公共料金과 物價

朴 佑 奎

우리나라에서는 70년대 중반 이후 公共料金管理가 물가정책의 주요수단으로 인식되어 왔으나, 다른 나라의 경험을 살펴보면 物價上昇壓力의 근본적인 해소가 전제되지 않는 價格規制政策은 유효한 物價對策이 아니라는 것이 보편적으로 인정되고 있다.

本稿의 分析에 의하면, 公共料金의 변동과 기타물가지수(소비자물가지수에서 공공요금 및 농축수산물지수를 제외한 것)의 변동간에는 장기적으로 같이 움직이는 共積分關係가 존재한다. 그러나 일반의 인식과는 달리 공공요금의 변동이 其他物價變動을 초래하는 것이 아니라, 其他物價上昇이 공공요금상승을 유발하였던 것으로 나타났다. 이는 과거의 公共料金管理政策이 물가대책으로서의 유효성은 높지 않았음을 의미한다. 따라서 향후의 物價安定은 공공요금 등에 대한 직접적인 價格抑制보다는 경제전체의 物價上昇壓力을 완화시킬 수 있는 안정위주의 巨視政策基調를 통하여 이뤄 나가야 할 것이다.

Ⅰ. 序

政府는 1976년 3월부터 「物價安定 및 公正去來에 관한 法律」에 의거하여 각종 공공요금의 결정을 주도해 왔다. 이는 鐵道, 電氣, 郵便, 電信電話料金 등과 같이 국가가 獨占하는 사업이거나, 公企業 내지는 地方自治團體가 營爲하는 各級 國公立學校, 上·下水道, 地下鐵, 國公立病院 醫療酬價 등의 경우에는 당연한 일일 것이다. 그러나 정부가 결정하는 공공요금에는 버스, 택시 등의 대중교통요금과 같이 순수하게 민간이 운영하는 사업의 요금도 포함되어 있다. 또한 同 法律은 國家가 필요하다고 인정할 경우에는 緊要한 物品, 不動產賃貸料, 用役의 代價 등 광범위한 상품 및 서비스의 가격에 대하여 생산, 도매, 소매단계 등에서 最高

筆者 : 本院 研究委員

* 좋은 토론을 해준 朴元巖 박사를 비롯한 院內 세미나 참석자들과, 좋은 논평을 해준 白雄基, 金俊逸 박사, 그리고 因果關係方法論에 조언을 해준 韓國租稅研究院의 朴宗奎 박사에게 감사한다. 金世鍾, 李恒鏞 主任研究員과 姜希淑 主任研究助員은 電算作業과 原稿整理에 크게 수고하였다.

價格을 指定할 수 있게 되어 있는 등 정부에게 가격결정권한을 폭넓게 부여하고 있다. 이에 따라 그간 정부에서는 각종 공공요금은 물론 工産品, 個人서비스料金에 이르기까지 직·간접적으로 가격결정에 상당한 영향력을 행사해 왔다 하겠다. 특히 이러한 정부의 개입은 物價上昇壓力이 높은 경우에 강화됨으로써 정부의 개입자체가 물가안정을 위한 主要政策手段의 하나로 인식되어 온 것이 사실이다.

그러나 價格規制가 물가대책의 주요수단이라는 데에는 많은 논란의 여지가 있다. 예를 들면 1920년대 초반부터 최근까지 인플레가 극심하였던 유럽 및 中南美國家들의 경험을 살펴보면 物價上昇壓力의 근본원인을 제거하지 않고서는 가격동결은 결코 장기적 물가대책이 될 수 없다는 것이 보편적으로 인정되고 있다.[1] 따라서 우리나라에서도 가격규제정책의 物價安定에의 유효성을 실증적으로 검토해 볼 필요성이 제기된다.

만약 價格規制政策이 물가안정에 큰 도움을 주는 것이 아니라면 物價安定手段으로서의 價格規制政策은 재고되어야 하며, 價格規制政策의 목표가 새로이 定立되어야 할 것이다. 또한 전반적으로 物價政策의 방향내지는 수단 역시 새로운 각도에서 再定立되어야 할 것이다.

本稿에서는 정부의 관리하에 있는 公共料金의 변동과 물가변동간의 관계를 실증분석해 봄으로써 정부의 價格規制政策의 物價安定에의 有效性의 일면을 살펴보고 이에 따른 정책대응방안을 모색해 보고자 한다. Ⅱ章에서는 공공요금의 변동추이를 살펴보았는데, 품목에 따라 그 변동이 계단식으로 상당한 시차를 두고 이뤄진 것으로 나타나, 정부의 결정이 상당한 영향을 미쳐 왔음을 살펴본다. Ⅲ章에서는 공공요금지수(혹은 電氣, 交通, 通信, 醫療, 教育 등의 세분화된 각종 공공요금지수)와 소비자물가지수에서 공공요금과 농축수산물을 제외한 其他物價指數間에 共積分(cointegration)關係가 존재함을 보이고, 또한 Granger因果關係의 方向이 公共料金에서 其他物價로 나타나지는 않는 반면 其他物價에서 公共料金으로 나타남을 보인다. 또한 分散分解(variance decomposition)의 결과는 이러한 因果關係의 방향을 뒷받침해 주는 것으로 나타났다. 마지막으로 Ⅳ章에서는 이러한 分析結果가 의미하는 바를 설명하고, 政策對應方案을 논의한다.

Ⅱ. 公共料金管理의 現況

公共料金이란 公共機關이나 기업이 生産 및 供給하는 公共서비스에 대한 가격이라고 정의할 수 있겠으나, 우리나라에서는 「物價安定 및 公正去來에 관한 法律」과 關聯法律 등에서 지정하는 품목들이 포함되어 있는

1) Dornbusch(1982, 1992), Solimano(1990) 등을 참조.

