The standard deviation of height and BMI appears to be relatively stable at around 7.5 cm and 4 BML, respectively. Moreover, minor variations in the variance of height and BMI distributions do not affect the health forecasts substantively.

individual predicted risk levels, of which the average is then derived. The overall forecast for all men 65 and older is derived in the same manner; in particular, the same age structure as in 1989-1991 is assumed to hold throughout the forecast period. Since these figures are derived from the cross sectional morbidity surface, which was seen earlier to underpredict longitudinal changes, the final forecast of ill health and activity limitations was produced by applying a discrete version of the elasticity formula (equation 3) to correct for the cross sectional bias. It was assumed that the elasticities of longitudinal changes in ill health and activity limitations with respect to the cross sectional predictions would remain constant at 2.89 and 1.156, respectively, as estimated earlier.

According to these projections, between 1990 and 2035, the proportion of elderly men in ill health is projected to fall by about 30 percent, and the proportion with activity limitations of any kind will decrease by 13 percent. The forecasts also show that the health improvement will not continue indefinitely, but will slow down and may even reverse eventually. The onset of this reversal comes later the older the age group; the 65-69 age group is healthiest around 2010, while the health of the 85-and-above age group continues to improve until the mid 2030s. Overall, the health of the elderly (all men 65 years of age and above) will improve until around 2020. The explanation for this reversal in predicted health trends can be found when the height-weight forecasts in Table 2 are compared against the optimum-weight curve in Figure 1. It can be seen that the projected increase in BMI starts having a negative impact on health as it overshoots the risk-minimizing weight, and this negative effect soon dominates the positive effects from the projected growth in height. According to Table 2, by 2035 all age groups will have reached a mean height and BMI of around 180 cm and 28 BMI. Yet Figure 1 shows that the risk-minimizing

level of weight for that height level is actually less than 25 BMI.

It is natural to question whether the current trend of increasing BMI will continue past the point where the weight gain will be detrimental to health. Unlike height, weight can be controlled through various means, including changes in diet, lifestyle, or exercise, in ways that reduce the risks to health. On the other hand, the increase in weight has taken place despite frequent warnings of the hazards of obesity from the medical and health-care fields, and the analysis in the preceding section showed that weight increases have been tightly coupled to growth in height since at least the early years of this century. The health forecast in Table 3 illustrates the potential health-care burden of obesity if current trends continue into the next century. For the 65-69 age group, by 2035 the overweight problem may become serious enough to wipe out 30 percent of the initial gains in health during the first ten to fifteen years after 1990.

V. Implications for Health-Care Costs

According to the Census Bureau's middle series projection¹³⁾, the elderly population will increase to 73,595 thousand by 2035, which is 237 percent of the 1990 level of 31,078 thousand. This increase is large enough that even with the more optimistic forecast that health will improve by 30 percent, the total number of old people in ill health will still increase to 166 percent of the 1990 level. It appears that the health care burden attributable to the elderly population will continue to rise, as the health improvement will be substantive but still not large enough to offset the increase in the number

13) U.S. Bureau of the Census: 1996.

of elderly people.

How does this affect health care financing? According to the intermediate projection in recent reports by the OASDI Board of Trustees (SSA 1995) and the Hospital Insurance Board of Trustees (HCFA 1995), the Medicare Part A expenditure (Hospital Insurance; HI) will increase to \$2,333 billion by 2035¹⁴). However, their reports do not appear to have allowed explicitly for changes in the health of the elderly population. As a rough approximation, if the demand for hospital services per person aged 65 and over is assumed to decrease in proportion to the forecast improvement in health status, a 30 percent improvement over 45 years means that the Hospital Insurance fund expenditure will increase to \$1,699 billion, or 2.8 percent of GDP, by 2035¹⁵). Despite the savings of \$634 billion compared to

14) More recent projections are available from SSA and HCFA. However, the newer projections of HI costs reflect recent changes in the HI program mandated by the Balanced Budget Act of 1997 and the Medicare, Medicaid, and SCHIP Balanced Budget Refinement Act of 1999. Incorporating such changes in HI expenditure that arise from institutional or legal reasons would only be a confounding issue in the discussion, since the paper is primarily focused on the impact of changes in elderly health status on future health expenses. Moreover, recent SSA and HI trustees reports indicate that the cost reduction from changes in the HI program are not likely to have lasting effects beyond several years. In the longer run, the underlying basic forces—such as the demographics and health status of the elderly—that have historically driven the trend of increasing health care costs will be the main determinants of total health care expenditures.

