

인플레이션과 資本蓄積： 韓國經濟에 있어서의 토빈效果 分析

金 俊 源* · 崔 熙 甲**

논문초록

본 연구는 두 기간 세대증첩모형에 근거하여 인플레이션과 자본축적량 간의 양(+)의 상관관계, 즉 토宾효과(Tobin effect)의 성립여부를 이론적으로 재검토하고 있으며, 한국의 자료에 기초하여 토宾효과의 성립여부를 실증적으로 검정하고 있다. Diamond(1965)의 모형에 가치저장 수단으로서의 화폐가 도입된 기본 모형에서는 잘 알려진 바와 같이 토宾효과가 성립한다. 그러나, 기본 모형에 화폐선불제약을 도입한 우리의 확장모형에서는 화폐와 자본 간의 대체관계가 더 이상 성립하지 않기 때문에 역토宾효과가 성립한다. 기본 모형과 확장 모형의 이러한 상반된 이론적 예측을 실증적으로 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 단순화귀모형과 다중화귀모형의 추정결과에 의하면 한국의 경우 최소한 단기적으로 인플레이션의 변화는 일인당 자본량에 양(+)의 효과를 미친다. 둘째, 벡터자기회귀모형의 충격반응함수의 추정결과에 따르면 한국의 경우 장기적으로도 토宾효과가 성립한다.

핵심 주제어: 토宾효과, 세대증첩모형, 벡터자기회귀모형

경제문헌 주제분류: E4, E5

* 서강대학교 경제학부 부교수, e-mail: jwkim@ccs.sogang.ac.kr

** 삼성경제연구소 금융실 수석연구원, e-mail: investa@samsung.co.kr

I. 서 론

인플레이션을 야기하는 정책이 완전히 예견되는 경우, 이것이 장기적으로 자본축적량을 늘리는지 아니면 줄이는지에 대한 경제이론은 인플레이션이 장기 경제성장에 부정적인 영향을 미친다는 일반적인 견해에 비추어볼 때 놀랍게도 아직 불분명한 실정이다.¹⁾ 인플레이션과 자본축적량간의 장기 관계를 최초로 분석한 연구는 Tobin (1965)에 의해 이루어졌다. 그는 경제주체의 가치저장수단으로 실물자본뿐만 아니라 화폐까지 도입하여 신고전학파의 경제성장모형을 고려하였는데, 분석결과에 따르면 장기에 있어 인플레이션과 자본축적량은 양(+)의 상관관계를 갖는다. 이러한 토宾효과(Tobin effect)는 인플레이션으로 실질화폐잔고의 수익률이 떨어지면서 경제주체들이 화폐로부터 자본으로 포트포리오를 조정하기 때문에 발생한다.

이에 대한 통화주의학파의 대응으로 Sidrauski (1967)는 효용함수 내 화폐(money in the utility function) 모형을 이용하여 화폐의 초중립성을 주장하면서 토宾효과를 부인한 바 있다. 화폐의 초중립성에서 한 걸음 더 나아가 화폐선불(cash in advance) 모형에 기초한 Stockman (1981)은 장기에 있어 인플레이션과 자본축적량은 음(-)의 상관관계를 갖는다는 역토宾효과(anti-Tobin effect)를 주장하고 있다.²⁾

한편, 인플레이션과 자본축적량 간의 관계에 관한 국외의 실증분석은 Romer (1986)와 Lucas (1988) 등에 의해 경제성장이론이 재조명되면서 1980년대 후반부터 활발히 진행되고 있다. 화폐의 초중립성을 받아들이고 있는 Bullard and Keating (1995)과 McCandless and Weber (1995) 등의 약간의 예외도 있지만, 거의 대부분의 실증분석들은 토宾효과를 기각하고 그 대신 역토宾효과를 채택하고 있다.³⁾ 그

- 1) 본 연구에서 다루는 경제모형은 자본축적 과정이 내생화되고 물가수준이 완전히 신축적인 모형으로 인플레이션과 경제활동 간의 단기효과는 분석대상에서 제외된다. 단기효과에 대한 비교적 최근의 서베이로는 Blanchard (1990) 참조
- 2) 최근 Zhang (2000)은 화폐선불모형을 일반화시킨 거래비용모형을 사용하여 이러한 역토宾효과를 재확인하고 있다.
- 3) 역토宾효과를 지지하고 있는 실증분석으로는 Kormendi and Meguire (1985), Grier and Tullock (1989), Fischer (1991, 1993), Levine and Renelt (1992), Roubini and Sala-i-Martin (1992), De Gregorio (1992, 1993), Gomme (1993), Cukierman, Kalaitzidakis, Summers and Webb (1993), King and Levine (1993), Chari, Jones and Manuelli (1995), Sarel (1996), Herbertsson and Gylfason (1996), Barro (1997), Andres and Hernando (1997), Bruno and Easterly (1998) 및 Ghosh and Phillips (1998) 등의 수많은 연구들을 들 수 있다.

러나, 토빈효과에 대한 국내의 실증분석은 전무한 실정이다.

실증분석에 의해 역토빈효과가 압도적으로 지지되자, 많은 이론들은 역토빈효과가 성립할 수 있는 다양한 경제모형을 제시하고 있다. 그러나, 아직까지 토빈효과의 성립여부에 대한 이론적 예측에는 일치된 의견이 없는 실정이다. 특히, 대부분의 연구들은 서로 비교하기 어려운 모형에 근거하여 상이한 주장을 개진하고 있다. 예를 들어, 효용함수 내 화폐모형에 근거한 Sidrauski(1967)의 초중립성 정리는 Wang and Yip(1992)의 연구에서 밝혀진 바와 같이 효용함수에 여가가 포함되는 경우 더 이상 성립하지 않는다. 또한, 화폐선불모형에 근거한 Stockman(1981)의 역토빈효과는 화폐선불제약을 받는 재화가 무엇인가에 따라 그 결과가 달라진다.

이에 따라, 최근 몇몇의 학자들은 동일한 모형에 기초하여 토빈효과의 성립여부를 이론적으로 재검토하고 있다. 이들이 공통으로 사용하고 있는 모형은 세대중첩(overlapping generations) 모형인데, 이 모형의 가장 기본적인 형태에서는 잘 알려진 바와 같이 토빈효과가 성립한다. 그러나, 화폐와 자본간의 보완성을 모형에 첨가하면 토빈효과는 더 이상 성립하지 않는다. 이러한 보완성의 가정으로 최근 Azariadis and Smith(1996)는 정보의 비대칭성으로 인한 자본시장의 불완전성에 초점을 둔 세대중첩모형에서 역토빈효과를 주장하고 있다. 한편, Schreft and Smith(1997)는 기본적인 세대중첩모형에 공간분리(spatial separation) 와 제한된 의사소통(limited communication) 등의 불완전성을 도입하여 역토빈효과를 생성시키고 있다.

본 연구의 목적은 세대중첩모형을 이용하여 토빈효과의 성립여부를 이론적으로 살펴보고, 한국의 인플레이션 및 자본에 대한 자료에 기초하여 토빈효과를 실증적으로 검정하는 데 있다.

본 논문에서 우리는 Azariadis and Smith(1996) 및 Schreft and Smith(1997)의 연구와는 달리 완전한 시장에서의 경쟁적인 균형을 분석한다. 어떠한 형태의 마찰도 없는 본 모형에서 역토빈효과가 성립하는 이유는 우리의 연구에서 화폐는 가치의 저장수단뿐만 아니라 교환의 매개수단으로서도 역할을 하기 때문이다. 본 모형에서 화폐의 교환매개기능은 기본적인 세대중첩모형에 화폐선불제약을 적절하게 도입함으로써 명시적으로 분석되고 있다.

토빈효과를 실증적으로 검정하기 위해, 우리는 우선 단위근 및 공적분검정 등을 통해 근로자 일인당 자본량에 관한 자료의 시계열 특성을 살펴본다. 그 후, 적절한 회귀모형을 설정해 인플레이션이 자본량에 미치는 효과를 추정해볼 것이다. 인플레

이션과 자본축적량간의 장기 관계는 벡터자기회귀모형(vector autoregressive model: VAR)의 훌마크인 충격반응함수를 통해 분석하기로 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 Diamond(1965)의 기본적인 세대중첩모형에 국공채대신 화폐를 도입한 기본 모형을 설정한 후, 이 모형에서 토빈효과가 성립함을 밝힌다. 화폐의 가치저장수단만을 부각시킨 기본 모형과는 달리, 화폐의 교환매개기능이 첨가된 확장 모형에서는 토빈효과대신 역토빈효과가 성립한다. 이는 기본 모형에서와는 달리 화폐와 자본간의 대체관계가 더 이상 성립하지 않기 때문이다. 한국의 경우 토빈효과가 실증적으로 성립하는지의 여부는 제Ⅲ절에서 자세히 분석된다. 마지막으로, 제Ⅳ절은 본 연구를 마감한다.

II. 세대중첩모형에서의 토빈효과

1. 기본 모형

경제모형에는 중첩된 세대들이 거주하고 있는데, 각 세대는 2기간을 사는 동일한 개인들의 연속체로 구성되어 있다. 각 개인의 입장에서 볼 때, 젊은 시절을 뜻하는 첫 기에 모든 사람들은 일정한 노동부존자원을 갖고 태어나며 노년기에 해당하는 두 번째 기에는 더 이상의 부존자원이 없다. 젊은 경제주체들은 일하는 것에서 효용의 감소를 느끼지 않으며, 노동부존자원의 가치를 제외하곤 다른 부(wealth)는 없다. 이 젊은 소비자들은 인생의 두 번째 기인 노년기에 접어들면 젊은 시절의 저축에 의해서만 소비활동을 하다가 상속을 남기지 않은 채 생을 마감한다.