바, 여기에는 반드시 公共機關이 아닌 민간 업자가 생산하는 서비스도 포함되어 있다. 이러한 公共料金은 경제기획원장관이 국무회의에 상정하여 대통령의 승인을 얻도록 되어 있는 鐵道, 電氣, 담배, 郵便, 電信 및 電話料金 등이 있고, 또한 地方自治團體長이나 主務長官이 경제기획원장관과의 협의를 거쳐 결정하게 되어 있는 公共料金(交通, 敎育, 上·下水道, 가스, 醫療, 手數料 등) 등도 있으며, 그 외에도 쌀, 보리를 비롯한 각종 농산물의 수매가, 연탄, 석유제품, TV방송수신료, 공업용수요금 등 역시 經濟企劃院과 협의하게 되어 있다.[2)]

本稿에서는 이러한 公共料金 중에서도 〈表 1〉에서와 같이 1990년기준 消費者物價指數에 포함된 44개 품목(가중치 144.1)으로 구성된 公共料金指數와 이를 8가지로 細分한 것 중에서 電氣, 保健醫療, 敎育, 交通, 通信을 대상으로 消費者物價와의 관계를 分析하였다.

[圖 1]은 〈表 1〉에 있는 公共料金指數(本稿에서 *PU*로 定義)와 消費者物價指數에서 公共料金指數 및 農畜水産物指數를 각각 加重平均하여 제외한 것(본고에서 其他物價 혹은 *CPIb*로 정의)의 分期別 前年同期對比 增加率을 나타내고 있는데,[3)] 長期的으로 볼 때 비슷한 움직임을 보이고 있다. 80년대 초에는 公共料金指數의 증가율이 *CPIb*의 증가율에 못미치고 있으며, 91년부터 최근까지는 반대현상을 나타내고 있다. 이러한 현상이 나타나는 이유는 公共料金의 後行性과 관련이 있는 것처럼 보인다. 즉 [圖 1]에서 특기할 만한 것은 公共料金의 증가율이 어느 정도의 시차를 두고 *CPIb*의 증가율에 後行하는 양상을 보이고 있다는 점이다. 이는 公共料金의 증가가 物價上昇을 유발한다는 일반적인 인식으로는 설명하기 곤란하다 하겠다.

한편 〈表 1〉에 나와 있는 각 公共料金指數의 추이를 살펴보면 [圖 2]와 같은데, 個別公共料金指數의 경우 상당한 시차를 두고 계단식으로 조정되어 왔음을 알 수 있다. 電氣料金의 경우 80년대 초의 오일쇼크 이후 1~2년간 급격히 상승한 이후 서서히 하향조정되었다가 걸프戰으로 國際原油價가 급등하였던 92년 초부터 다시 상승하였다. 通信料金은 1981~82년에 급등한 이후 거의 상향조정되지 않았는데, 전기, 통신요금 및 보건의료비 등은 分析期間中에는 *CPIb*보다 증가율이 낮았음을 알 수 있다. 반면 交通, 敎育費 등은 분석기간중에 기타소비자물가지수(*CPIb*)보다 더 높은 증가를 보였다 하겠다.

이와 같이 個別公共料金指數의 결정이 앞서 언급한 바와 같이 정부에 의해 주도되었음에도 불구하고 [圖 1]이나 [圖 2]에 나타난 바와 같이 전체 공공요금지수는 *CPIb*

2) 經濟企劃院(1986, 1989), 金鍾奭(1991) 등을 참조.

3) 농축수산물지수는 장기적으로 전체 消費者物價指數와 비슷한 증가양상을 보여 분석에 포함시킬 수도 있지만, 기후와 같은 外生要因의 영향을 많이 받으므로 本 分析에서 제외하였다.

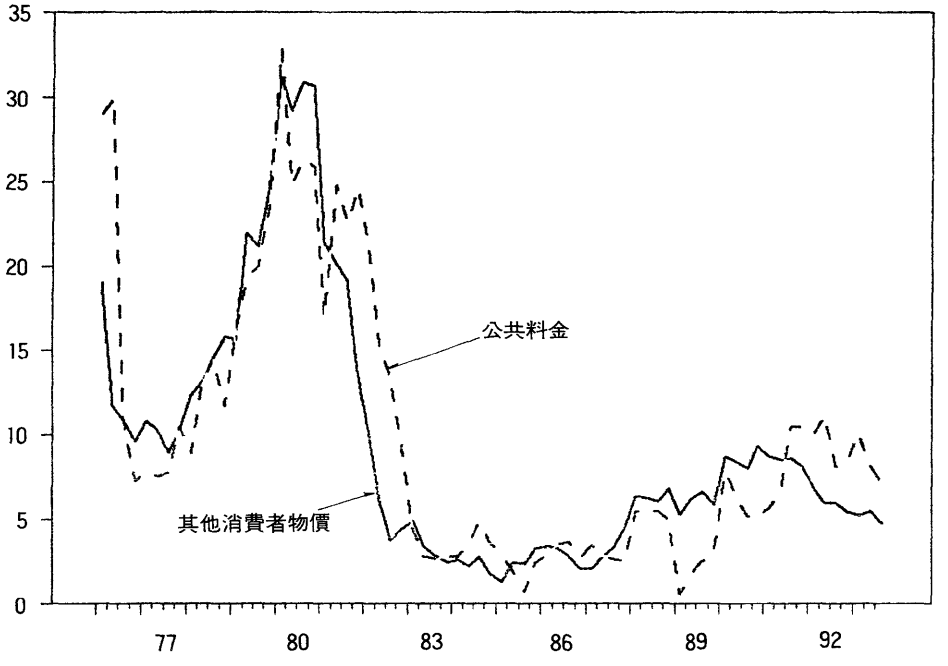
〈表 1〉 消費者物價 商品性質別 分類(1990년 基準)

- 消費者物價(1000.0) : 470개 품목
  - 農畜水産物(191.1) : 74개 품목
  - 工業製品(403.4) : 289개 품목
  - 서비스(405.5) : 107개 품목
    - 집貰(118.7) : 2개 품목
    - 個人서비스(84.0) : 40개 품목
    - 外食費(58.7) : 21개 품목
    - 公共料金(144.1) : 44개 품목
      - · 電氣料(13.6) : 전기료(13.6)
      - · 水道料(6.1) : 상수도료(4.9), 하수도료(1.2)
      - · 保健醫療(25.5) : 진찰료(9.1), 입원료(1.7), 분만료(5.0), X-ray 촬영료(1.5), 주사료(4.5), 한방진찰료(0.9), 한방침료(0.2), 병원검사료(2.6)
      - · 敎育費(34.5) : 사립대납입금(8.5), 국립대납입금(2.6), 전문대납입금(2.9), 사립고납입금(8.0), 공립고납입금(3.9), 중학교입학금(7.6), 국민학교육성회비(1.0)
      - · 交通料金(35.1) : 시내버스일반(8.5), 시내버스학생(2.0), 시내버스좌석(1.5), 고속버스(1.9), 시외버스(3.3), 택시료(8.7), 기차통일호(0.8), 기차무궁화호(0.9), 기차새마을호(0.4), 전철료(3.2), 자동차보험료(2.6), 항공료(1.3)
      - · 通信料金(19.2) : 전화료기본(2.9), 시내전화료(5.1), 시외전화요금(9.8), 공중전화료(1.2), 국내우편료(0.1), 국제우편료(0.1)
      - · 手數料(1.6) : 주민등록초본(0.5), 호적초본(0.1), 인감증명(1.0)
      - · 其他 : 고궁입장료(0.5), TV시청료(3.1), 오물수거료(2.7), 도시가스료(1.4), 인분수거료(0.8)