15) 72.8 percent of the \$2,333 billion forecast in the intermediate projection in the 1995 OASDI Board of Trustees Annual Report and the 1995 HI Board of Trustees Annual Report. The Reports use 1995 as the projection base year--t a rate of 30 percent over 45 years, I assume health improves by 27.2 percent during the 40 year projection period from 1995 to 2035.

Besides the increase in the size of the aged population (roughly equivalent to the number of HI enrollees), key assumptions used in the intermediate projection are: a)

the original projection, the HI fund will still be out of actuarial balance since HI income from tax revenue is expected to increase only to \$956 billion (1.56 percent of GDP) by 2035¹⁶⁾. In the absence of any additional funding, health would have to improve at over double the rate forecast in this paper to bring Medicare outlays into balance with the projected tax revenue in 2035. Alternatively, an increase of the Medicare tax rate from the current 2.9 percent (combined employer and employee contributions) to 5.2 percent of the taxable payroll would be required to meet the projected expenditure level.

An intriguing possibility arises when, in addition to the direct effect on the quantity demanded of health services, health improvement is also allowed to have an effect on the price of health services. The OASDI and HI projection assumes that the annual inflation rate for the price of health services will be 1.1 percent above the general inflation rate. However, if the demand for health services is assumed to increase at a slower rate, it is also reasonable to assume the smaller demand will create a negative influence on the price for health services. Whether such an influence will in

a hospital input price index that assumes the cost per unit of hospital service eventually increases at a yearly rate that is about 1.1 percentage points higher than the inflation rate; b) an inflation rate of 4 percent per year; and c) allowances for changes in the rate of hospital admissions per enrollee, resulting from increasing mean age among the elderly. My assumption that health improves by 27.2 percent over 40 years means that the yearly change in the rate of hospital admissions is 0.79 percentage points lower than the numbers used for the HI Board of Trustees Report's projection.

- 16) Also from the intermediate projection. The FICA/Medicare tax rate is assumed to remain at the current 2.9 percent. The taxable payroll is calculated by applying projections of age-sex specific labor force participation rates and unemployment rates to the projected age-sex composition of the working-age population, which increases from 160 million in 1995 to 194 million in 2035. Wages are assumed to increase yearly at a rate that is 1.0 percentage point higher than the 4 percent inflation rate

fact exist and how large it will be requires detailed analysis of the demand for health service that is beyond the scope of this paper. However, as an upper bound, the effect of health improvement on the price of health services can be posited to be large enough that the price of health services will not rise at a faster rate than the general rate of inflation. In that case, the projected HI expenditure in 2035 drops further to \$1,097¹⁷⁾, which is quite close to the projected HI income level of \$956, although not enough to erase the deficit completely.

VII. Conclusion

The main finding of this paper is that body build can be used to forecast elderly health. Although the relationship between body build and health observed in cross section underestimates changes in health over time, it does so in a consistent manner that allows for correction of the cross sectional bias. Based on currently observed heights of the cohorts that will enter old age in the next few decades, the health of the population aged 65 and above is projected to improve by about 30 percent between 1990 and 2035. Thus, taken together with other health forecasting approaches, further refinement in using anthropometric measures for health forecasting can help to improve forecasts of the burden of health care costs on both public finance and the economy as a whole.