경제주체들은 노동과 자본을 결합하여 동질의 생산물을 만들어내는데, 이 재화와 자본은 완전한 대체재이다. 부존자원이 없는 노년기에 소비를 하기 위해서 젊은 경제주체들은 근로소득 중 일부를 저축하여야 한다. 저축은 예금을 하거나 실질화폐 잔고를 보유함으로써 이루어진다.

구체적으로, 각 개인들은 근로소득의 일부를 투자기회를 갖고 있는 금융기관에 예치할 수 있다.⁴⁾ 즉, 예금은 생산과정에서 자본에 의해 획득된 수익의 흐름에 대

4) 경제모형에서 금융기관은 중첩된 세대의 인구구조에 속하지 않는 외생적 경제주체로 매기 저축과 투자를 일치시켜주는 역할을 한다.

한 청구권을 뜻하는 지분의 형태를 띤다. 따라서, t 기의 생산물은 t 기에 노동을 공급하는 젊은 세대와 $t-1$ 기에 행해진 투자의 결과로 자본을 소유하고 있는 늙은 세대의 결합에 의해 생산되어진다.

또한, 젊은 세대의 저축은 늙은 세대가 갖고 있는 외부화폐(outside money)와 교환될 수 있다. 이 경제에서 화폐는 유일한 외부자산인데, 화폐의 기능은 가치저장 수단으로서의 역할뿐이다. 이 경제에서 정부는 매기 정부의 활동을 총당하기 위해 인플레이션조세를 부과함으로써 통화량을 증가시킨다. 매기 통화량이 늘어나는 과정은 확정적이며 완전예견을 할 수 있는 모든 경제주체들에게 알려져 있다.

이와 같이 이 절에서 설정하고 있는 기본적인 세대중첩모형은 Diamond(1965)의 모형에 국공채대신 화폐를 도입한 것이다. 기본 모형의 구체적인 특성은 다음과 같다.⁵⁾

1) 생산

젊은 세대 경제주체들의 t 기 노동 부존량과 자본량을 각각 L_t 와 K_t 로 나타내자. 생산물은 1차 동차함수인 생산함수 $Y_t = F(K_t, L_t)$ 에 의해 생산된다. $L_t = 1$ 로 정규화하면, k_t 와 $f(k_t) \equiv F(K_t, 1)$ 는 각각 젊은 소비자 1인당 자본과 생산물을 나타낸다. 생산함수 f 는 다음과 같은 일반적인 특성을 갖는다.

(A1) 생산함수 $f(k)$ 는 연속적으로 두 번 미분가능하며, 양(+)의 값을 갖는 강 오목 증가함수이다:

$$f(k) > 0, \quad f'(k) > 0, \quad f''(k) < 0, \quad \forall k > 0.$$

(A2) 생산함수 $f(k)$ 는 이나다(Inada)조건을 만족한다:

$$f(0) = 0, \quad \lim_{k \rightarrow 0} f'(k) = \infty, \quad \lim_{k \rightarrow \infty} f'(k) = 0.$$

5) Diamond(1965)의 세대중첩모형에 화폐가 도입된 모형은 기존문헌에 다양한 형태로 존재한다. 본 연구의 모형은 Azariadis(1993)와 유사한 형태이다.

이 경제에서 모든 시장은 완전경쟁하에 작동한다. 따라서, 규모에 대한 보수불변의 특성을 갖는 생산함수는 매기 다음의 조건이 성립함을 시사한다.

$$\rho_t = f'(k_t), \quad (1)$$

$$w_t = f(k_t) - f'(k_t)k_t \equiv w(k_t). \quad (2)$$

식 (1)과 식 (2)의 ρ_t 와 w_t 는 각각 늙은 경제주체가 받는 자본의 조(gross) 수익률과 젊은 경제주체의 임금을 의미한다.⁶⁾

2) 정부

t 기에 유일한 외부자산인 명목통화량을 M_t 로 나타내자. 매기 M_t 의 운동법칙은 다음과 같다.

$$M_t = (1 + \mu)M_{t-1}, \quad \mu > 0. \quad (3)$$

식 (3)에서 μ 는 일정한 화폐증가율을 나타낸다.

t 기에 정부는 생산물의 g_t 단위만큼을 소비하며, 인플레이션조세 이외의 다른 세금을 부과하지 않는다. 화폐단위로 표시한 재화의 t 기 가격을 p_t 로 나타내면, 정부의 예산제약은 다음과 같다.

$$g_t = \frac{M_t - M_{t-1}}{p_t} = \frac{\mu}{1 + \mu} \frac{M_t}{p_t}. \quad (4)$$

식 (4)는 정부가 t 기초에 시뇨리지를 통해 정부지출을 충당할 목적으로 ($M_t - M_{t-1}$) 만큼의 추가적인 화폐를 경제 내에 주입하고 있음을 뜻한다.

6) 식 (1)에서 알 수 있는 바와 같이, 경제모형에서 자본의 감가상각률은 1로 단순화되어 있다.

3) 소비자문제

t 기에 젊은 소비자가 직면하는 문제는 근로소득 $w(k_t)$ 를 현재의 소비 c_t^y 와 1기후의 소비 c_{t+1}^o 에 충당할 저축 (s_t)으로 나누는 문제이다. 소비자의 선호는 다음의 기본적인 특성을 만족시키는 효용함수 $U(c_t^y, c_{t+1}^o)$ 로 나타난다.

(A3) 효용함수 $U(c_t^y, c_{t+1}^o)$ 는 다음의 3가지 특성을 갖는다:

① 효용함수 $U(c_t^y, c_{t+1}^o)$ 는 연속적으로 두 번 미분가능하며, 강한 준오목 증가 함수이다.

② 효용함수 $U(c_t^y, c_{t+1}^o)$ 는 이나다조건을 만족한다:

$$\lim_{c_t^y \rightarrow 0} U_1(c_t^y, c_{t+1}^o) = \infty, \quad \forall c_{t+1}^o > 0, \quad \lim_{c_{t+1}^o \rightarrow 0} U_2(c_t^y, c_{t+1}^o) = \infty, \quad \forall c_t^y > 0. \quad ?$$

③ 현재 소비재 c_t^y 와 미래 소비재 c_{t+1}^o 는 모두 정상재이다.

t 기에 젊은 소비자의 실질화폐와 실질예금을 각각 m_t 과 d_t 로 나타내자. 저축의 구성을 결정할 때, 소비자들은 예금과 화폐의 조수익률 (R_t^d, R_t^m) 을 주어진 것으로 받아들인다. 화폐의 수요는 순전히 투기적 동기에만 의존하므로, R_t^d 가 R_t^m 을 초과하는 경우 실질화폐수요량은 영(0)이 된다. 비화폐균형까지 고려하기 위해 다음을 가정하기로 하자.

(A4) 예금의 조수익률 (R_t^d) 과 화폐의 조수익률 (R_t^m) 은 다음을 만족한다:

$$R_t^d > 0, \quad R_t^d \geq R_t^m.$$

이제, 젊은 소비자가 직면하는 소비 및 자산선택의 문제를 다음과 같이 표현할 수 있다.

7) U_1 과 U_2 는 각각 첫 번째와 두 번째 변수에 대한 효용함수의 편도함수를 뜻한다.

$$\text{Max } U(c_t^y, c_{t+1}^o) + \lambda_t(w_t - c_t^y - d_t - m_t) + \nu_t(R_t^d d_t + R_t^m m_t - c_{t+1}^o). \quad (5)$$

식 (5)에서 λ_t 와 ν_t 는 라그랑지 승수이다.

선택변수 c_t^y , c_{t+1}^o , d_t 및 m_t 에 관한 일계조건들은 다음과 같다.

$$U_1(c_t^y, c_{t+1}^o) = \lambda_t, \quad (6)$$

$$U_2(c_t^y, c_{t+1}^o) = \nu_t, \quad (7)$$

$$\nu_t R_t^d - \lambda_t = 0, \quad (8)$$

$$\nu_t R_t^m - \lambda_t \leq 0, \quad (\nu_t R_t^m - \lambda_t) m_t = 0. \quad (9)$$

라그랑지 승수를 소거하여 위의 4가지 조건들을 정리하면 다음의 2가지 식을 얻는다.

$$\frac{U_1(c_t^y, c_{t+1}^o)}{U_2(c_t^y, c_{t+1}^o)} = R_t^d, \quad (10)$$

$$(R_t^d - R_t^m) m_t = 0. \quad (11)$$

식 (10)은 현재 소비와 미래 소비간의 한계대체율이 (1+실질이자율)과 동일함을 의미하고 있으며, 식 (11)은 수익률의 측면에서 화폐가 예금에 비해 지배당하지 않는 경우에만 실질화폐보유량이 양(+)임을 뜻하고 있다.

소비자문제의 해는 다음과 같은 반응함수로 요약될 수 있다.

$$c_t^y = c^y(w_t, R_t^d), \quad c_w^y > 0, \quad (12)$$

$$s_t = m_t + d_t = s(w_t, R_t^d), \quad s_w > 0. \quad (13)$$

4) 균형조건

투자와 저축이 일치하는 경쟁적 균형에서는 다음 조건이 성립한다.

$$R_t^d = f'(k_{t+1}). \quad (14)$$

또한, 실질화폐잔고에 대한 조수익률은 기대인플레이션 요인 (p_{t+1}/p_t)의 역수와 같다.

$$R_t^m = \frac{p_t}{p_{t+1}} = \frac{M_{t+1}/p_{t+1}}{(1+\mu)M_t/p_t} = \frac{1}{1+\mu} \cdot \frac{m_{t+1}}{m_t}. \quad (15)$$

따라서, 화폐수요량을 결정하는 식 (11)은 균형에서 다음의 형태를 취한다.

$$[f'(k_{t+1}) - \frac{1}{1+\mu} \cdot \frac{m_{t+1}}{m_t}] m_t = 0. \quad (16)$$

경제는 $t=0$ 에 시작하는데, 0기에는 늙게 태어나서 1기밖에 살지 못하는 늙은 경제주체가 존재한다. 초기의 늙은 경제주체는 M_{-1} 만큼의 화폐를 부존자원으로 보유하고 있으며, 실물자본을 k_0 만큼 소유하고 있다. 이 사람들의 목적은 물론 노년기의 소비 c_0^o 를 극대화하는 것이다.