註 : ( ) 안은 加重値임.
消費者物價指數는 농축수산물지수, 공업제품지수, 서비스지수로 구성되어 있으며, 그중에서 서비스지수에는 집세, 개인서비스, 외식비, 공공요금 등이 포함되어 있음. 또한 공공요금지수는 전기, 수도, 보건의료 등 8가지로 大別될 수 있음.

의 변동과 장기적으로 유사한 양상을 보이고 있고, 또한 公共料金指數의 변동이 *CPIb*의 변동에 後行하는 양상을 나타내고 있음은 특기할 만하며, 어떠한 이유로 이러한 현상이 나타나는지가 本稿의 분석대상이다. 즉 公共料金의 변동이 物價上昇에 영향을 주는지 혹은 그 반대가 成立되는지는 向後 公共料金政策과 관련하여 중요한 시사점을 제공할 것이다.

[圖 1] 公共料金과 其他消費者物價(*CPIb*)의 增加率 推移(前年同期對比)



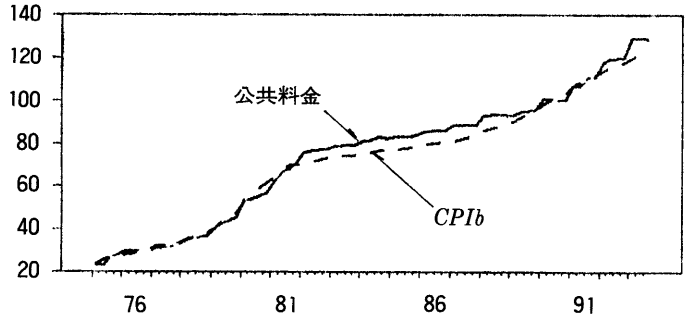
Ⅲ. 公共料金과 物價間의 因果關係

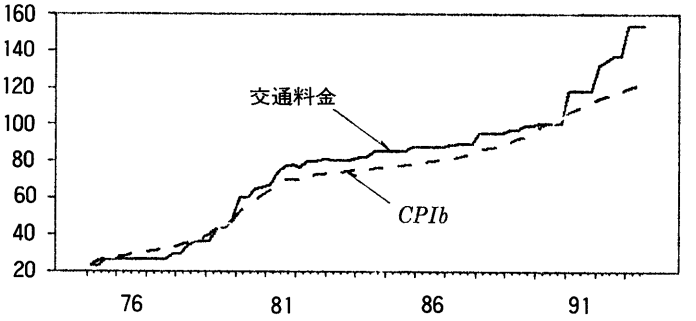
정부주도의 公共料金決定 혹은 管理政策이 물가안정에 기여한다는 주장이 타당성을 가지기 위해서는 公共料金의 引上이 物價上昇에 영향을 미친다는 計量分析이 뒷받침되어야 할 것이다. 이를 살펴보는 방법에는 여러가지가 있을 수 있으나, 本 硏究에서는 Granger인과관계검증 및 예측오차의 분산분해(variance decomposition) 등의 방법에 의존하기로 한다.

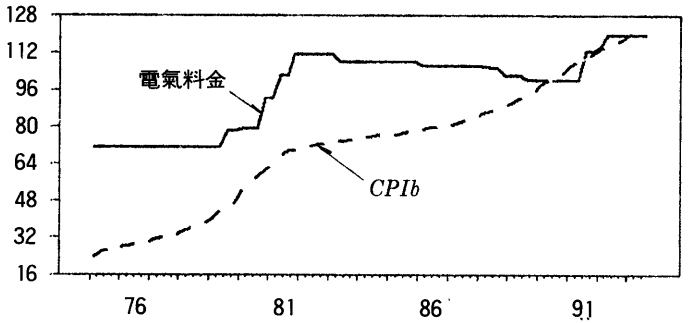
많은 거시경제시계열들은 최소한 1개의 單位根(unit root)을 가지며, 또 각 변수들은 서로 共積分(cointegration)되기도 한다. 그런데 이럴 경우 단순한 VAR構造를 사용하여 Granger因果關係를 검증하는 것은 잘못된 결론을 도출하게 됨을 Sims-Stock-Watson(1990)이 지적한 바 있다. 이는 독립변수간의 다중공선성(asymptotic multicollinearity)이 발생하게 되고, 또 이로 인해 검정통계량이 비표준분포를 따르게 되기 때문이다.[4] 物價指數는 최소한 1개의

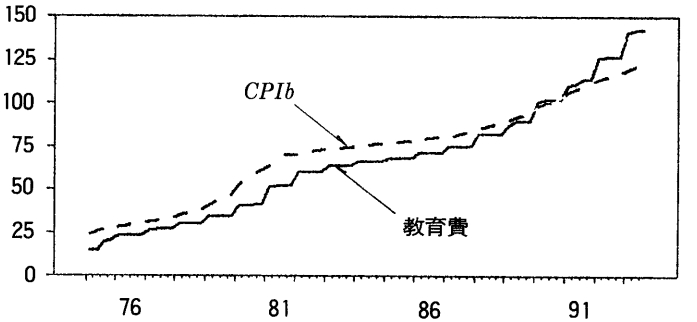
4) 朴宗奎(1993) 참조. 단위근을 가지더라도 共積分關係가 없다면 단순히 1次差分을 하여

