

가계생산모형과 주거용 건설투자의 경기선행성*

남 재 현**

본 논문은 주거용 건설투자의 경기선행성이 한국의 경우 시대에 따라 어떻게 변화하였으며 이러한 변화를 실물경기변동이론의 가계생산모형을 이용하여 어떻게 설명할 수 있는지에 대하여 살펴보았다. 구체적으로 한국의 주거용 건설투자는 1970년대와 1990년대의 경우 산출물과 동행하나 1980대의 경우 선행하는 것으로 나타난다. 논문은 이 중 1980년대와 1990년대 사이에 나타난 변화를 “주택 2백만 호 건설계획”이라는 정부정책이 주택건설 산업의 공급 측면에 미친 두 가지 효과를 모형에 명시적으로 고려하여 설명하였다. 즉, 1990년대의 모형은 1980년대의 기본 가계생산모형에 시장생산부문 기술충격과 가계생산부문 기술충격간의 상관계수의 감소와 주택자본 축적에 드는 조정비용 증가의 형태로 반영하여 모형을 설정하였다. 이 결과 기본 가계생산모형 및 조정된 모형은 각각 1980년대 및 1990년대의 주거용 건설투자의 움직임을 성공적으로 예측하고 있는 것으로 나타났다.

핵심주제어: 주거용 건설투자, 경기선행성, 가계생산모형, 주택 2백만 호 건설계획
경제학문헌목록 주제분류: E32

I. 서 론

Greenwood and Hercowitz(1991)가 지적한 것처럼 미국의 경기순환주기에 있어서 가계투자(home investment)가 경기선행적이라는 것은 잘 알려진 사실이다. 가계투자를 구성하는 요소를 보다 세분하여 살펴보면 이러한 선행성은 소비내구재(consumer durables)보다는 주거용 건설투자(residential investment)가 산출물(output)보다 선행하여 움직인다는 성격에 기인함을 알 수 있다.

* 한국경제연구의 편집진들과 본 논문에 대해 유익한 논평과 제안을 해 주신 익명의 두 분 심사위원들께 감사를 드린다. 본 연구의 일부는 2009년도 국민대학교 교내연구비를 지원 받아 수행되었다.

** 국민대학교 경제학부 조교수, 전화: (02) 910-4875, 팩스: (02) 910-4519, E-mail: jnahm@kookmin.ac.kr

논문투고일: 2009. 2. 2 수정일: 2009. 2. 7 게재확정일: 2009. 2. 16

반면에 한국의 경우, 미국의 경기순환 특성과 달리 가계투자 또는 주거용 건설투자는 경기순환을 선행하기보다는 동행하여 나타나는 경향이 있다. 그러나 외환위기 이전까지인 1970년 1사분기에서 1997년 3사분기 동안의 한국의 경기순환자료를 좀더 세분화하여 주거용 건설투자의 경기선행성에 따라 나누어 보면, 주거용 건설투자는 1970년대와 1990년대의 경우 산출물과 동행하나 1980대의 경우 선행하는 것으로 나타난다.

이 중 본 논문에서는 1980~1990년대 사이의 변화를 중심으로 이러한 선행성의 변화가 발생한 이유를 가계생산모형을 이용한 실물경기변동이론으로 설명하고자 한다.¹⁾ 구체적으로 주거용 건설투자가 1980년대에는 미국과 같이 경기선행성을 보이다가 1990년대에는 이러한 현상이 사라진 ‘체제변화(regime change)’의 이유로 본 논문은 1989년 4월 27일 발표한 정부의 “주택 200만 호 건설계획”과 이와 관련된 정부의 후속 조치에 주목한다.