위의 초기조건들이 주어져있을 때, 경제의 경쟁적 균형은 다음으로 정의된다.

정의: 초기 자본량 k_0 와 초기 통화량 M_{-1} 이 주어졌을 때, 모형의 경쟁적 균형은 매기 $t=0, 1, \dots$ 다음의 6가지 조건들을 만족시키는 $\{m_t, d_t, g_t, c_0^o, c_t^y, c_{t+1}^o, k_{t+1}\}$ 의 수량 수열과 $\{p_t, w_t, R_t^d\}$ 의 가격 수열이다.

- (a) 생산요소들이 받는 보수는 식 (1)과 식 (2)에 의해 한계생산물과 같다.
- (b) 식 (3) 하에 정부의 예산제약을 나타내는 식 (4)가 만족된다.
- (c) 주어진 가격 수열하에 소비자들은 식 (5)의 문제를 합리적으로 푼다.
- (d) 투자와 저축은 식 (14)에 의해 경쟁적으로 일치한다.
- (e) 실질화폐잔고는 식 (16)을 만족한다.
- (f) 화폐시장과 자본시장 및 재화시장은 모두 각각 다음과 같이 청산된다:

$$m_t = \frac{M_t}{p_t}, \quad d_t = k_{t+1}, \quad f(k_t) = g_t + c_t^y + c_t^o + k_{t+1}.$$

경제의 균형은 내부화폐 (inside money) 균형과 외부화폐 (outside money) 균형으로 분류될 수 있다. 내부화폐균형이란 모든 저축이 예금의 형태만을 떠어 실질화폐잔고의 수요량이 영(0)인 상태를 말하며, 외부화폐균형이란 실질화폐잔고의 수요량이 양(+)인 상태를 뜻한다.

내부화폐균형에서는 식 (13)에 의해 다음이 성립한다.

$$k_{t+1} = s[w(k_t), f'(k_{t+1})]. \quad (17)$$

한편, 외부화폐의 균형조건은 다음의 3가지로 나타난다.

$$g_t = \frac{\mu}{1+\mu} m_t, \quad (18)$$

$$k_{t+1} = s[w(k_t), f'(k_{t+1})] - m_t, \quad (19)$$

$$f'(k_{t+1}) = \frac{1}{1+\mu} \frac{m_{t+1}}{m_t}. \quad (20)$$

식 (18)은 정부의 예산제약을 나타내며, 식 (19)와 식 (20)은 각각 축적방정식 (accumulation equation)과 재정거래관계식 (arbitrage relation)이다.

외부화폐균형은 k_t , m_t 와 g_t 로 구성된 3차원의 비선형 동학시스템으로 특징지어진다. 그러나, 반복적인 구조에 의해 외부화폐균형은 k_t 와 m_t 만을 포함하는 식 (19)와 식 (20)에 의해서 전적으로 결정된다. t 기의 자본량 k_t 가 전기의 투자결정에 의해 이미 결정되어버린 것과는 대조적으로, 실질화폐잔고 m_t 는 자유롭게 결정된다.

이제, 2가지 균형의 특징을 정상상태에서 분석해보기로 하자. 먼저, $m=0$ 인 내부화폐균형의 정상상태조건은 다음과 같다.

$$k = s[w(k), f'(k)]. \quad (21)$$

앞의 가정 (A2)에 의해 $f(0)=0=w(0)$ 이므로, $k=0$ 는 식 (21)을 만족시키는 하찮은 해(trivial solution)가 된다.⁸⁾ 우리는 여기서 Galor and Ryder(1989)의 지적처럼, 가정 (A1) ~ (A3)은 $k>0$ 인 하찮지 않은 내부화폐 정상상태의 존재를 보장하는 충분조건이 되지 못한다는 사실을 알 수 있다. $k>0$ 인 내부화폐 정상상태의 존재와 유일성을 보장하기 위해 추가적으로 다음의 2가지를 가정하기로 하자.

(A5) 저축은 이자율의 비감소함수이다:

$$\frac{\partial s(w_t, R_t^d)}{\partial R_t^d} \geq 0, \quad \forall (w_t, R_t^d) \geq 0.$$

위의 가정 (A5)는 이자율상승의 대체효과가 소득효과보다 크거나 같음을 의미한다. 이는 식 (17)로부터 $k_{t+1} = \phi(k_t)$ 와 같은 증가함수 형태의 저축함수를 도출할 수 있다는 사실을 시사하는 것이다. 저축함수 $\phi(k_t)$ 의 도함수는 식 (2)와 식 (17)로부터 다음과 같다:

$$\phi'(k_t) = \frac{dk_{t+1}}{dk_t} = \frac{-s_w k_t f''(k_t)}{1 - s_R f''(k_{t+1})} > 0.$$

또한, (A2)의 이나다조건을 다음과 같이 수정하고 저축함수 $\phi(k_t)$ 는 강 오목함수라고 가정하자.

(A6) 선호와 기술간의 관련성은 다음과 같다:

$$\textcircled{1} \quad \phi(0) > 0, \quad \lim_{k \rightarrow 0} \frac{-s_w k f''(k)}{1 - s_R f''(k)} > 1.$$

$$\textcircled{2} \quad \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{w(k)}{k} < 1. \quad ^{9)}$$

8) 이는 물론 짚은 경제주체의 저축이 근로소득을 초과할 수 없기 때문이다.

$$\textcircled{3} \quad \phi'(k) > 0, \quad \phi''(k) < 0, \quad \forall k > 0.$$

위의 조건들을 전제로 하는 경우 다음의 정리가 성립한다.

정리 1: 가정 (A1), (A3), (A5) 및 (A6)을 전제로 할 때, 세대중첩경제는 $k^{\text{내부}} > 0$ 와 $m^{\text{내부}} = 0$ 의 특성을 지닌 유일한 내부화폐 정상상태를 갖는다.

증명: ‘정리 1’의 자세한 증명은 Galor and Ryder (1989) 참조.

한편, 식 (19)와 식 (20)에 의해 외부화폐 정상상태에서는 다음이 만족된다.

$$k = s[w(k), f'(k)] - m, \quad (22)$$

$$f'(k) = \frac{1}{1 + \mu}. \quad (23)$$

외부화폐의 정상상태에 대해서는 다음의 정리가 성립한다.

정리 2: 앞의 ‘정리 1’에서처럼 $k^{\text{내부}} > 0$ 인 유일한 내부화폐 정상상태가 존재한다고 하자. 그러면, 다음의 추가적인 조건이 만족되는 경우 $k^{\text{외부}} > 0$ 와 $m^{\text{외부}} > 0$ 의 특성을 지닌 유일한 외부화폐 정상상태가 존재한다.

$$f'(k^{\text{외부}}) < \frac{1}{1 + \mu}. \quad (24)$$

증명: ‘정리 2’의 자세한 증명은 Tirole (1985) 참조.

9) 이 조건은 가정 (A2)의 $\lim_{k \rightarrow \infty} f'(k) = 0$ 보다 덜 제약적인 것이다. 왜냐하면 $w(k)$ 는 $f(k)$ 를 초과할 수 없으므로 $\lim_{k \rightarrow \infty} f'(k) = 0 \Rightarrow \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{w(k)}{k} = 0 < 1$ 이기 때문이다.

5) 정책효과

식 (22)와 식 (23)으로 나타난 외부화폐 정상상태는 토빈효과와 부합한다. 무엇보다, 재정거래관계식인 식 (23)에 의해 실질화폐잔고와 자본은 완전대체재이기 때문이다. 즉, 정부정책이 확대 금융정책으로 바뀌면 다음과 같은 장기효과가 발생한다.

정리 3: 화폐증가율 μ 가 항구적으로 증가하였다고 하자. 그러면, 새로운 외부화폐 정상상태에서 자본의 규모는 μ 가 증가하기 전보다 확대된다. 즉, 토빈효과가 나타난다.

증명: 식 (22)와 식 (23)에 의하면, 다음을 얻는다.

$$\frac{\partial k_{\text{외부}}}{\partial \mu} = \frac{-1}{(1 + \mu)^2 f''(k)}. \quad (25)$$

식 (25)의 부호는 가정 (A1)에 의해 양(+)이므로, 토빈효과가 성립한다.

2. 확장 모형

Diamond (1965)의 모형에 화폐를 도입한 기본 모형에서 화폐는 순전히 가치저장 수단으로서만 역할을 하는 유일한 외부자산이다. 소비자의 입장에서 이 외부자산은 생산적인 투자사업에 대한 청구권과 경쟁관계에 있다. 이러한 모형의 균형에서 화폐가 가치를 가지려면 화폐의 수익률과 다른 자산의 수익률은 동일하여야 한다. 불확실성이 없으며, 자본시장은 완전하고, 또한 완전예견을 하는 경제주체들이 교환을 위해 화폐를 사용할 필요가 없는 기본 모형에서 화폐와 자본은 완전대체재이기 때문이다. 기본 모형에서 성립하는 토빈효과는 바로 이러한 대체관계에 기인하는 것이다.