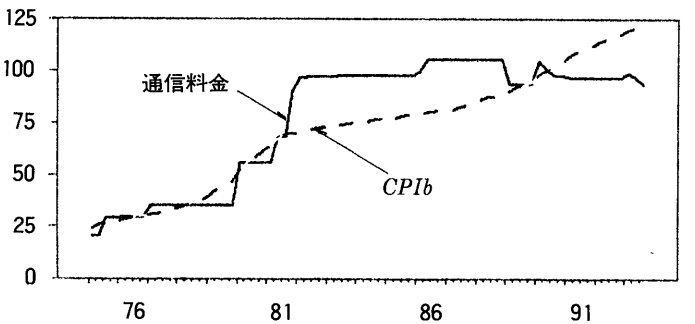
［圖 2］ 細分類 公共料金指數와 其他消費者物價指數(*CPIb*)

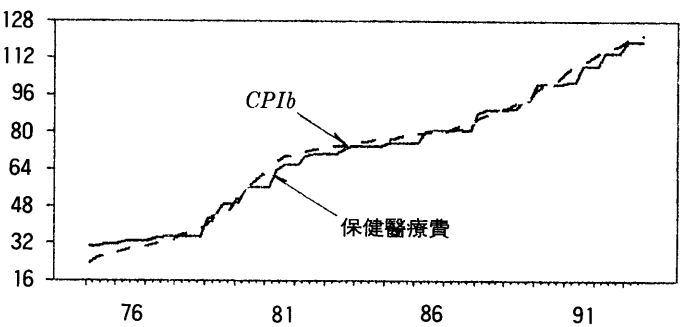












〈表 2〉 單位根 檢證結果

	CPIa				*CPIb*		
lag	level (C, T, T^2)	difference (C, T)	2nd difference (C)	lag	level (C, T, T^2)	difference (C, T)	2nd difference (C)
2	−1.71	−2.08	−6.31	2	−1.94	−1.99	−6.73
4	−2.58	−2.24	−4.23	4	−2.99	−1.81	−3.92
6	−2.50	−2.60	−2.93	6	−2.95	−2.99	−2.30
	PU				*cmp*		
2	−1.43	−3.58	−7.21	2	−2.75	−5.45	−7.43
4	−2.08	−2.31	−6.16	4	−2.20	−3.90	−7.04
6	−2.67	−2.07	−3.80	6	−2.68	−2.45	−5.48
	ele				*trp*		
2	−2.09	−3.37	−7.48	2	−1.08	−3.65	−9.45
4	−2.51	−2.33	−4.84	4	−1.94	−2.44	−6.40
6	−2.91	−2.59	−3.70	6	−2.34	−2.18	−4.44
	sat				*eda*		
2	−2.10	−4.92	−8.76	2	−1.67	−8.83	−19.09
4	−2.13	−3.08	−5.78	4	−1.02	−5.61	−10.07
6	−2.20	−3.00	−5.37	6	−1.89	−1.52	−4.76

註 : Fuller(1976)의 Table 8.5.2와 崔範樹(1989)의 〈表 1〉에 의하면 5% 임계치는 level일 경우 3.81, difference의 경우 3.4, 2nd difference의 경우에는 2.86임.

단위근을 가질 뿐 아니라, 公共料金指數와 物價指數는 공적분관계를 가질 가능성이 매우 높을 것으로 추측된다. 따라서 인과관계의 검증 이전에 이러한 가능성을 먼저 확인해야 한다.

〈表 1〉 및 [圖 2]의 時系列을 대상으로 Dickey-Fuller의 ADF검증을 해본 결과, 로그値를 취할 경우 公共料金指數(*PU*, 계절조정), 소비자물가지수에서 공공요금지수를 제외한 것(*CPIa*, 계절조정), 소비자물가지수에서 공공요금지수와 농축수산물지수를 가중평균하여 제외한 것(*CPIb*, 계절조정)은 각각 2개의 단위근을 가진다고 볼 수 있다. 한편 전기(*ele*), 교통(*trp*), 보건의료(*sat*) 등은 時差의 수가 4 이상이라고 볼 때 2개의 단위근을 가진다고 하겠으나, 그 이외의 교육비(*eda*), 통신요금지수(*cmp*) 등은 1개의 單位根을 가진다고 하겠다. 따라서 교육비 및 통신요금지수는 분석대상에

통상적인 방법으로 Granger因果關係를 검증할 수 있다(Stock-Watson(1989), Baek(1993) 참조).

서 제외하였다.[5] 이와 같이 物價指數가 2개의 단위근을 가진다는 견해는 다른 나라에서도 종종 제시되고 있다.[6]

한편 *CPIb*의 증가율과 *PU*의 증가율 혹은 *CPIb*의 증가율과 세분된 公共料金指數(電氣, 交通, 保健醫療)의 증가율간의 共積分關係를 朴佑奎(1991) 등에서 사용된 Johansen-Juselius(1990)방법에 따라 그 존재유무를 〈表 4〉와 같이 파악하였다. Johansen-Juselius의 방법은 分析對象變數의 수가 3개 이상일 때에 몇 개의 共積分關係가 존재하는가를 검증하고, 각각의 관계식을 추정하고 그 계수의 값에 대한 가정을 검증할 수 있는 장점이 있다. 또한 變數가 2개일 때에도 Engle-Granger(1987) 및 Engle-Yoo(1987)의 방법과는 달리 종속변수와 독립변수의 순서를 바꾸어도 同一한 결론을 도출하는 장점이 있다.

Johansen방법은 아래와 같은 벡터誤差修正模型(error correction model)을 상정하여 共積分關係式 β를 最尤推定方法으로 추정한다.

$$\triangle X_t = \Gamma_1 \triangle X_{t-1} + \cdots \Gamma_{k-1} \triangle X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Phi D_t + \varepsilon_t,\ \varepsilon_t \sim N_p(O,\ \Lambda),\ \Pi = \alpha\beta' \quad \cdots\cdots (1)$$

여기서 $\triangle X_t = X_t - X_{t-1}$을 나타내며, X_t는 p개의 변수로 구성된 벡터이다. D_t는 계절조정(centered)더미벡터, $\Gamma_1 \cdots \Gamma_{k-1}$, Π, μ, Φ 등은 추정되어야 할 係數行列(coefficient matrix) 내지는 벡터를 나타낸다. Π의 階數(rank)는 共積分關係式의 數가 되며, $\Pi \equiv \alpha\beta'$으로 정의하여 α와 β는 각각 $p \times r$行列이며 $r(0 \leqq r \leqq p)$은 Π의 階數(rank)인데[7] β는 共積分關係式벡터를, α는 $\triangle X_t$의 변화에서의 β의 비중을 나타낸다. 本稿에서는 $p=2$로, $k=4$로, X_t=(각 公共料金指數의 增加率, *CPIb*의 增加率)으로 각각 정의하였는바, 공공요금은 〈表 4〉에 나타난 바와 같이 전체공공요금지수 이외에도 세분화된 공공요금지수를 각각 사용하여 보았다.