This rate of health improvement, equivalent to a rate of 7.4 percent

17) An annual increase of 1.1 percent over 40 years (1995 to 2035) amounts to a 155 percent total increase. Therefore in the absence of this excess inflation for health services, the \$1,699 billion projected for a 30 percent health improvement has to be further discounted by 35 percent ($1 - 100/155$).

improvement on a per decade basis, is smaller than but roughly consistent with two other long term studies of changes in elderly health. In a study of the health of non-institutionalized veterans aged 65 and over, Fogel, Costa, and Kim (1994) report that chronic diseases and conditions decreased by 53 percent over the seven and a half decades between 1910 and 1985-1988, a rate of roughly 9 percent per decade. The projected rate of health improvement in this paper is also consistent with the 3.6 percentage point decline in disability prevalence rates among the elderly reported by Manton, Corder, and Stallard (1997) from the 1982-1994 National Long Term Care Surveys, which translates to a 12 percent rate of improvement per decade¹⁸).

The forecast in this paper is similar to these two and some other recent studies (e.g., Ahlburg and Vaupel 1990; Manton, Stallard, and Tolley 1991) in that a large health improvement is predicted for the elderly population during the next twenty to thirty years. However, it also shares the skepticism expressed by others (e.g., Olshansky and Carnes 1994) on whether the recent decline in elderly morbidity and mortality can be sustained for much longer, especially at such a rapid pace. The analysis in this paper shows that most of the improvements to elderly health occurs before 2020, but the trend may stabilize or even reverse itself afterward.

As noted earlier, this reversal in health trends is caused by a population

18) The disability prevalence rate dropped from 24.9 percent in 1982 to 21.3 percent in 1994, a decrease of 14.5 percent over 12 years.

Over a forecasting period of several decades, it should be noted that per decade improvements ranging from 7.4 to 12 percent can lead to substantially different results in health status. My results are similar to the other two studies not in the exact forecast rate of health improvement, but rather in the fact that significant improvements of the same order of magnitude are predicted for elderly health over the long run.

that increasingly becomes overweight, which in turn results directly from the assumption that BMI increases linearly with height over time. However, even if it is optimistically assumed that weight will rather increase along the optimum weight curve in Figure 1, the revised forecast in Table 4 shows that health improvement, although larger than the previous forecast, will still slow down eventually around 2030¹⁹⁾. This can be attributed to the fact that the people entering old age around that time are the birth cohorts of 1945 and later, who did not experience much growth in height (Figure 3). It will be noted that even if heights were to continue to increase, the rate of health improvement will necessarily slow down because, above heights of 175 cm, morbidity decline is less responsive to height increases (Figure 1).

<Table 4> "Best" Forecast of Elderly Health for Men, 1990-2035

Age Grp Year	65-69	70-74	75-79	80-84	85+	65+	Forecast Proportions (Age 65 and over) with:	
	Mean Relative Risk Predicted by Morbidity Surface ^{a)}						Ill Health	Act. Lim.
1990	1.029	1.054	1.141	1.210	1.409	1.098	0.284	0.371
2000	0.969	0.973	1.033	1.023	1.058	1.008	0.221	0.336
2010	0.950	0.951	0.983	0.972	1.026	0.965	0.195	0.320
2020	0.934	0.928	0.964	0.950	0.977	0.942	0.181	0.311
2030	0.933	0.923	0.947	0.926	0.957	0.933	0.177	0.307
2035	0.930	0.926	0.945	0.923	0.947	0.932	0.176	0.307

19) The same height increases as in Table 2 are assumed. BMI is assumed to increase linearly with height for each age group until the weight distribution has shifted to a level that minimizes relative risk. Thereafter I assume that weight increases along the optimum-weight curve of the Waaler surface.

The rapid increase in the final height of birth cohorts between 1910 and 1945 appears to be related to the improvement in elderly health that started in the late 1970s to early 1980s and expected to continue for 15 to 20 years into the future. The increase in final height experienced by these cohorts, in turn, are believed to be the result of better public health measures implemented during the late 1800s and early 1900s (Costa and Steckel 1997). Recent work by Barker (1993, 1994) and colleagues indicates that the nutrition and health environment in utero and in very early life are more important than previously thought relative to genetic influences and later environmental and behavioral factors in determining an individual's susceptibility to chronic diseases at old age. In the current trends in old-age health and mortality and the ensuing health-care crisis, we may well be witnessing the effect of public policies implemented a century ago.