이제, 앞에서 살펴본 기본적인 세대중첩모형을 화폐의 교환매개기능에 초점을 두어 확장해보기로 하자. 화폐의 교환매개수단을 명시적으로 고려하여 기본 모형을 확장하는 의도는 기본 모형에서처럼 모든 시장에는 어떠한 형태의 마찰도 존재하지

않지만 확장된 모형에서의 정책효과가 기본 모형과는 달리 역토빈효과와 부합하도록 하는 것이다.¹⁰⁾ 이를 위해, 이 절에서는 기본적인 세대중첩모형에 화폐선불계약을 도입하고 있다. Hahn and Solow(1995)를 따라, 우리는 화폐선불계약을 늚은 경제주체에게만 부과하기로 한다. 즉, 노년기 소비의 일정 부분은 화폐로만 지불되어야 한다.

화폐선불계약 때문에 이제 젊은 경제주체들은 화폐의 수익률이 다른 자산의 그것 보다 작다고 하더라도 노년기의 소비를 위해 저축의 일정 부분을 반드시 실질화폐 잔고의 형태로 갖고 있어야 한다. 이로 인해 기본 모형에서 토빈효과가 성립하는데 있어 관건이 되었던 화폐와 자본 사이의 대체관계는 확장된 모형에서 더 이상 성립하지 않게 된다. 확장된 모형의 구체적인 특성은 다음과 같다.

1) 생산 및 정부

생산에 관한 모형의 특성은 가정 (A2)에 관한 다음과 같은 수정을 제외하면 앞의 기본 모형과 전적으로 동일하다.

(A2*) 생산함수 $f(k)$ 는 다음 조건을 만족한다:

$$\lim_{k \rightarrow 0} f'(k) = 0, \quad \frac{df'(k)}{dk} > 0, \quad \forall k > 0.^{11)}$$

정부의 역할은 앞의 기본 모형과 모든 측면에서 동일하다.

2) 소비자문제

기본 모형과는 달리 확장된 모형에서 소비자가 직면하는 문제 중 달라지는 것은 자산선택을 결정할 때 젊은 소비자들이 미래 소비의 일정 부분이 화폐에 의해서만 결제되어야 한다는 사실을 미리 깨닫고 의사결정을 한다는 점이다. 화폐선불계약에 의해 제한을 받는 노년기 소비의 일정 부분을 $1/\xi$ 로 나타내자. 물론, $\xi > 1$ 이다.

10) 이러한 모형설정은 시장의 불완전성에 근거하여 역토빈효과를 주장하고 있는 Azariadis and Smith(1996)와 Schreft and Smith(1997)의 연구와 좋은 대조를 이루는 것이다.

11) 모든 형태의 콥 더글라스(Cobb-Douglas) 생산함수는 가정 (A2*)를 만족한다. 또한, 대체탄력성이 1보다 큰 CES(constant elasticity of substitution) 생산함수도 가정 (A2*)를 만족한다.

그러면, 두 번째 기의 소비에 적용되는 화폐선불제약은 다음과으로 나타난다.

$$R_t^m m_t \geq \frac{1}{\xi} [R_t^d d_t + R_t^m m_t]. \quad (26)$$

저축에 대한 실효(effective) 수익률을 R_t 라고 하자. 가정 (A4)에서 $R_t^d > R_t^m$ 인 경우 $R_t < R_t^d$ 이며, 이때 젊은 소비자들은 식 (26)이 등호로 성립하도록 화폐보유량을 경제적으로 결정할 것이다. 분석을 간단하게 하기 위해서, $R_t^d = R_t^m$ 인 경우에도 화폐선불제약인 식 (26)이 등호로 성립한다고 가정하기로 하자.¹²⁾ 젊은 경제주체들이 저축의 어느 정도만큼을 실질화폐잔고의 형태로 갖고 있는지를 알아보기 위해 등호로 성립하는 식 (26)을 다음과 같이 나타내자.

$$\xi R_t^m m_t = R_t^d s_t - (R_t^d - R_t^m) m_t. \quad (27)$$

식 (27)을 실질화폐잔고 (m_t)에 관해서 정리하면 다음과 얻는다.

$$m_t = \frac{R_t^d}{R_t^d + (\xi - 1) R_t^m} s_t. \quad (28)$$

저축의 실효 수익률 (R_t)은 등호로 성립하는 식 (30)에 의해 다음과 같이 나타난다.

$$\xi R_t^m m_t = R_t s_t. \quad (29)$$

이제, 식 (29)를 식 (28)에 대입하여 s_t 를 소거하면 다음과 같이 R_t 를 R_t^d 와 R_t^m 및 ξ 만의 함수로 나타낼 수 있다.

12) 이는 경제주체들이 예금과 실질화폐잔고에 대해 무차별적일 때 예금을 선호한다고 가정하는 셈이다.

$$R_t = \frac{\xi}{\frac{\xi-1}{R_t^d} + \frac{1}{R_t^m}}. \quad (30)$$

식 (30)에서 $\xi \rightarrow \infty$ 인 경우 $R_t \rightarrow R_t^d$ 가 된다. 이 경우 화폐를 통해서만 구입 가능한 노년기 소비의 비율은 영(0)이 되기 때문에, 화폐선불제약은 의미가 없어진다. 따라서, 모든 저축은 예금을 통해 이루어지므로 $m_t \rightarrow 0$ 이 된다. 반대로 $\xi \rightarrow 1$ 인 경우 식 (30)에 따르면 $R_t \rightarrow R_t^m$ 이 된다. 이 경우 두 번째 기의 모든 소비는 화폐로 결제되어야 한다. 따라서, 모든 저축은 실질화폐잔고를 보유함으로써 이루어지므로 $m_t \rightarrow s_t$ 가 된다.

저축의 구성이 식 (28)에 의해 결정되므로, 젊은 소비자가 직면하는 의사결정 문제를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\text{Max } U(c_t^y, c_{t+1}^o) + \lambda_t(w_t - c_t^y - s_t) + \nu_t(R_t s_t - c_{t+1}^o). \quad (31)$$

가정 (A3)에 의해, 식 (31)의 유일한 해 (c_t^y, s_t, c_{t+1}^o) 는 (w_t, R_t) 의 함수로 나타난다. 보다 명확한 비교정학(comparative statics)의 결과를 도출하기 위해, 앞의 기본 모형에서처럼 R_t 상승의 소득효과가 대체효과를 압도하지 못한다는 가정을 추가하기로 하자.

(A5*) 저축은 실효 이자율의 비감소함수이다:

$$\frac{\partial s(w_t, R_t)}{\partial R_t} \geq 0, \quad \forall (w_t, R_t) \geq 0. \quad (13)$$

이러한 전제하에 소비자문제의 해는 다음과 같은 반응함수로 요약될 수 있다.

$$c_t^y = c^y(w_t, R_t), \quad c_w^y > 0, \quad c_R^y \leq 0, \quad (32)$$

(13) $\frac{\partial s(w_t, R_t)}{\partial R_t} > 0$ 인 경우, 현재 소비와 미래 소비는 조(gross) 대체재가 된다.

$$s_t = m_t + d_t = s(w_t, R_t), \quad s_w > 0, \quad s_R \geq 0. \quad (33)$$

3) 균형조건

확장된 모형의 균형조건은 기본 모형의 균형조건과 동일하게 $d_t = k_{t+1}$ 과 $f'(k_{t+1}) = R_t^d$ 를 전제로 한다. 이 두 조건은 물론 경쟁적인 금융기관의 이윤이 균형에서 영(0) 임을 뜻하는 것이다. 식 (1) ~ 식 (4) 및 식 (30) ~ 식 (33) 에서부터 다음과 같은 5가지의 균형조건들을 도출해낼 수 있다.

$$g_t = \frac{\mu}{1+\mu} m_t, \quad (34)$$

$$R_t^d = f'(k_{t+1}) \geq R_t^m = \frac{1}{1+\mu} \frac{m_{t+1}}{m_t}, \quad (35)$$

$$R_t = \frac{\xi}{\frac{\xi-1}{f'(k_{t+1})} + (1+\mu) \frac{m_t}{m_{t+1}}}, \quad (36)$$

$$k_{t+1} + m_t = s[R_t, w(k_t)], \quad (37)$$

$$m_{t+1} = \frac{1+\mu}{\xi-1} f'(k_{t+1}) k_{t+1}. \quad (38)$$

식 (34)는 앞의 식 (18)과 동일하게 정부의 예산제약을 나타내고 있다. 앞에서와 마찬가지로 우리는 시간에 걸쳐 k_t 와 m_t 가 어떻게 움직이는가를 결정하는 식 (35) ~ 식 (38)로 구성된 시스템에 주목할 것이다. 가정 (A4)를 의미하는 식 (35)는 식 (14)와 식 (15)로부터 도출 가능하다. 식 (30)에서 도출되는 식 (36)은 저축의 실효 수익률을 예금과 실질화폐잔고의 균형수익률로 표현하고 있다. 식 (37)은 식 (33)을 나타내는 축적방정식이다. 마지막으로 식 (38)은 균형에서 식 (30)의 화폐선불제약이 등호로 성립함을 의미하고 있는데, 이 식은 확장된 모형에서의 재정거래관계식이다.

정상상태에서 식 (35) ~ 식 (38)은 각각 다음과 같다.

$$f'(k) \geq \frac{1}{1+\mu}, \quad (39)$$

$$R(k, \mu) = \frac{\xi}{\frac{\xi-1}{f'(k)} + 1 + \mu}, \quad (40)$$

$$k + m = s[R(k, \mu), w(k)], \quad (41)$$

$$m = \frac{1+\mu}{\xi-1} f'(k) k. \quad (42)$$

앞에서 자세히 논의한대로 정상상태 균형을 보장하기 위해서는 식 (41)에 추가적인 조건을 부가하여야 한다. 한편, 화폐선불제약 때문에 확장된 모형에서는 $m=0$ 의 내부화폐 정상상태는 의미가 없게 된다. 식 (40) ~ 식 (42)를 만족시키는 $(k, m) > 0$ 의 존재는 전체 시스템인 식 (39) ~ 식 (42)의 해가 존재하기 위한 필요 조건이다. 이러한 해의 존재를 보장하기 위해 다음의 가정을 추가하기로 하자.