〈表 4〉에는 式(1)을 추정하여 얻어진 α, β, Π, 그리고 이와 관련된 검증통계치가 나타나 있는바, 〈表 3〉의 檢證臨界値를 사용하여 〈表 4〉를 해석해 보면 공공요금지수 및 모든 공공요금의 세분된 지수는 *CPIb*와 共積分關係를 각각 1개씩 가지는 것으로 나타났다.

---

5) *PU*, *CPIb* 등의 로그 1次差分은 단순 추세치를 가진다고 할 수 있다. 모든 時系列은 75년 1/4분기부터 93년 3/4분기까지의 資料를 대상으로 하였다.

6) Carlson-Gavin-Samolyk(1990)은 ADF검증을 할 경우 미국의 物價指數에 2개의 단위근이 있다고 주장하고, 그 외에도 같은 결론을 도출한 다른 논문들을 인용하였다. 그러나 ADF검증이 아닌 다른 방법, 예를 들면 Phillips-Perron 검증방법을 사용하면 1개 이상의 단위근을 발견하기 어렵다고 주장하였다. 本 硏究에서도 Phillips-Perron방법을 사용해 보면 1개 이상의 단위근에 대한 증거는 불충분한 것으로 드러났다.

7) r=0이면 $\triangle X_t$가 안정적(stationary)이고 또한 식 (1)은 $\triangle X_t$변수들로만 구성된 VAR이 되고, $r=p$이면 X_t가 안정적이고 또한 X_t변수들로만 구성된 VAR이 된다.

〈表 3〉 Johansen 檢證方法의 臨界値

有意度 / $p-r$	λmax 檢證			固有和檢證		
	10%	5%	2.5%	10%	5%	2.5%
1	6.691	8.083	9.658	6.691	8.083	9.658
2	12.783	14.595	16.403	15.583	17.844	19.611

註 : Johansen-Juselius의 Table A2에 의함. λmax 檢證統計値는 $-T\ln(1-\lambda_{r+1})$, 固有和檢證統計値는 $-T\sum_{i=r+1}^{p}\ln(1-\lambda_i)$로 각각 정의됨. λ_i는 추정된 固有値이며 $\lambda_1>\cdots>\lambda_p$임.

〈表 4〉 $\triangle CPIb$와의 共積分關係 檢證

	△公共料金(*PU*)	△交 通	△電 氣	△保 健
a) β	1.0 −0.956	1.0 −1.22	1.0 −0.625	1.0 −0.79
$\beta_2=-1.0$	0.224			
b) α	−1.143 −0.068	−1.35 −0.037	−1.005 −0.145	−1.48 0.13
$\alpha_2=0$	0.279	0.151	1.68	1.77
c) Π	−1.08 1.08 0.0 0.0	−1.29 1.61 0.0 0.0	−1.1 0.78 0.0 0.0	−1.58 1.17 0.0 0.0
d) λmax(2) (1)	24.5* 3.1	16.9* 2.8	27.6* 4.3	28.8* 2.2
e) 固有和(2) (1)	27.5* 3.1	19.7* 2.8	31.9* 4.3	31.0* 2.2

註 : 1) (a), (b)行은 2×2인 α, β 중에서 첫번째 것만 쓴 것으로 제약($\beta_2=-1.0$ and/or $\alpha_2=0$)을 가하기 전의 숫자

2) (a), (b)行의 $\beta_2=-1.0$ 및 $\alpha_2=0$의 가설에 대한 숫자는 $\chi^2(1)$의 분포를 가짐. (b)行의 *PU*의 경우에는 $\chi^2(2)$임. ($\beta_2=-1.0$의 제약도 가하였음). $\chi^2(1)$ 및 $\chi^2(2)$의 5%의 임계치는 각각 3.84 및 5.99임.

3) (d), (e)의 숫자는 〈表 3〉의 $p-r$을 나타냄.

* 는 2.5% 이하에서 有意함을 나타냄.

共積分關係를 나타내는 推定値를 보면 전체공공요금지수의 증가율(△*PU*)의 경우에는 消費者物價指數에서 公共料金 및 農畜水産物指數를 제외한 기타물가지수의 증가율(△*CPIb*)과 1 : 1로 장기적으로 변해 왔음을 나타내고 있다.[8] 交通料金指數의 경우에는 *CPIb*보다 빠른 속도로 증가해 왔으나,

8) β추정치는 $\triangle PU=0.956\triangle CPIb$를 나타내나, $\triangle PU=\triangle CPIb$라는 가설에 대한 검증통계치가 0.224로 나타나 5% 임계치인 $\chi^2(1)=3.84$에 못미친다.

電氣 및 保健指數는 *CPIb*보다 느린 속도로 증가해 왔다.

그런데 〈表 4〉의 모든 組合, 즉 *X*를 $(\triangle PU, \triangle CPIb)'$, $(\triangle trp, \triangle CPIb)'$, $(\triangle ele, \triangle CPIb)'$, $(\triangle sat, \triangle CPIb)'$로 각각 정의했을 경우 각 조합의 두번째 式, 즉 $\triangle CPIb$式에서 공적분관계가 유의하지 않다는(α_2=0) 가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 이는 각 公共料金指數의 변동에는 物價의 變動이 중요한 요인이 되지만, 물가의 변동에는 각 公共料金指數의 변동이 중요한 역할을 하지 못했다는 것을 추측하게 한다. 이러한 추측은 Granger인과관계를 검증해 봄으로써 확인해 볼 수 있다.