References

- Albanes, D. and PR. Taylor, "International Differences in Body Height and Weight and Their Relationship to Cancer Incidence," *Nutrition and Cancer* 14(1), 1990, pp. 69~77.
- Andres, R, "Influence of Obesity on Longevity in the Aged," in Borek, C., CM. Fenoglio, and DW. King, eds., *Aging, Cancer, and Cell Membranes*, Stratton Intercontinental Medical Book Corp., New York, 1980, pp. 238~246.
- Ahlburg, DA. and JW. Vaupel, "Alternative Projections of the U.S. Population," *Demography* 27(4), 1990, pp. 639~652.
- Barker, DJP, (ed.) "Fetal and Infant Origins of Adult Disease," *British Medical Journal*, London, 1993.
- Barker, DJP, "Mothers, Babies, and Disease in Later Life." *British Medical Journal*, London, 1994.
- Costa, DL. and R. Steckel, "Long-Term Trends in Health, Welfare, and Economic Growth in the United States," in R. Floud and R.H. Steckel, eds., *Health and Welfare during Industrialization*, University of Chicago Press, Chicago, 1997.
- Elo, IT. and SH. Preston, "Effects of Early-life Conditions on Adult Mortality: a Review," *Population Index* 58(2), 1992, pp. 186~212.
- Fogel, RW., DL. Costa, and JM. Kim, "Secular Trends in the Distribution of Chronic Conditions and Disabilities at Young Adult and Late Ages, 1860~1988: Some Preliminary Findings," Unpublished manuscript. University of Chicago, 1994.
- Gruenberg, EM, "The Failures of Success," *Milbank Memorial Bank*

Quarterly 55, 1977, pp. 3~34.

Hoffmans, MDAF., D. Krombout, and C. de Lazenne Coulander, "Body Mass Index at the Age of 18 and Its Effects on 32-year Mortality from Coronary Heart Disease and Cancer," *Journal of Clinical Epidemiology* 42, 1989, pp. 513~520.

Kushner, RF, "Body Weight and Mortality," *Nutrition Review* 51(5), 1993, pp. 127~136.

Manton, KG, "Forecasting Health Status Changes in an Aging U.S. Population: Assessment of the Current Status and Some Proposals," *Climatic Change* 11(1/2), 1987, pp. 179~210.

Manton, K.G., L.S. Corder, and E. Stallard, "Estimates of Change in Chronic Disability and Institutional Incidence and Prevalence Rates in the U.S. Elderly Population from 1982, 1984, and 1989 National Long Term Care Survey." *Journal of Gerontology* 48, 1993, pp. S153~S156.

Manton, K.G., L.S. Corder, and E. Stallard, "Chronic Disability Trends in Elderly United States Populations: 1982~1994," *Proceedings of the National Academy of Sciences* 94, 1997, pp. 2593~2598.

Manton, KG., BH. Singer, and RM. Suzman, "The Scientific and Policy Needs for Improved Health Forecasting Models for Elderly Populations," in Manton, KG., BH. Singer, and RM. Suzman, eds., *Forecasting the Health of Elderly Populations*, Springer-Verlag, New York, 1993, pp. 3~35.

Manton, KG., E. Stallard, and LS. Corder, "Changes in Morbidity and Chronic Disability in the U.S. Elderly Population: Evidence from the 1982, 1984, and 1989 National Long Term Care Surveys," *Journal of Gerontology: Social Services* 50(4), 1995, pp. S194~S204.

Manton, KG., E. Stallard, and HD. Tolley, "Limits to Human Life

Expectancy," *Population and Development Review* 17(4), 1991, pp. 603~637.

Marmot, MG., MJ. Shipley, and J. Rose, "Inequalities in Death--Specific Explanations of a General Pattern?," *Lancet* 1(8384), 1984, pp. 1003~1006.

Marmot, MG. et al., "Health Inequalities among British Civil Servants: The Whitehall II Study," *Lancet* 337(8754), 1991, pp. 1387~1393.