(A6*) 저축함수 $s[R(k, \mu), w(k)]$ 및 $f'(k) k$ 로 나타나는 자본소득은 다음과 같은 특성을 갖는다:

$$\textcircled{1} \lim_{k \rightarrow 0} \frac{\partial s[R(k, \mu), w(k)]}{\partial k} > 1, \quad \lim_{k \rightarrow 0} s[R(k, \mu), w(k)] > 0.$$

\textcircled{2} 저축함수 $s(k, \mu)$ 는 강 오목함수이다.

$$\textcircled{3} \lim_{k \rightarrow INF} \frac{s[R(k, \mu), w(k)]}{k} < 1.$$

$$\textcircled{4} \lim_{k \rightarrow 0} \frac{\partial s[R(k, \mu), w(k)]}{\partial k} > \frac{1+\mu}{\xi-1} \lim_{k \rightarrow 0} \frac{df'(k) k}{dk}.$$

가정 (A6*)를 전제로 하는 경우 다음의 정리가 성립한다.

정리 4: 화폐선불제약을 내포하는 세대증침모형이 가정 (A1), (A2*), (A3), (A4), (A5*) 및 (A6*)를 만족한다고 하자. 그러면, 식 (41)과 식 (42)를 만족하는 $(k, m) > 0$ 이 존재한다. 이 $(k, m) > 0$ 이 식 (39) 까지 만족시키는 경우, 이는 화폐 정상상태 균형이 된다.

증명: 가정 (A6*)의 ①~③에 따르면, 축적방정식인 식 (41)은 k 와 m 의 2차 평면에서 역U자 형태의 모습을 갖는다: ①에 의하면 최소한 원점 근방에서 $m > 0$ 이

며, ②는 $m(k)$ 가 강 오목함수임을 보장하며, ③은 $k = s[R(k, \mu), w(k)]$ 를 만족하는 유일한 양(+)의 해 $k^{\max} > 0$ 가 존재함을 시사하기 때문이다. 따라서, $m(k) < 0 \Leftrightarrow k > k^{\max}$ 이다. 가정 (A2*)에 의하면, 화폐선불제약인 식 (42)는 $m(0) = 0$ 을 만족하며 k 와 m 의 2차 평면에서 양(+)의 기울기를 갖는다. 또한, 가정 (A6*)의 ④는 식 (41)과 식 (42)를 나타내는 두 곡선이 교차함을 보장하고 있다. 이 교차점 $(k, m) > 0$ 이 식 (39)를 만족한다는 것은 자명하다. 반대의 경우를 상정해 보자. 만일 $f'(k) < \frac{1}{1+\mu}$ 이라면, 젊은 소비자들은 예금할 유인을 전혀 갖지 못한다. 즉, $k=0$. 그러나, 이는 $(k, m) > 0$ 과 모순이다.

'정리 4'의 조건하에서 확장 모형의 화폐 정상상태는 기본 모형과는 달리 유일하지 않다. 이는 지금까지의 가정들이 다수 해를 제거시킬 수 있는 정도로 강하지 못하기 때문이다.

4) 정책효과

앞의 기본 모형에서는 화폐증가율 μ 가 항구적으로 커질 때 정상상태의 자본축적량은 확대되었다. 그러나, 확장 모형에서는 다음의 정리가 보여주듯 이러한 토빈효과는 더 이상 성립하지 않는다.

정리 5: 화폐증가율 μ 가 항구적으로 증가하였다고 하자. 또한, 정상상태가 유일하다고 하자. 그러면, 새로운 정상상태에서 자본의 규모는 μ 가 증가하기 전보다 위축된다. 즉, 역토빈효과가 나타난다.

증명: 식 (41)과 식 (42)를 결합하면 다음을 얻는다.

$$s[R(k, \mu), w(k)] - k = \frac{1+\mu}{\xi-1} f'(k) k. \quad (43)$$

이 식을 이용하여 k 를 μ 에 대해 미분하면 다음과 같다.

$$\frac{\partial k}{\partial \mu} = \frac{\frac{1}{\xi-1} f'(k) k - s_R \frac{\partial R}{\partial \mu}}{\xi}, \quad (44)$$

식 (44)의 분모는 $E = [s_R \frac{\partial R}{\partial k} + s_w \frac{dw}{dk} - 1] - [\frac{1+\mu}{\xi-1} (f''(k)k + f'(k))]$ 이다. 식 (40)에 따르면 $\frac{\partial R}{\partial \mu} < 0$ 이고 $\frac{\partial R}{\partial k} < 0$ 이므로, 가정 (A2*)와 가정 (A5*)에 의해 식 (44)의 분자는 양(+)의 값을 갖는다. 한편, 식 (44) 분모 E 의 첫 번째와 두 번째의 대괄호는 각각 식 (41)과 식 (42)의 기울기를 나타낸다. 정상상태가 유일한 경우 균형에서 화폐선불제약식(식 (42))의 기울기는 축적방정식(식 (41))의 그것보다 크다. 따라서, 식 (44)의 부호는 음(-)이므로 역토빈효과가 성립한다.

정부정책의 변화로 젊은 경제주체들이 높은 인플레이션을 예상하게 되는 경우를 상정해보자. 화폐증가율이 커져 인플레이션이 발생하면 두 번째 기에 있어 실질화폐잔고의 가치는 물론 소득에서 실질화폐잔고가 차지하는 비중이 감소한다. 이 경우 노년기의 유동성을 확보하려면 젊은 경제주체들은 일정한 저축수준에서 자본으로부터 화폐로 포트폴리오를 조정하여야 한다. 자본축적량에 대한 인플레이션의 이러한 음(-)의 효과는 가정 (A2*)의 강한 형태인 $s_R > 0$ 을 전제로 하는 경우, 즉 현재 소비와 미래 소비가 조대체재인 경우 의미가 더욱 분명해 진다. 물가상승률이 높아짐에 따라 저축에 대한 실효 수익률(R)이 낮아져 저축수준 자체가 줄어들기 때문이다. 이러한 포트폴리오 조정효과와 저축수준효과로 인해 본 연구의 확장 모형에서는 토빈효과대신 역토빈효과가 성립하는 것이다.

III. 실증분석

이 절에서는 한국의 자료에 근거하여 인플레이션의 증가가 일인당 자본량에 미치는 효과를 실증적으로 분석한다.

1. 자료

실증분석의 표본기간은 1970년 1분기에서 1999년 4분기까지이다. 분석에서 사용된 시계열자료는 근로자 일인당 자본량과 인플레이션인데, 이 중 인플레이션은 한국

은행이 발표하는 GDP디플레이터로 측정하되 직전분기대비 증가율로 측정하였다.

자본량은 일정시점에서 재생산 가능한 유형고정자산을 의미한다. 김병화·김윤철(1992)은 1977년 및 1987년의 국부통계와 국민계정 자료를 이용해 기준연도 접속법(benchmark year method)을 적용하여 1970년부터 1991년까지의 자본량 자료를 구축하고 있다. 한편, 김치호·문소상(2000)은 이 자료에 국민계정의 투자를 더한 뒤 감가상각을 차감하는 방식을 통해 1991년 3분기 이후부터 1999년 4분기까지 자본량 자료를 연장하고 있다. 실증분석에서 우리는 김치호·문소상(2000)의 자본량 자료를 이용하였다. 근로자 일인당 자본량은 총자본량을 통계청이 발표하는 분기별 총취업자의 수로 나누어 구하였다.¹⁴⁾

2. 단위근 및 공적분검정

추정에 앞서 우리는 먼저 분석에 사용된 변수들이 안정적인지, 즉 단위근을 가지고 있는지의 여부를 검정하였다. 실증분석에 사용된 일인당 자본량과 인플레이션에 대한 단위근검정은 Dickey and Fuller(1979)의 augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정과 Phillips and Perron(1988)의 Phillips-Perron(PP) 검정을 이용하였다.

일인당 자본량의 경우에는 상수항과 추세항을 포함하였으며, 인플레이션의 경우에는 상수항만 포함하여 단위근검정을 시행하였다. 시차길이의 선정은 일반적인 Akaike 및 Schwarz의 기준에 의거하였다. 일인당 자본량과 인플레이션에 대한 단위근 검정결과는 <표 1>에 요약되어 있다.

일인당 자본량은 ADF검정이나 PP검정 모두 수준변수가 단위근을 가지고 있어 불안정적인 시계열로 나타났다. 그러나, 1차 차분한 변수들은 모두 최소한 5% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하여 안정적인 시계열로 전환되었다. 한편, 인플레이션의 경우 검정방법에 따라 결과가 상이하게 나타나고 있다. ADF검정에 따르면 인플레이션의 수준변수는 단위근을 갖고 있지만, PP검정의 경우 단위근의 존재는 1%의 유의수준에서 기각되고 있다. 우리는 PP검정결과를 따라 인플레이션에 단위근이 존재하지 않는 것으로 판단한 뒤 실증분석을 진행하였다.¹⁵⁾

14) 모든 변수는 1995년을 기준연도로 한 실질변수이며 X-12 ARIMA에 의해 계절 조정하였다. 취업자 일인당 자본량의 경우 시간의 경과에 따라 변동폭이 달라지는 것으로 나타나 자연대수 변환을 하였다.