그런데 *CPIb*의 증가율과 각 公共料金指數의 증가율은 각각 단위근을 가질 뿐 아니라, 〈表 4〉에서 보는 바와 같이 서로 共積分關係를 가지기 때문에 통상적인 방법으로는 Granger인과관계를 검증하기 곤란하다. 따라서 Sims-Stock-Watson(1990), Corradi-Caleotti-Rovelli(1990), 朴宗奎(1993) 등에서와 같이 아래와 같은 式을 추정하였다.[9]

$$y_t = a_0 + a_1(y_{t-1} - \beta Z_{t-1}) + a_2 y_{t-1} + a_3 T + \Sigma c_i \triangle y_{t-i} + \Sigma d_i \triangle Z_{t-i} \quad \cdots\cdots (2)$$

$$Z_t = b_0 + b_1(y_{t-1} - \beta Z_{t-1}) + b_2 Z_{t-1} + b_3 T + \Sigma e_i \triangle y_{t-i} + \Sigma f_i \triangle Z_{t-i} \quad \cdots\cdots (3)$$

위 式에서 a_1 및 b_1은 y와 Z변수간에 존재하는 공적분관계에 관한 계수이며, 式 (2)에서 Z에서 y로의 Granger因果關係가 없다는 가설은 a_1=0이고, 또한 모든 i에 대하여 d_i=0이 成立하는 것이다. y에서 Z로의 Granger因果關係가 없다는 가설은 式 (3)에서 b_1=0이고 또한 모든 i에 대해 e_i=0이 成立하는 것이다.

〈表 4〉에서 추정된 共積分關係式을 사용하여 式 (2), (3)을 推定한 후 Granger因果關係를 검증한 결과는 〈表 5〉에 요약되어 있다. 종합해 보면 5%의 유의도 수준에서 Granger因果關係의 방향은 기타물가의 변동에서 각 公共料金指數의 변동으로 유의하게 나타나지만, 각 公共料金指數의 변동에서 其他物價變動으로는 나타나지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 상당수의 정책당국자나 일반인들이 암묵적으로 인정하던 기존 관념, 즉 공공요금의 억제가 其他物價上昇을 억제하는 데 도움이 되어 왔다는 고정관념과 배치되는 것이다.

그런데 전기요금의 경우에는 10%의 유의도에서 △전기요금→△기타물가로의 인과관계가 나타나고 있다. 그러나 이 경우에는 해석상의 주의를 요한다. 즉 아무리 전기요금의 상승이 其他物價上昇에 영향을 준다는 가설이 비록 미미한 유의도 수준에서

9) 추정식이 이와 같이 되는 이유는 朴宗奎(1993)를 참조. 그는 Corradi 등의 추정식이 잘못되었음을 지적하였다. Sims-Stock-Watson에 의하면, 共積分關係가 존재할 때 式 (2), (3)과 같이 변형시키지 않은 단순한 VAR모형을 사용하면 점근적 다중공선성(asymptotic multicollinearity)이 발생하므로 정확한 검증을 할 수 없다.

〈表 5〉 Granger因果關係檢證

因果關係方向	*F*-統計値	因果關係方向	*F*-統計値
△*CPIb* → △*PU*	5.47***	△*PU* → △*CPIb*	1.65
△*CPIb* → △交通	2.58**	△交通 → △*CPIb*	1.04
△*CPIb* → △電氣	3.54***	△電氣 → △*CPIb*	2.3*
△*CPIb* → △保健	2.77**	△保健 → △*CPIb*	1.59

註 : 숫자는 $F(5, 56)$을 나타냄.
*** 1% 이내에 유의
** 5% 이내에 유의
* 10% 이내에 유의

나마 성립된다 하더라도, 예를 들어 國際原油價의 변동이 전기요금을 변동시킨 것이었다면, 이는 사실상 국제원유가의 변동 때문에 物價가 上昇한 것으로 보아야 할 것이다. 즉 物價나 電氣料金 모두 제3의 요인인 국제원유가의 변동에 의해 같이 변동되었을 가능성이 있다.[10] 실제로 앞의 Ⅱ章의 [圖 2]에서 살펴본 바와 같이 과거 전기요금의 큰 폭의 변동은 오일쇼크 등으로 國際原油價가 큰 폭으로 변동하였던 시기에 발생하였다.

아래에서는 分散分解(variance decomposition)의 결과를 살펴봄으로써 물가와 공공요금간의 관계를 다소 다른 각도에서 살펴보았다.[11] 〈表 4〉의 공적분관계를 추정하는 데 사용된 式(1)을 사용하되 共分散行列에 대해서는 Choleski因數分解를 하여 사용하였다.[12] 〈表 6a〉는 Choleski因數分解를 위해 *CPIb*를 윗순위에 놓고 分散分解를 한 것이고, 〈表 6b〉는 각 公共料金指數를 윗순위에 놓고 한 결과이다.[13]

〈表 6a〉에 의하면 기타물가의 변동(△*CPIb*)을 설명하는 데에는 각 公共料金指數는 전혀 설명력이 없는 것으로 드러나고 있다. 또한 각 公共料金指數의 변동을 설명하

10) 한 예로 King(1986)은 관측가능한 변수를 실제로 움직이는 것이 제3의 변수들(state variables)이고, 이들 관측가능한 변수간에는 아무런 인과관계가 없을지라도 관측가능한 변수들로만 Granger인과관계를 검증할 경우에는 인과관계가 있는 것처럼 나타날 수 있다고 하였다.

11) 위의 〈表 5〉에서 교통요금지수와 보건의료비지수에는 별 특이사항이 없으므로, *PU*와 전기요금에 대해서만 分散分解를 하였다.

12) 分散分解는 예측오차의 分散이 物價式에 대한 오차 때문인지, 公共料金式에 대한 오차 때문인지를 分解해 봄으로써 外生性 내지는 因果關係의 先後를 살펴보는 방법이다. 이 경우에 원래식의 오차들은 같은 期에서 서로 상관관계가 있을 가능성이 높으므로 해석상에 곤란한 점이 예상된다. 따라서 이들 오차들을 서로 상관관계가 없는 오차들로 바꿔줄 필요성이 생기는바, 그 방법 중의 하나가 Choleski 因數分解이다. 이 경우 式의 순서를 바꿈에 따라 分散分解의 결과가 달라지므로 두가지 순서 모두를 검토할 필요가 있다. 자세한 것은 Doan(1992)을 참조.