Martorell, R. and JP. Habicht, "Growth in Early Childhood in Developing Countries," in F. Falkner, and JM. Tanner, eds., *Human Growth: a Comprehensive Treatise*, 2nd ed., Vol. 3, Plenum Press, New York, 1986, pp. 241~262.

Miccozi, M., "Cross-cultural Correlations of Childhood Growth and Adult Breast Cancer," *American Journal of Physical Anthropology* 66, 1987.

Olshansky, SJ. and BA. Carnes, "Demographic Perspectives on Human Senescence," *Population and Development Review* 20(1), 1994, pp. 57~80.

Peck, AM. and DH. Vagero, "Adult Body Height, Self Perceived Health and Mortality in the Swedish Population," *Journal of Epidemiology and Community Health* 43(4), 1989, pp. 380~384.

Poterba, JM. and LH. Summers, "Public Policy Implications of Declining Old-age Mortality," in G. Burtless, ed., *Work, Health, and Income Among the Elderly*, Brookings Institution, Washington, DC, 1987, pp. 19~51.

Preston, SH, "Demographic Change in the United States, 1970~2050," in Manton, KG., BH. Singer, and RM. Suzman, eds., *Forecasting the Health of Elderly Populations*, Springer-Verlag, New York, 1993, pp. 51~77.

Ruel, MT., J. Rivera, JP. Habicht, and R. Martorell, "Differential Response

- to Early Nutrition Supplementation: Long-term Effects on Height at Adolescence," *International Journal of Epidemiology* 24(2), 1995, pp. 404~412.
- Social Security Administration, *1995 Annual Report of the Board of Trustees of the Federal Old-Age and Survivors Insurance and Disability Trust Funds*, GPO, Washington, DC., 1995.
- Social Security Administration, *Social Security Area Population Projections: 1997*, Actuarial Study No. 112, 1997.
- Tretli, S, "Height and Weight in Relation to Breast Cancer Morbidity and Mortality, A Prospective Study of 570,000 Women in Norway," *International Journal of Cancer* 44(1), 1989, pp. 23~30.
- U.S. Bureau of the Census, *Population Projections of the United States by Age, Sex, Race, and Hispanic Origin: 1995 to 2050*, Current Population Reports, 1996, pp. 25~1130.
- U.S. Health Care Financing Administration, *1995 Annual Report of the Board of Trustees of the Federal Hospital Insurance Trust Fund*, GPO, Washington, DC., 1995.
- U.S. Health Care Financing Administration, *National Health Expenditures Projections: 1998~2008*, 2000.
- Verbrugge, LM, "Longer Life but Worsening Health? Trends in Health and Mortality of Middle-Aged and Older Persons," *Milbank Memorial Fund Quarterly* 62, 1984, pp. 474~519.
- Waller, H.T., "Height, Weight, and Mortality. The Norwegian Experience," *Acta Medica Scandinavica* 679[Suppl.], 1984, pp. 1~56.

Review of Fiscal Studies

A Biannual Journal Published by the Korea Institute of Public Finance

Vol. 6, No. 2

January

ABSTRACT

Estimation of Revenue Loss by VAT exemption with IO tables

Park, Ki-Baeg

This paper uses input-output tables to estimate the size of tax expenditures due to the exemption of value added tax (VAT). According to the equation on tax expenditures, the size of tax expenditures increases as the portion of consumption and import increases, inputs of a final product are not taxed, and goods or services are not used as input of taxed outputs.

The overall size of tax expenditures in 1995 was about ₩6 trillion and is projected to be ₩8.2 trillion in 1999. The goods or services whose tax expenditures are significant include residential purchases, government services, educational services, medical and health services, food, and passenger transportation services. However, tax exemptions on financial institutions and insurance services turned out to increase tax revenue.

City, Agglomeration and Growth: A Static Model and its Implications

Jin-Yeong Kim

We observe that in industrial economies most people choose to live in cities despite high land rents and transportation costs. In this paper, we develop a simple model to study the economic growth of a city and account for the attractiveness of cities. We introduce a "city production function" to model the positive effects of increasing returns to scale to a city's population. In particular, we emphasize the role of complementarities among many intermediary goods in the production process. This positive effect is considered with the spatial structure of a city which generates the negative effect of high transportation costs and land rents. A one-city case is expanded to consider two-city cases in the context of national economy, where one large city dominates in terms of population and production. We also investigate the applicability of this model to the real world by pursuing some empirical evidence.