1978년 30만 호에 달하였던 주택공급은 경제위기를 겪었던 1980년 15만 호로 급감한 뒤 1983~1987년까지 연간 25만 호에 머무른 결과, 1987년 주택보급률은 전국 69.2%, 서울 50.6%에 불과하였다. 이러한 공급부족과 함께 1986~1988년까지의 3저 호황으로 인한 유동성 증가로 지가 및 주택가격이 크게 상승하여 1988년 8월 10일 양도소득세 강화 등의 정부조치에도 불구하고 이미 폭등한 서울지역의 주택가격은 좀처럼 진정되지 않고 있었다. 이에 정부는 폭등하는 주택가격을 안정시키고 주택난을 해소하기 위해 1989년 2월 24일 ‘대통령 취임 1주년 기념 보통사람들의 밤’ 행사에서 주택 200만 호를 짓겠다고 약속하고 이어 1989년 4월 27일 분당, 일산 등 5개 신도시 건설계획을 발표하였다. 구체적으로 200만 호 건설계획은 수도권에 90만 호, 지방도시에 나머지 110만 호를 짓는 계획이었다. 이에 따라 1980년대 중반까지 25만 호 수준에 머물렀던 건설실적이 1989년 46만 호로 급증한데 이어 1990년 75만 호에까지 달하는 등 사상 초유의 건설붐이 전국을 휩쓸면서 주택 200만 호 건설계획은 당초 계획보다 1년 이상 앞당겨진 1991년 8월 말 조기 달성된다. 당시 공식기록은 214만 호로 4년여 만에 우리나라 총주택²⁾의 33%가 지어진 것이다.³⁾

이러한 주택 200만 호 건설과 관련하여 본 논문에서는, 특히 다음의 두 가지

1) 1970년대에서 1980년대로의 변화에 대해서는 결론부분에 추후 연구와 관련하여 간략하게 언급하였다.

2) 1987년 기준 645만 호.

3) 정부정책 포털 국정브리핑(www.korea.kr)에 연재된 「실록 부동산 정책 40년」 시리즈를 책으로 엮은 『대한민국 부동산 40년』을 참조.

점에 주목한다. 첫째, 1990년 당시의 전체 주택수가 720만 가구에 불과하였으므로 단기간에 200만 가구를 신규로 건설하겠다는 정책은 결코 무시할 수 없는 규모의 정부부문으로부터 발생한 외생적인 충격이었다. 특히, 중요한 점은 이러한 외생적 충격은 건설부문을 중심으로 한 시장생산부문에 영향을 미치는 충격으로서 이 정책이 가계생산부문에서 동일한 가계자본, 즉 주택과 동일한 가계노동, 다시 말해 가계에서 보내는 시간을 사용하여 추상적으로 만들어 내는 가계생산의 규모에 영향을 줄 하등의 이유가 없다는 것이다. 따라서 주택 200만 호 건설이라는 정부정책은 가계생산부문을 제외한 시장생산부문의 기술충격에만 비대칭적으로 영향을 끼치는 외생적 충격이라는 점이다. 둘째, 정부의 정책으로 새롭게 지어진 주택들은 상당부분 서울 외곽의 고층아파트 형태로 건설되었다. 정부의 정책으로 인하여 1990년 이후 매년 40만~50만 호 정도의 아파트가 건설됨으로 해서 이 기간 신규주택의 90% 정도가 모두 단독가구가 아니라 다가구형 주택이었다는 점 또한 주목할 사항이다.

본 연구에서는 이러한 두 가지 지적을 바탕으로 1980년대의 가계생산모형을 기본모형으로 하고 정부정책으로 인하여 1990년대의 가계생산모형이 어떻게 바뀌고, 새롭게 바뀐 1990년대 가계생산모형이 한국의 경기순환 및 1990년대의 주거용 건설투자에 대한 산출물의 교차상관계수의 예측력에 어떤 영향을 주는 지 살펴보았다.

논문은 우선 1990년대 들어 시장생산함수의 기술충격과 가계생산함수의 기술충격 간의 상관관계가 이전과 달라졌음을 고려함으로써 정부정책과 관련된 첫 번째 지적을 반영하였다. 즉, 첫 번째의 지적대로 이러한 정부부문으로부터의 외생적 충격은 시장생산함수에만 그 영향이 미쳤으므로 양 부문 생산함수의 기술충격 간의 상관관계가 1980년대의 기본모형에 비해 1990년대 모형에서의 훨씬 낮음을 고려하여 모형의 캘리브레이션(calibration)을 실시하였다. 두 번째의 지적과 관련하여, 일반적으로 다가구주택의 건설기간은 단독주택보다 훨씬 긴 것이 전형적인 사실이다. 그러므로 두 번째의 지적은 결국 1990년대 들어 주거용 건물, 즉 주택자본(residential capital) 또는 가계자본(home capital) 축적비용(adjustment cost for accumulation)이 1980년대에 비하여 더 커짐을 의미한다. 시뮬레이션의 결과, 1980년대의 기본모형에서는 주택투자가 산출물을 선행하는데 반하여 이러한 두 변화를 고려한 새로운 1990년대의 모형에서는 주택투자와 산출물이 동행함을 보임으로써 모형은 한국 자료에서 나타나는 선행성의 측면을 성공적으로 예측하고 있다.