13) 그런데 〈表 6〉에서 통상적인 分散分解에서와는 달리 1次差分變數를 설명하는 데 2次差分式의 오차를 사용한 이유는 다음과 같다. 즉 本稿에서 설명하고자 하는 것은 1次差分變數의 分散分解이지만, 이에 사용된 式은 式 (1),

〈表 6a〉 分散分解(*CPIb*－각 公共料金指數의 順序)

式		說明變數	時差			
			1	5	10	20
(A)	△*CPIb* 說明	△△*CPIb*	100.0	99.5	99.5	99.5
		△△*PU*	0.0	0.5	0.5	0.5
	△*PU* 說明	△△*CPIb*	25.8	74.4	83.6	85.7
		△△*PU*	74.2	25.6	16.4	14.3
(B)	△*CPIb* 說明	△△*CPIb*	100.0	99.8	99.7	99.7
		△△電氣料金	0.0	0.2	0.3	0.3
	△電氣料金 說明	△△*CPIb*	7.7	72.8	87.3	89.2
		△△電氣料金	92.3	27.2	12.7	10.8

註 : 各式 (A)－(B)에서 Choleski分解를 *CPIb*－각 公共料金指數의 순서로 하였음.

〈表 6b〉 分散分解(각 公共料金指數－*CPIb*의 順序)

式		說明變數	時差			
			1	5	10	20
(A)	△*CPIb* 說明	△△*CPIb*	74.2	76.0	77.4	77.9
		△△*PU*	25.8	24.0	22.6	22.1
	△*PU* 說明	△△*CPIb*	0.0	27.5	39.9	43.5
		△△*PU*	100.0	72.5	60.1	56.5
(B)	△*CPIb* 說明	△△*CPIb*	92.3	81.7	76.8	75.0
		△△電氣料金	7.7	18.3	23.2	25.0
	△電氣料金 說明	△△*CPIb*	0.0	6.5	14.7	16.9
		△△電氣料金	100.0	93.5	85.3	83.1

는 데 있어서도 20分期後에는 기타물가(△△*CPIb*)가 85% 이상의 설명력을 가지고 있다. 즉 기타물가상승률의 변동이 각 公共料金指數 變動의 주요인이라고 해석할 수 있음은 물론 공공요금지수의 변동이 기타물가에는 별 영향을 주지 못하는 것을 나타낸다.

〈表 6b〉에는 각 公共料金指數－*CPIb*의 順序로 Choleski因數分解를 한 것을 나타

즉 2次差分이 종속변수인 오차수정모형식이다. 따라서 1次差分에 대한 것을 구하기 위해서는, 예를 들어 $\triangle PU_t = \triangle PU_{t-1} + \triangle\triangle PU_t$와 같은 항등식을 사용하였다.

내는데, 여전히 *CPIb*의 설명에는 각 公共料金指數는 큰 기여를 못하는 것으로 나타나고 있다. 또한 △*PU*의 설명에서도 △△*CPIb*의 기여도가 20분기후에 43%에 달하고 있어, 公共料金의 변동에 其他物價가 主要要因인 것으로 나타나고 있다. 그러나 △電氣料金의 설명에서는 △△*CPIb*의 기여도가 20분기후에 17%에 불과한 것으로 나타나고 있는데, 이는 個別公共料金의 경우에는 [圖 2]에 나타난 바와 같이 계단식으로 변화하고 있는 것을 반영하여 물가변동이 큰 기여를 못하는 것으로 추측된다. 〈表 4〉~〈表 6〉을 종합적으로 검토해 보면 공공요금의 변동이 기타물가변동의 주원인이라고 하기는 곤란하며, 반대로 기타물가변동이 공공요금변동의 원인이라고 할 수 있겠다.

Ⅳ. 結　　論

정부는 70년대 중반 이후 公共料金뿐만 아니라 工產品 및 개인서비스요금에 이르기까지 직간접적인 영향력을 행사해 왔다. 이러한 價格規制政策은 물가안정의 주요정책수단으로 인식되어 왔다. 本稿에서는 기타물가변동과 공공요금변동간의 관계를 분석함으로써 정부의 價格規制政策의 일면을 그 유효성의 측면에서 살펴보았다.

75년 1/4분기 이후 93년 3/4분기까지의 시계열자료를 대상으로 한 分析結果에 의하면, 소비자물가지수에서 공공요금지수와 농축수산물지수를 각각 가중평균하여 제외한 其他物價指數(*CPIb*라고 정의함)의 변동과 공공요금지수의 변동간에는 장기적으로 같이 움직이는 共積分關係가 있는 것으로 나타났다. 그런데 이러한 장기적 관계를 주도하는 것은 其他物價(*CPIb*)이지 公共料金이 아닌 것으로 나타났다. 우선 Granger因果關係의 방향이 기타물가에서 공공요금으로 나타나고, 그 반대는 성립되지 않았다. 또한 分散分解에 있어서도 공공요금의 변동으로 其他消費者物價를 설명하지 못하는 것으로 드러났다. 이상의 결과는 과거 18년동안에 기타물가가 올랐거나 오르기 때문에 공공요금이 조정되었던 것이지, 그 반대로 공공요금의 조정 때문에 其他物價上昇이 유발되었던 것은 아님을 의미한다.[14]

이러한 分析은 과거 정부주도의 公共料金管理政策이 물가안정의 정책수단으로서의 장기적 유효성은 높지 않았다는 점을 시사한다. 즉 비록 「物價安定 및 公正去來에 관한 法律」이 政府에게 폭넓은 가격규제의 권한을 부여했고 정부도 이러한 권한을 행사해 왔을 뿐 아니라 상당수의 一般國民도 직접적인 가격규제가 물가대책의 한 수단인 것으로 인식해 왔지만, 本稿의 분석은 적어

14) 本 硏究는 과거 시계열을 대상으로 分析한 것이므로 "만약 앞으로 정부가 公共料金을 관리하지 않을 경우에는 어떨까?"와 같은 의문에는 해답을 주지 못한다. 왜냐하면 이는 근본적인 체제변화(regime change)를 가정한 의문이기 때문이다.

도 공공요금의 직접적인 억제가 물가안정의 유효한 수단은 되지 못했다는 것이다. [圖 1]에서 나타난 公共料金의 변동이 其他物價變動에 後行하는 현상도 결국은 政府가 공공요금을 어느 기간동안 억제한다 하더라도 物價가 오르면 추후에 공공요금의 현실화가 불가피해지고 말았다는 과거의 경험을 나타낸다고 하겠다.