A Study on the Determinants of the United States'
Investigation of Antidumping and Countervailing
Duties against Korean Export Products:
Macroeconomic Factors

Mah, Jai Sheen

The United States imposed antidumping/countervailing duties on Korean export products quite often in the past few decades. This paper attempts to reveal the macroeconomic determinants of the protectionist pressure in the United States against Korean exports. Augmented Dickey-Fuller unit root test results show that all the concerned variables are non-stationary and integrated of order one. Therefore, we test for the existence of a long run equilibrium relationship and the cointegrating vectors by a Johansen cointegration test. The United States' protectionist pressure against Korean exports is revealed to have a long run equilibrium relationship with the real GDP growth rates in the United States and the Korea-U.S. bilateral trade balance. That is, as the real GDP growth rate decreases, and the bilateral trade balance deteriorates in the United States, the protectionist pressure against Korean export products increases.

Homogeneity, Real Balance Effect and the Classical Dichotomy

Seh-Jin Chang

The goal of this paper is to show the invalidity of the textbook interpretation of classical dichotomy and to develop a valid dichotomy based on the homogeneity property of excess demand functions. Most textbooks, including Samuelson and Nordhaus (1995), interpret that the General Equilibrium Theory (GE) determines real variables, while the Quantity Theory of Money (QT) determines nominal variables in Classical Economics. This interpretation is represented by vertical aggregate supply and hyperbolic aggregate demand curves. However, QT, when combined with GE, implies that a proportional amount of money should be held by consumers, which in turn implies that consumption and/or labor supply should be affected by money supply--this is a contradiction of the alleged dichotomy.

To develop a valid dichotomy, we should introduce money explicitly into the GE framework, either by presuming a certain liquidity preference or by deriving it with a value function, that depends on liquidity, in a dynamic programming. By utilizing the robust homogeneity property of excess demand functions, we can show that QT holds as an equilibrium condition, rather than as a demand function.

In the monetary economy, the homogeneity holds when all prices (wage and price levels) and money balance increase proportionally. If the prices increase without being accompanied by a proportional increase in money balance, the real balance effect arises. Without this real balance effect, it is

shown that the price level cannot be determined either in the commodity markets or in the money market. The real balance effect is also logically symmetric with the effect of changes in money supply, provided the relative distribution of money balance remains unchanged.

The Long-run Burden of Health Care Costs on Public Finance: An Alternative Forecasting Approach

John M. Kim*

As proxies for socioeconomic status or past and current nutritional status of individuals or groups, anthropometric measures such as height and weight have been gaining acceptance as predictors of morbidity and mortality. Such results have mainly been established from cross-sectional studies. The main finding of this paper is that relationships between body build (body height and body weight) and risks to health can also be used longitudinally for forecasting very long-term changes in a population's overall level of health. Using data on elderly males (age 65 or above) from the 1982-1992 National Health Interview Surveys, I find that the cross-sectional relationship between body build and morbidity underpredicts longitudinal changes in morbidity among elderly males in the U.S., but in a consistent manner.

After correcting for such underprediction, current trends in adult height and weight lead to a forecast of a 30 percent improvement in the health status of the elderly between 1990 and 2035. However, this improvement will not be large enough to completely relieve the health care burden caused by an elderly population that will be larger both in terms of absolute numbers and as a proportion of the population. Adopting the same set of assumptions used for the Hospital Insurance Fund (Medicare Part A) Board of Trustees' intermediate projection, Medicare Hospital Insurance outlays will be \$1,699 billion (2.8 percent of GDP) in 2035 under the old-age health forecasts of this paper. This is less than the Trustees' \$2,333 billion projection, but still

falls short of the \$956 billion tax revenue projected for 2035. An increase of the Medicare tax rate from the current 2.9 percent to 5.2 percent would be required to meet the projected level of expenditure.