〈표 1〉 단위근 검정결과

PP검정 ²⁾			ADF검정 ²⁾	
	$\hat{\rho}_T^{4)}$	z_T	$\hat{\rho}_T^{4)}$	z_{DF}
$\ln(K/L)^{1)}$	-0.0462(4)	-1.2788	-0.0325(2)	-1.0504
$\Delta \ln(K/L)$	-1.2557(4)	-13.7382*** ³⁾	-0.849(4)	-3.28**
$\pi^{1)}$	-0.3803(4)	-5.3992***	-0.2083(8)	-2.4314
$\Delta \pi$	-1.3543(4)	-19.1391***	-2.1543(8)	-4.6945***

- 주: 1) 일인당 자본량은 총자본량(K)을 총취업자수(L)로 나눈 후 자연대수를 취한 값이며, 인플레이션은 GDP 디플레이터의 직전분기대비 증가율이다.
- 2) 수준변수에 있어서는 일인당 자본량의 경우 상수항과 추세항을 모두 포함하였으며, 인플레이션의 경우에는 상수항만 포함하였다. 차분변수의 경우에는 일인당 자본량에 대해서는 상수항만, 인플레이션에 대해서는 상수항과 추세 모두를 제외하였다.
- 3) *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 통계적 유의성이 있음을 뜻한다.
- 4) 팔호안의 값은 Akaike 및 Schwarz의 기준에 의해 포함된 시차의 길이이다.

3. 토빈효과의 실증분석: 회귀모형 추정

단위근 검정결과에 기초해 우리는 일인당 자본량의 1차 차분치를 종속변수로 하고 인플레이션을 설명변수로 하는 단순회귀모형을 추정하였다. 추정에 있어서 자기상관문제를 해결하기 위해 설명변수에 일인당 자본량 차분치의 시차변수를 포함하였으며, 이분산문제를 조정하기 위해 White(1980)의 이분산일치 공분산행렬 추정량(heteroskedasticity consistent covariance matrix estimator)을 이용하였다.

한편, 인플레이션의 변수선택은 Akaike 및 Schwarz의 기준을 이용해 1분기 전의 시차변수만을 포함하였다. 이러한 단순회귀모형의 추정결과는 〈표 2〉에 표시되어 있는데, 1분기 전 인플레이션의 회귀계수는 0.05로 양(+)의 값을 가지며 유의성도 높은 것으로 나타났다. 결국, 단순회귀모형의 추정결과로부터 우리는 한국에 있어 최소한 단기에 토빈효과가 성립한다는 것을 확인할 수 있었다.

15) 한국을 대상으로 한 기존연구에서도 물가지수에 단위근이 존재한다는 가설은 기각되지 않으나, 인플레이션의 단위근은 자주 기각되어왔다. 가장 최근의 예로는 유창호·노은영(1999) 및 홍성표(2000)를 들 수 있다. 이들은 ADF검정결과를 따라 인플레이션에 단위근이 존재한다는 가설을 받아들인다고 하더라도 인플레이션과 일인당 자본량 간에는 공적분관계가 성립하지 않는 것으로 나타난다는 점을 지적하고 있다.

우리는 일인당 자본량의 회귀식을 추정하는 데 있어 주요 변수가 누락된 데 따른 설정오류의 가능성을 감안해 일인당 자본량의 중요한 설명변수로 흔히 간주되는 일인당 GDP(gross domestic product)를 위의 단순한 회귀모형 내에 포함하고 있는 다중회귀방정식도 추정하였다. 〈표 3〉의 추정결과 일인당 GDP의 1차 차분치는 5%에서 통계적 유의성이 있는 변수로 나타났으나, 이 경우에도 1분기 전 인플레이션의 회귀계수는 0.05로 양(+)의 값을 가지며 유의성도 높은 것으로 나타났다. 결국, 일인당 GDP를 포함하는 다중회귀모형의 추정결과에서도 우리는 한국에 있어 최소한 단기에 토빈효과가 성립한다는 것을 확인할 수 있었다.

〈표 2〉 단순회귀모형의 추정결과

설명변수	회귀계수	표준편차	t값	p-값
상수항	0.024	0.0037	6.380	0.000
π_{t-1}	0.049	0.0146	3.338	0.001
$\Delta \ln(K/L)_{t-1}$	-0.282	0.1375	-2.053	0.042
R^2	0.132	F-통계량		8.761
\bar{R}^2	0.117	Prob(F-통계량)		0.000
		Durbin-Watson 통계량		2.089

주: 회귀방정식은 $\Delta \ln(K/L)_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln(K/L)_{t-1} + \epsilon_t$ 이다. 단, 여기서 ϵ_t 은 오차항이다.

〈표 3〉 일인당 자본량함수의 다중회귀모형의 추정결과

설명변수	회귀계수	표준편차	t값	p-값
상수항	0.019	0.004	4.43	0.0000
$\Delta \ln(GDP)_{t-1}$	0.316	0.147	2.14	0.0345
π_{t-1}	0.051	0.015	3.28	0.0014
$\Delta \ln(K/L)_{t-1}$	-0.227	0.146	-1.56	0.1217
R^2	0.251	F-통계량		12.75
\bar{R}^2	0.231	Prob(F-통계량)		0.00
		Durbin-Watson 통계량		2.09

주: 회귀방정식은 $\Delta \ln(K/L)_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \Delta \ln(K/L)_{t-1} + \beta_3 \Delta \ln(GDP)_{t-1} + \epsilon_t$ 이다. 단, 여기서 ϵ_t 은 오차항이다.

이상에서 우리는 인플레이션을 증가가 일인당 자본량의 증가율에 미치는 단기효과를 추정하였다. 이제 이상의 추정모형에 기초해 인플레이션을 증가가 일인당 자본량의 증가율에 미치는 장기효과를 구해보자. 주지하다시피 회귀모형에 있어 장기효과는 모든 변수가 정상상태(steady state)로 수렴하였을 때 설명변수(우리의 경우 인플레이션율)의 회귀계수값에 해당한다. <표 2>와 <표 3>에 의하면 단순회귀모형과 다중회귀모형의 추정결과는 다음과 같다.

$$\Delta \ln(K/L)_t = 0.024 + 0.049\pi_{t-1} - 0.282\Delta \ln(K/L)_{t-1}.$$

$$\Delta \ln(K/L)_t = 0.019 + 0.051\pi_{t-1} - 0.227\Delta \ln(K/L)_{t-1} + 0.316\Delta \ln(GDP)_{t-1}.$$

이제, 정상상태에서 일인당 자본량의 증가율과 인플레이션율의 값을 각각 $\Delta \ln(K/L)^*$ 및 π^* 라고 하자. 정상상태에서는 $\Delta \ln(K/L)^* = \Delta \ln(K/L)_t = \Delta \ln(K/L)_{t-1}$ 이 성립해야한다는 점을 고려하면 인플레이션을 증가가 일인당 자본량의 증가율에 미치는 장기효과는 단순회귀모형의 경우 0.0382($=0.049/1.282$), 다중회귀모형의 경우 0.0416($=0.051/1.227$)으로 주어진다. 즉, 모형에 따라 다소 차이가 있으나 인플레이션율이 1% 포인트 증가할 때 일인당 자본량의 증가율은 0.0382~0.0416% 포인트 상승한다는 점을 알 수 있다. 우리 모형의 추정결과는 장기효과(0.0382~0.0416)가 단기효과(0.049~0.051)보다 작게 나타나고 있는데 이는 자본축적에 따른 공급증가로 인플레이션 압력이 점차 감소한다는 사실을 의미하는 것이다.

4. 동태적 토빈효과의 실증분석: 벡터자기회귀모형과 충격반응함수

앞의 회귀분석은 인플레이션의 변화가 1분기후 일인당 자본량의 변동에 미치는 양(+)의 효과를 분명히 보여주고 있으나, 이 효과의 동태적인 양상은 나타내지 못하고 있다. 일인당 자본량의 변동에 대한 인플레이션의 영향력이 시간이 지나면서 어떻게 달라지는지를 살펴보기 위해 우리는 벡터자기회귀(VAR) 모형을 구축하였다. VAR모형은 다음의 식 (45)처럼 각 변수들의 현재 관측치가 종속변수이며 자신과 여타변수들의 과거 관측치들이 설명변수가 되는 2개의 선형회귀방정식으로 구성되

어 있다.

$$X_t = C + \sum_{i=1}^k A_i X_{t-i} + u_t \quad (45)$$

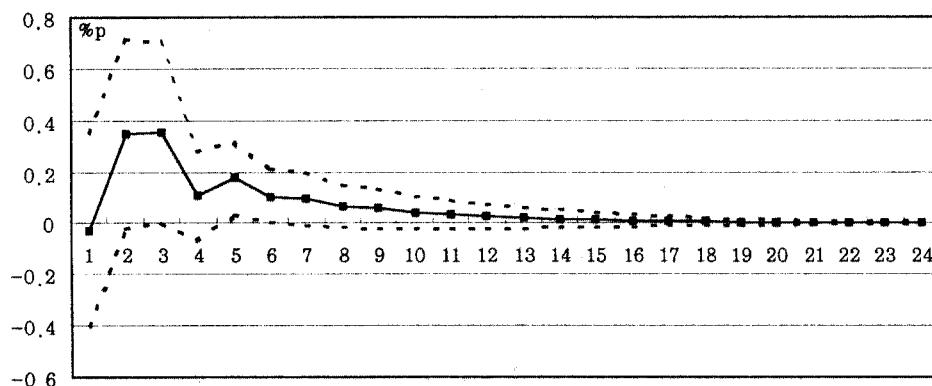
식 (45)에서 X_t 는 인플레이션과 일인당 자본량의 1차 차분치로 구성된 벡터이며, u_t 는 오차항 벡터이다. C 와 A_i 는 각각 상수항 벡터와 계수행렬을 의미한다.