그런데 本稿의 결과가 공공요금의 변동이 Granger의미에서 물가변동에 영향을 미치지 않았다는 것이므로, 或者는 대폭적인 公共料金現實化 역시 物價에 영향을 미치지 않을 것으로 판단할 수도 있겠으나, 이에는 주의를 요한다. 왜냐하면 本稿에서는 '불가피하게 현실화위주로 운영되었던' 공공요금의 변동기간이 그 분석대상이었기 때문이다. 따라서 현실화가 불가피한 공공요금의 인상은 기타물가를 자극하지는 않을 것이나, 불가피한 범위를 넘어서는 공공요금의 대폭 조정은 其他物價를 자극할 수도 있을 것이다.[15]

그렇다면 向後의 공공요금 및 물가정책에 관한 本 硏究의 시사점은 무엇인가? 결국 物價安定 여부는 成長우선이냐, 物價安定우선이냐와 같은 중장기적인 巨視政策基調의 선택에 달려 있으며,[16] 개별공공요금의 억제 등과 같은 微視的 對策을 통하여 장기적으로 物價安定을 도모하는 것은 어렵다 하겠다. 이는 과거 중남미나 유럽의 高인플레 국가들의 경험과 일맥상통한다. 즉 가격규제는 근본적인 物價上昇壓力을 완화시키기 위한 巨視經濟政策의 보조수단으로서 제한적이고 단기적인 효과를 가질 따름이고, 巨視經濟政策과 조화되지 않은 채 가격규제에 지나치게 의존하는 安定化政策은 실패한다는 것이다. 따라서 향후의 物價政策은 공공요금 등에 대한 직접적인 가격억제보다는 경제전체의 물가상승압력을 완화시키도록 巨視經濟政策을 중시하여 운영되어야 하겠다. 또한 공공요금관리정책이 物價管理에 도움을 주지 못하기 때문에 이를 중단시킬 것이 아니라, 競爭導入 및 規制緩和, 經營效率化를 통한 원가절감 유도, 財政과의 役割分擔 정도의 선택, 消費者保護 등을 통하여 공공서비스를 향상시키는 기능을 강화하기 위한 適正價格을 管理하는 방향으로 나가야 할 것이다.

---

15) 마치 賃金이 Granger의미에서 물가에 영향을 주지 않는다는 硏究結果가 나온다고 해서, 임금을 대폭 올려줘도 물가는 오르지 않는다는 결론을 내려서는 곤란한 것과 마찬가지다. 임금과 물가간의 Granger因果關係에 관한 해석 및 정책적 시사점에 관해서는 朴佑奎(1989) 참조. 또한 Granger因果關係 解釋의 근본적인 문제점에 관해서는 앞의 註 10 참조.

16) 朴佑奎(1990) 등을 참조. 한편 朴佑奎·金世鍾(1992)은 그간의 政府規制에도 불구하고, 우리나라의 物價變動이 신고전파적인 양상을 나타냄을 보였다. 우선 초과수요→물가로의 구조로 물가가 변동하며, 또한 財政·金融政策을 통한 경기부양은 단기적으로는 成長에 도움을 주지만, 장기적으로는 成長은 원위치되고 物價는 높게 유지되는 결과를 초래하며, 物價安定을 위해서는 巨視政策에서의 안정기조의 선택이 중요함을 주장하였다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

經濟企劃院, 「公共料金의 現況 및 課題」, 1986. 12.

———, 「物價便覽」, 『經濟政策業務便覽 2』, 1989.

金鍾奭, 「公共料金管理의 改善方案」, 『韓國開發研究』, 第13卷 第2號, 韓國開發研究院, 1991 여름.

朴佑奎, 「單位勞動費用과 物價」, 『韓國開發研究』, 第11卷 第4號, 韓國開發研究院, 1989 겨울.

———, 「現景氣局面의 診斷과 政策對應」, 『KDI 分期別 經濟展望』, 第9卷 第1號, 韓國開發研究院, 1990.

———, 「인플레와 M2流通速度」, 『韓國開發研究』, 第13卷 第2號, 韓國開發研究院, 1991 여름.

朴佑奎・金世鍾, 「韓國의 物價模型」, 『韓國開發研究』, 第14卷 第4號, 韓國開發研究院, 1992 겨울.

朴宗奎, 「設備投資와 賃金」, 政策討議資料, 韓國租稅研究院, 1993. 12.

崔範樹, 「單位根과 共積分의 經濟學的 意味와 그 檢定法에 대한 槪要」, 『韓國開發研究』, 第11卷 第2號, 韓國開發研究院, 1989 여름.

Baek, Ehung Gi, "Does Money Cause Output in the Korean Economy? : Lessons from Time Series of 1982 -1992," Korea Development Institute, October 1993.

Carlson, John, William Gavin, and Katherine Samolyk, "The Short-Run Dynamics of Long-Run Inflation Policy," *Economic Review, Federal Reserve Bank of Cleveland,* 1990 Quarter 3.

Corradi, V., M. Caleotti, and R. Rovelli, "A Cointegration Analysis of the Relationship between Bank Reserves, Deposits and Loans," *Journal of Banking and Finance,* 1990, pp.199~214.

Doan, Thomas, "Rats User's Manual," 1992.

Dornbusch, Rudiger, "Stabilization Policies in Developing Countries : What Have We Learned?" *World Development,* Vol.10, No.9, 1982.

———, "Lessons from Experiences with High Inflation," *The World Bank Economic Review,* Vol.6, No.1, 1992.

Engle, Robert and Byung Sam Yoo, "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems," *Journal of*

Econometrics, 1987, pp.143~159.

Engle, Robert and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica,* March 1987, pp.251~276.

Fuller, Wayne, *Introduction to Statistical Time Series,* John Wiley & Sons, 1976.

Johansen, Soren and Katarina Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 1990.

King, Robert, "Money and Business Cycles : Comments on Bernanke and Related Literature," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy,* Autumn 1986.

Sims, Christopher A., James Stock, and Mark Watson, "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots," *Econometrica,* January 1990, pp.113~144.

Solimano, Andres, "Inflation and the Costs of Stabilization : Historical and Recent Experiences and Policy Lessons," *The World Bank Research Observer,* Vol.5, No.2, 1990.

Stock, James and Mark Watson, "Interpreting the Evidence on Money-Income Causality," *Journal of Econometrics,* 1989, pp.161~181.