주택투자의 경기선행성에 대한 기존연구로는, 미국 거시자료에서 명확하게 나타나는 가계투자 또는 주택투자의 경기선행성에도 불구하고 전통적으로 이에 대한 거시경제이론에서의 관심은 그렇게 높지는 않았다. 예를 들어, 미국 경기순환의 여러 특성들을 성공적으로 설명하고 있다고 평가받고 있는 실물경기변동(Real Business Cycle)이론의 문헌에서 가계투자 또는 주거용 건설투자의 경기선행성에 대한 어느 정도 설득력 있는 모형의 개발은 최근의 몇 논문에 불과하다. 기본적인 일부분 실물경기변동모형의 경우 시장부문만 모형에 존재하므로 가계투자 또는 주거용 건설투자의 경기순환적인 특성에 대한 고려가 원천적으로 불가능하다. 시장부문 이외에 추가적으로 가계부문을 명시적으로 고려하고 있는 가계생산모형의 경우 가계투자와 산출물 간의 관계를 살펴볼 수 있지만, 대부분의 가계생산모형 논문들은 이러한 거시변수의 선행성 차원은 의도적으로 무시하고 논의하지 않거나, 또는 논문의 모형이 예측하는 선행성은 실제 미국 자료와는 달리 가계투자가 산출물과 동행하거나 심지어 후행하는 것으로 나타나는 문제점을 보여 왔다.⁴⁾

비교적 최근에서야 Gomme, Kydland, and Rupert(2001), Davis and Heathcote(2005), Fisher(2007) 등은 가계생산모형에 건설에 필요한 시간과 시장자본 생산에 대한 조정비용 등을 고려하여 명시적으로 가계투자 또는 주택투자의 선행성에 대한 분석을 하고 있다. 예를 들어, Fisher(2007)는 시장자본 축적에 time-to-build를 가정하고 이와 더불어 가계자본이 시장생산함수의 시장자본과 노동에 보완적 생산요소로 작용한다는 가정을 도입함으로써 일시적인 생산성 충격에 가계투자가 시장투자에 선행하여 반응함을 보였다.

한편, Li and Chang(2004)은 Cash-In-Advance(CIA) 조건하에서 명목이자율의 경로로 표현되는 통화정책의 충격이 시장투자 및 가계투자에 미치는 영향을 고찰함으로써 일정한 조건하에서 가계투자가 시장투자에 선행함을 보였다. 그러나 이러한 결론은 일반적인 실물경기변동이론이 상정하는 일시적인 생산성 충격에 따른 반응이 아니라, 명목이자율의 상승에 이은 급락이라는 특정한 통화정책규칙으로 표현되는 명목충격에 대한 반응이라는 한계를 가지고 있다.

이러한 기존문헌들과 관련하여 본 논문은 한국 경제에서 보이는 주택건설투자 경기선행성의 시대적 변동에 주목함으로써 주택건설투자의 경기선행성을 time-to-build 또는 자본의 조정비용을 이용하여 설명하려는 Gomme-Kydland-

4) Baxter(1996), Chang(2000), Einarsson and Marquis(1997), Greenwood, Rogerson, and Wright(1993), Greenwood and Hercowitz(1991) 등이 있다.

Rupert의 가설을 테스트할 수 있는 좋은 사례이기도 하다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제I절 서론에 이어, 제II절에서는 모형을 소개하고, 제III절에서는 한국 경제에 대한 고찰과 함께 캘리브레이션 방법을 설명한다. 이 후 제IV절과 제V절에서는 각각 시뮬레이션 결과 및 결론을 다룬다.

II. 모 형

본 논문의 모형은 남재현(2005)의 가계생산모형을 기본으로 하되 가계투자부분을 약간 변형하였다.

가계부분의 경우 $[0, 1]$ 단위 구간에 식 (1)로 주어지는 평생 효용의 기대치를 극대화하는 동일한 개인들이 무한대의 기간 동안 생존한다고 가정하자.