한 변수에 대한 충격이 시간의 경과에 따라 모형내의 다른 변수에 미치는 동태적인 효과는 충격반응함수(impulse response function)를 통해 파악될 수 있다. 충격반응함수는 식 (45)를 벡터이동평균모형(vector moving average representation) $X_t = B(L)u_t$ 으로 나타낸 뒤 교란항 u_t 의 변화에 따른 X_t 의 시간에 걸친 움직임을 살펴보면 된다. 그러나 오차항 u_t 의 공분산 행렬 Σ 가 대각행렬이 아니어서 오차항 사이에 상호연관관계가 존재한다면 충격반응함수의 해석이 곤란해진다. 우리는 Choleski 직교화 방법을 따라 하방삼각행렬(lower triangular matrix)이며 $G\Sigma G'$ = I 를 만족하는 비특이행렬 G 를 구한 후 벡터이동평균모형을 $X_t = B(L)G^{-1}Gu_t = \Pi(L)v_t$, ($B(L)G^{-1} = \Pi(L)$, $Gu_t = v_t$)로 변형하여 직교화된 오차항 v_t 를 이용해 특정변수에 대한 충격이 모형 내에서 여타 변수에 어떠한 영향을 주는지를 파악하였다.¹⁶⁾ <그림 1>은 식 (45)에서 도출된 충격반응함수에 의해 인플레이션에 1표준편차만큼의 충격이 발생하는 경우 일인당 자본량의 1차 차분치에 파급되는 효과의 시간경로를 추정한 결과이다. 여기서 우리는 인플레이션의 변화는 일인당 자본량의 증가율에 1분기 후 양(+)의 효과를 미친 후 점차 그 영향이 소멸되어 감을 알 수 있다. 그러나, 일인당 자본량의 수준에는 양(+)의 효과가 지속되어 토빈효과가 성립하고 있다. 일인당 GDP를 포함한 3변수 VAR모형에서의 충격반응함수를

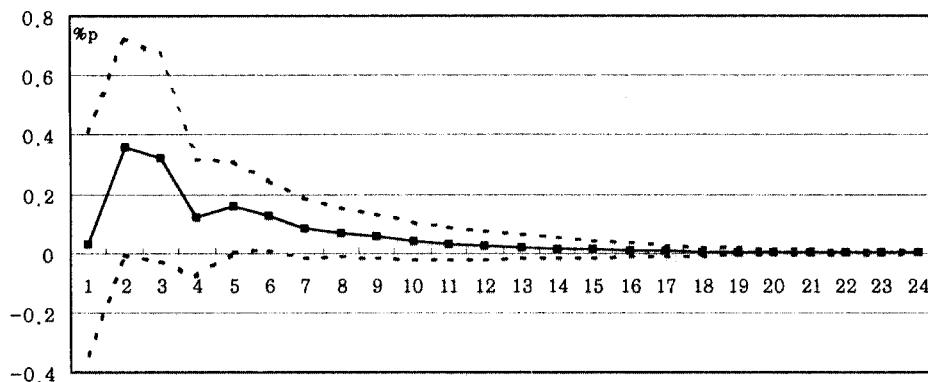
16) Choleski방법을 따르는 경우 G 는 하방삼각행렬이므로 v 의 첫 번째 항의 현재치는 모든 식에 들어가는 반면 2번째 항의 현재치는 나머지 식(2변수인 경우 1개의 식, 3변수인 경우 2개의 식)에 들어가게 된다. 따라서 변수 X 에 대한 v 의 파급효과는 변수의 순서를 어떻게 놓느냐에 의존하게 된다. 본 논문에서는 연구의 취지상 인플레이션이 자본량에 미치는 효과를 분석하기 위해 2변수의 경우(인플레이션율, 자본량 증가율), 3변수의 경우(인플레이션율, 국내총생산증가율, 자본량 증가율)의 순서를 택했다. 실증분석 결과의 견인성(robustness)을 살펴보기 위해 변수의 순서를 바꾸어 보았으나 의미 있는 차이를 찾아 볼 수 없었다.

함수를 묘사하고 있는 〈그림 2〉에서도 동일한 결과가 얻어졌다. 〈그림 1〉과 〈그림 2〉의 충격반응함수에 의하면, 앞 절의 회귀분석 결과와 마찬가지로 한국의 경우 토빈효과는 단기와 장기 모두 어느 정도 존재한다고 할 수 있다. 이는 인플레이션이 발생할 때 유동성제약으로 저축이 줄어든다는 확장 모형의 저축수준효과가 장기적으로는 비유의적임을 시사하는 것이다. 또한, 인플레이션이 발생할 때 자본으로부터 화폐로의 포트폴리오 조정효과를 주장하고 있는 확장 모형의 이론적 예측보다는 이와 상반된 포트폴리오 조정효과를 제시하고 있는 기본 모형의 예측이 한국의 경우 장기적으로 타당성이 더 높음을 의미하는 것이다.

〈그림 1〉 2변수 VAR모형의 충격반응함수

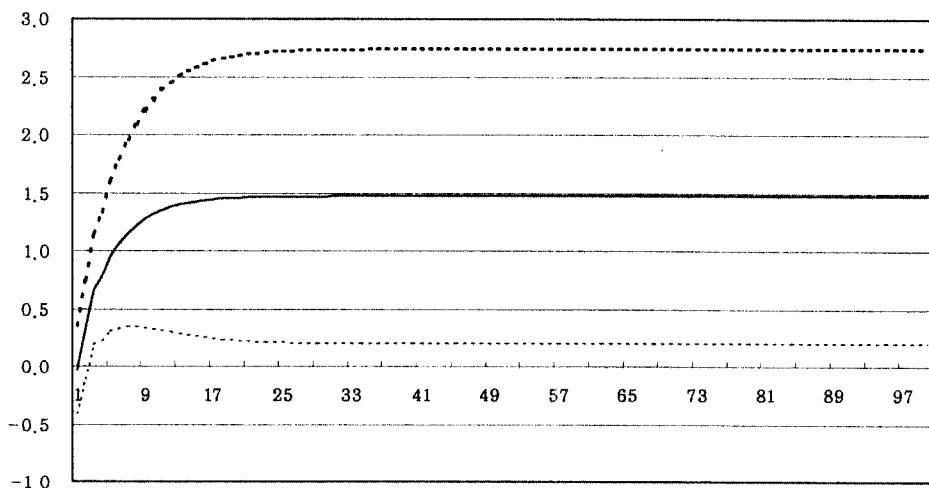


〈그림 2〉 3변수 VAR모형의 충격반응함수

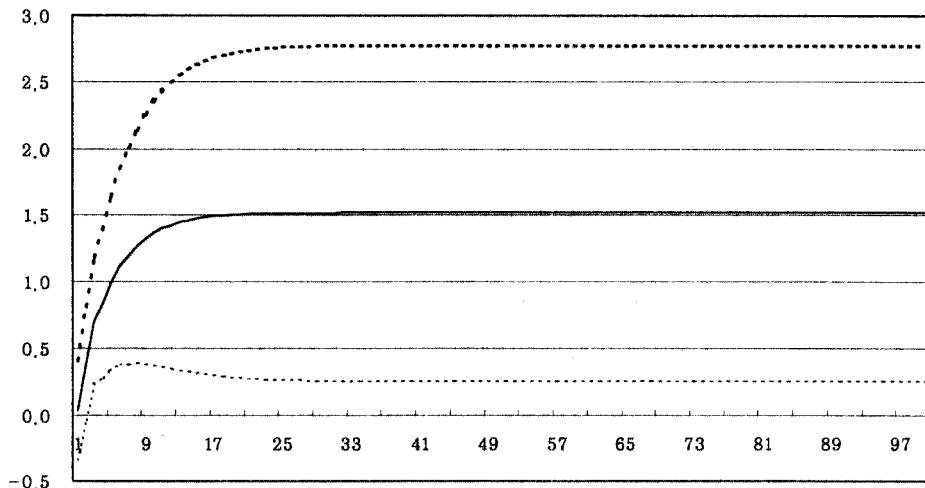


이상의 충격반응함수의 결과는 예측오차 구간이 0을 포함하고 있다는 의미에서 통계적 유의성이 크게 떨어지므로 그 해석에는 상당한 주의가 요구된다. 그러나 다음에서 보듯이 충격반응함수의 누적반응(accumulated responses) 값을 살펴보면 단순 충격반응분석에서 나타난 이러한 모호함은 상당 부분 해결된다. 즉, <그림 3>은 2변수 VAR모형에서 인플레이션의 1표준편차 충격에 대한 누적충격반응함수를 나타내고 있는데, 이에 따르면 인플레이션 충격이 발생했을 때 일인당 자본량 증가율의 누적 반응값은 41분기, 즉 약 10년 뒤 0.0147%p로 수렴하고 있음을 발견할 수 있다. 한편 <그림 4>는 3변수 VAR모형의 인플레이션의 1표준편차 충격에 대한 누적충격반응함수를 나타내고 있는데, 여기서도 우리는 인플레이션 충격이 발생했을 때 일인당 자본량 증가율의 누적반응값은 42분기 뒤 0.0152%p로 수렴하고 있음을 발견할 수 있다. 물론 이러한 결과는 인플레이션 충격이 일인당 자본량의 증가율에 미치는 효과가 단기에만 존재하며 점차 그 영향이 소멸된다는 단순 충격반응함수의 결과를 재확인하는 것이라고 하겠다. 그러나 누적 충격반응함수는 여기에 더해 단순 충격반응함수에서 나타났던 모호함에 대한 답을 주고 있다. 즉, 누적 충격반응함수의 예측오차 구간이 단기(1분기 후)에만 0을 포함하고 그 이후는 모두 양(+)의 값만 포함하고 있으므로 단기와 장기 모두 토빈효과가 한국에서 성립한다는 것을 확인시켜주고 있다. 물론 이러한 결과는 앞 절에서 행한 회귀분석의 결과와 일관성이 있는 것이다.

<그림 3> 2변수 VAR모형의 누적충격반응함수



〈그림 4〉 3변수 VAR모형의 누적충격반응함수



IV. 결 론

본 연구에서 우리는 두 기간 세대증첩모형에 근거하여 인플레이션과 자본축적량 간의 양(+)의 상관관계, 즉 토빈효과(Tobin effect)의 성립여부를 이론적으로 재검토해보았으며, 한국의 자료에 기초하여 토빈효과의 성립여부를 실증적으로 검정하였다.

Diamond (1965)의 모형에 가치저장기능만을 하는 유일한 외부자산으로서의 화폐가 도입된 기본적인 모형에서는 잘 알려진 바와 같이 토빈효과가 성립한다. 불확실성이 없고, 모든 시장이 완전한 기본 모형에서 화폐와 자본은 대체관계를 갖기 때문이다. 최근, Azariadis and Smith (1996) 와 Schreft and Smith (1997)는 각각 정 보의 비대칭성과 공간분리에 기초하여 시장의 불완전성을 기본 모형에 첨가함으로써 역토빈효과(anti-Tobin effect)를 주장하고 있다. 이러한 기존연구와는 대조적으로, 본 연구에서 우리는 모든 시장에 어떠한 형태의 마찰도 존재하지 않는다는 전제하에 역토빈효과가 나타나는 이론적 모형을 구축하고 있다.

본 논문의 모형이 기본적인 세대증첩모형과 다른 유일한 점은 화폐의 교환매개기능을 명시적으로 고려하고 있다는 것뿐이다. 기본 모형에 화폐선불제약이 적절하게 도입된 우리의 확장 모형에서 역토빈효과가 성립하는 이유는 화폐와 자본간의 대체

관계가 성립하지 않기 때문이다. 소비의 일부분이 반드시 화폐로 지불되어야 하는 경우 경제주체들은 화폐의 수익률이 다른 자산의 그것보다 작다고 하더라도 노년기의 소비를 위해 저축의 일정 부분을 화폐의 형태로 갖고 있어야 한다. 이러한 제약으로 인해 토빈효과의 관건인 화폐와 자본간의 대체관계가 더 이상 성립하지 않는 것이다.

기본 모형과 확장 모형의 이러한 상반된 이론적 예측을 실증적으로 검증하기 위해, 우리는 분석에 사용된 자료들의 시계열 특성을 분석한 후 회귀모형과 벡터자기회귀모형을 추정하였다. 실증분석 결과는 다음의 두 가지로 요약된다. 첫째, 단순 회귀모형과 다중회귀모형의 추정결과 우리는 한국의 경우 단기적으로 인플레이션의 변화는 일인당 자본량에 양(+)의 효과를 미친다는 사실을 파악할 수 있었다. 둘째, 벡터자기회귀모형의 충격반응함수의 추정결과 우리는 한국의 경우 단기는 물론 장기적으로도 토빈효과가 성립함을 확인할 수 있었다.

한국의 경우 장기적으로 토빈효과가 성립한다는 것은 물가상승률이 높아질 때 유동성제약으로 저축이 줄어든다는 확장된 세대중첩모형의 저축수준효과가 장기적으로는 비유의적임을 의미하는 것이다. 또한, 이는 인플레이션이 발생할 때 화폐로부터 자본으로의 포트폴리오 조정효과를 주장하고 있는 기본적인 세대중첩모형의 이론적 예측이 장기적으로 더욱 타당함을 시사하는 것이다.

■ 참고문헌

1. 김병화·김윤철, “우리나라 잠재 GDP의 추정,”『조사통계월보』, 1992, 한국은행.
2. 김치호·문소상, “잠재GDP 및 인플레이션 압력 측정결과,”『경제분석』, 제6권, 제1호, 2000, 한국은행.
3. 유창호·노은영, “주요 정보변수와 인플레이션간의 관계 분석,”『조사통계월보』, 1999, 한국은행.
4. 홍성표, “통화량 변화와 인플레이션 관계의 비대칭성: GDP갭을 중심으로,”『경제분석』, 제6권, 제4호, 2000, 한국은행.
5. Andres, J. and I. Hernando, “Does Inflation Harm Economic Growth? Evidence for the OECD,” *NBER Working Paper*, No. 6062, 1997.
6. Azariadis, C., *Intertemporal Macroeconomics*, Basil Blackwell, Oxford, 1993.

7. Azariadis, C. and B. Smith, "Private Information, Money, and Growth," *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, 1996, pp. 309~332.
8. Barro, R., "Inflation and Growth," *Determinants of Economic Growth: A Cross-country Empirical Study*, Ch. 3, MIT Press, 1997.
9. Blanchard, O., "Why does Money Affect Output? A Survey," Friedman, B. and F. Hahn, ed., *Handbook of Monetary Economics*, Vol. II, North-Holland, Amsterdam, 1990.
10. Bruno, M. and W. Easterly, "Inflation Crises and Long-run Growth," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41, 1998, pp. 3~26.
11. Bullard, J. and J. Keating, "The Long-run Relationship between Inflation and Output in Postwar Economies," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 36, 1995, pp. 477~496.
12. Chari, V., L. Jones and R. Manuelli, "The Growth Effects of Monetary Policy," Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, Vol. 19, 1995, pp. 18~32.
13. Cukierman, A., P. Kalaitzidakis, L. Summers and V. Webb, "Central Bank Independence, Growth, Investment, and Real Rates," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39, 1993, pp. 95~140.
14. De Gregorio, J., "The Effects of Inflation on Economic Growth," *European Economic Review*, Vol. 36, 1992, pp. 417~425.
15. De Gregorio, J., "Inflation, Taxation, and Long-run Growth," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 31, 1993, pp. 271~298.
16. Diamond, P., "National Debt in a Neoclassical Growth Model," *American Economic Review*, Vol. 55, 1965, pp. 1126~1150.
17. Dickey, D. and W. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp. 427~431.
18. Fischer, S., "Growth, Macroeconomics, and Development," *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 6, 1991, pp. 329~379.
20. Fischer, S., "The Role of Macroeconomic Factors in Growth," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, 1993, pp. 485~512.
21. Galor, O. and H. Ryder, "Existence, Uniqueness, and Stability of Equilibrium in an Overlapping Generations Model with Productive Capital," *Journal of Economic Theory*, Vol. 49, 1989, pp. 360~375.
22. Ghosh, A. and S. Phillips, "Warning: Inflation may be Harmful to your Growth," *IMF Staff Papers*, Vol. 45, 1998.
23. Gomme, P., "Money and Growth Revisited: Measuring the Costs of Inflation in an Endogenous Growth Model," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, 1993, pp. 51~77.
24. Grier, K. and G. Tullock, "An Empirical Analysis of Cross-national Economic Growth, 1951~80," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 24, 1989, pp. 259~276.
25. Hahn, F. and R. Solow, "Perfectly Flexible Wages," A Critical Essay on Modern Macroeconomic Theory, Ch. 2, Blackwell Publishers, Oxford, 1995.

26. Herbertsson, T. and T. Gylfason, "Does Inflation Matter for Growth?" CEPR Discussion Paper, No. 1503, 1996.
27. King, R. and R. Levine, "Finance, Entrepreneurship, and Growth," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, 1993, pp. 513~542.
28. Kormendi, R. and P. Meguire, "Macroeconomic Determinants of Growth: Cross Country Evidence," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 16, 1985, pp. 141~163.
29. Levine, R. and D. Renelt, "A Sensitivity Analysis of Cross-country Growth Regressions," *American Economic Review*, Vol. 82, 1992, pp. 942~963.
30. Lucas, R., "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, 1988, pp. 3~42.
31. McCandless, G. and W. Weber, "Some Monetary Facts," Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, Vol. 19, 1995, pp. 2~11.
32. Phillips, P. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol. 75, 1988, pp. 335~346.
33. Romer, P., "Increasing Returns and Long-run Growth," *Journal of Political Economy*, Vol. 94, 1986, pp. 1002~1037.
34. Roubini, N. and X. Sala-i-Martin, "Financial Repression and Economic Growth," *Journal of Development Economics*, Vol. 39, 1992, pp. 5~30.
35. Sarel, M., "Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth," *IMF Staff Papers*, Vol. 43, 1996.
36. Schreft, S. and B. Smith, "Money, Banking, and Capital Formation," *Journal of Economic Theory*, Vol. 73, 1997, pp. 157~182.
37. Sidrauski, M., "Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy," *American Economic Review*, Vol. 57, 1967, pp. 534~544.
38. Stockman, A., "Anticipated Inflation, and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 8, 1981, pp. 387~393.
39. Tirole, J., "Asset Bubbles and Overlapping Generations," *Econometrica*, Vol. 53, 1985, pp. 1499~1528.
40. Tobin, J., "Money and Economic Growth," *Econometrica*, Vol. 33/4, 1965, pp. 671~684.
41. Wang, P. and C. Yip, "Alternative Approaches to Money and Growth," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 24, 1992, pp. 553~562.
42. White, H., "A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp. 817~838.
43. Zhang, J., "Inflation and Growth: Pecuniary Transactions Costs and Qualitative Equivalence," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 32, 2000, pp. 1~12.

Inflation and Capital Formation: An Analysis of the Tobin Effect in Korea

Joonwon Kim* · Heegab Choi**

Abstract

The purpose of this paper is to establish a version of Diamond's (1965) overlapping generations economy in which the anti-Tobin effect emerges and to test this effect based on the Korean data. Our model does not contain any kind of market frictions. Yet, the model, by adequately addressing the transactions role of money, predicts that the steady state capital stock will be lower as the rate of monetary expansion is permanently raised. This is so because the substitutability with respect to capital and money ceases to hold due to both the portfolio adjustment effect and the savings level effect in our specification. The main empirical findings are two-fold. Firstly, in Korea, changes in inflation rate have a positive effect on the change in per capita capital stock at least in the short run. Secondly, results based on the vector autoregressive model reveal that the Tobin effect dominates, in Korea, in the long run as well as in the short run.

Key Words: Tobin effect, overlapping generations model, vector autoregressive model

* Professor, Department of Economics, Sogang University

** Chief Researcher, Money and Finance Department, Samsung Economic Research Institute