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_{mt}, c_{ht}). \quad (1)$$

여기서, c_{mt} : 시장에서 구입되는 소비재
 c_{ht} : 가계에서 생산되어 소비되는 부분

일정 시점에서의 효용함수는 다음과 같은 형태의 로그함수를 가정한다.

$$u(c_{mt}, c_{ht}) = (1 - \mu) \ln c_{mt} + \mu \ln c_{ht}. \quad (2)$$

가계는 전체시간 1로 정규화된 총시간을 시장시간 또는 가계시간에 사용한다.

$$n_{mt} + n_{ht} = 1 \quad (3)$$

시장시간 n_{mt} 는 시장부분의 상품생산에 소요되는 노동시간을, 가계시간 n_{ht} 는 가계생산에 소요된 시간을 의미한다.⁵⁾

가계부분은 다음의 전형적인 예산제약식을 충족한다.

$$c_{mt} + i_{mt} + i_{ht} = (1 - \tau_k) R_t k_{mt} + (1 - \tau_n) W_t A_t n_{mt} + J_t. \quad (4)$$

여기서, i_{mt} : 시장투자
 i_{ht} : 가계투자
 k_{mt} : 시장자본의 축적

5) Greenwood and Hercowitz(1991) 또는 Einarsson and Marquis(1997)를 따라 모형에서는 여가시간에 대한 고려를 배제하였다. 이는 분석상의 간편화를 위한 것이며 여가시간은 모형의 가계시간에 포함되는 것으로 생각할 수 있다.

- τ_k : 자본수입에 대한 세금
- τ_n : 노동수입에 대한 세금
- J_t : 일괄총액(lump-sum)방식의 정부이전
- R_t : 시장자본에 대한 임대료 비용
- A_t : 매기 고정성장률 A 를 가지는 고정기술진보(deterministic technological progress)
- W_t : 시장노동의 실질유효단위 $A_t n_{mt}$ 에 지불되는 임금

한편, 개인의 가계생산은 다음과 같은 CES 형태를 가진다.

$$c_{ht} = z_{ht} [\alpha_2 k_{ht}^\lambda + (1 - \alpha_2) (A_t n_{ht})^\lambda]^{1/\lambda} \quad (5)$$

k_{ht} 는 주거용 건설자본의 축적에 해당되고, z_{ht} 는 가계생산에 대한 기술충격으로 다음의 식을 따른다.

$$\ln z_{ht+1} = \rho_h \ln z_{ht} + \varepsilon_{ht+1} \quad \varepsilon_h \sim N(0, \sigma_h^2). \quad (6)$$

시장자본과 주거용 건설자본의 축적에 대하여 다음과 같은 형태의 조정비용을 고려하였다.

$$k_{mt+1} = (1 - \delta_m) k_{mt} + i_{mt} - \frac{\gamma_m}{2} \left(\frac{i_{mt}}{k_{mt}} - \delta_0 \right)^2 k_{mt}, \quad (7)$$

$$k_{ht+1} = (1 - \delta_h) k_{ht} + i_{ht} - \frac{\gamma_h}{2} \left(\frac{i_{ht}}{k_{ht}} - \delta_1 \right)^2 k_{ht}. \quad (8)$$

한편, δ_0 와 δ_1 은 정상상태에서는 조정비용이 전혀 없는 것으로 가정하였다.⁶⁾ 기업부문의 경우, 모든 기업은 규모수익불변(Constant Return to Scale)의 생산함수형태의 생산함수를 가지는 것으로 가정한다. 따라서 회사의 수를 1로 정규화할 수 있으며 이 경우 생산함수는 다음과 같이 주어진다.

$$Y_t = z_{mt} K_{mt}^\alpha (A_t N_{mt})^{1-\alpha}. \quad (9)$$

- 여기서, Y_t : 1인당 총산출물
- K_{mt} : 1인당 총시장자본
- N_{mt} : 1인당 총시장생산 소요시간
- z_{mt} : 시장생산함수의 생산성 충격

z_{mt} 는 다음과 같은 형태의 확률적 분포를 따른다.

6) 이는 Baxter(1996), Atkeson and Kehoe(1999), Chang(2000) 등을 따랐다.

$$\ln z_{mt+1} = \rho_m \ln z_{mt} + \varepsilon_{mt+1} \quad \varepsilon_m \sim N(0, \sigma_m^2). \quad (10)$$

또한 완전경쟁과 이윤극대화 조건에 따라 다음의 식에 의하여 임대료와 임금이 결정된다.

$$R_t = F_1(K_{mt}, N_{mt}A_t, z_{mt}), \quad (11)$$

$$W_t = F_2(K_{mt}, N_{mt}A_t, z_{mt}). \quad (12)$$

정부부문의 경우 정부는 세금을 통한 조세수익을 일괄총액방식으로 이전하여 각 가계에 동일하게 재분배되는 것으로 본다.

$$J_t = \tau_k R_t K_{mt} + \tau_n W_t A_t N_{mt}. \quad (13)$$

이 경우 모형의 반복적인 경쟁균형(recursive competitive equilibrium)은 쉽게 정의가 가능하다. 모형의 해를 구하기 위하여 모든 제약조건과 오일러 공식에서 두 개의 시간변수(n_{mt} , n_{ht})와 두 개의 요소가격(W_t , R_t)을 제외한 모든 변수를 고정기술진보 A_t 로 나누어 모든 변수를 안정적인(stationary) 변수로 전환한 후 정상상태(steady state) 근방에서 오일러 공식과 제약식들을 선형 로그로 변환하여 모형의 해를 구하였다.⁷⁾

III. 캘리브레이션

1. 자 료

〈표 1〉은 미국 자료에서의 변수와 산출물 사이의 교차상관계수를 나타낸다.⁸⁾

가계투자는 가계생산에 사용되는 가계자본의 증가로서 일반적으로 주거용 건설투자와 소비내구재의 합으로 정의된다. 〈표 1〉은 미국 경제의 경기순환 특성 중 이러한 가계투자의 경기선행성을 보여 주고 있다. 가계투자는 경기를 1분기 선행하여 나타나며, 특히 소비내구재가 생산물과 동행하는 점을 감안할 때 가계투자가 경기에 선행하여 나타나는 것은 주거용 건설투자 때문인 것으로 판단

7) 모형에 Uhlig(1999)의 code를 이용하였다.

8) 가계투자와 산출물 사이의 교차상관계수와 관련하여 Gomme, Kydland, and Rupert(2001)의 연구를 참조하였으며, 영구적 소비 및 주거용 건설투자와 관련하여서는 Cooley and Prescott(1995)의 연구를 참조하였다.

〈표 1〉 미국 경제: 산출물과의 교차상관계수

	x_{t-3}	x_{t-2}	x_{t-1}	x_t	x_{t+1}	x_{t+2}	x_{t+3}
가계투자	0.61	0.74	0.80	0.76	0.52	0.24	-0.03
소비내구재	0.49	0.65	0.75	0.78	0.61	0.38	0.11
주거용 건설투자	0.65	0.72	0.74	0.63	0.39	0.11	-0.14

〈표 2〉 한국 경제: 산출물과의 교차상관계수

	x_{t-3}	x_{t-2}	x_{t-1}	x_t	x_{t+1}	x_{t+2}	x_{t+3}
가계투자	0.16	0.38	0.59	0.61	0.48	0.32	0.27
소비내구재	0.44	0.54	0.67	0.72	0.65	0.56	0.36
주거용 건설투자	0.12	0.36	0.51	0.53	0.38	0.25	0.20

된다.

반면에 미국의 경우와 달리 한국 경제에서는 가계투자가 경기에 선행하기보다는 동행하는 것으로 보인다. 1970년 1사분기부터 외환위기 이전인 1997년 3사분기까지의 자료를 이용한 가계투자, 소비내구재 및 주거용 건설투자와 산출물 간의 교차상관계수는 〈표 2〉와 같다.

본 연구에서는 표본기간에 대해 분기별 자료를 이용하였으며, 실질소비지출에 대해 1995년의 물가수준을 기준으로 한 시계열자료를 이용하였다. 시계열자료는 X-12-ARIMA를 통해 계절조정하고, 15세 이상의 생산가능인구로 나눈 뒤, 로그값을 취하고, 평활화계수(smoothing parameter) 1600을 적용하여 Hodrick-Prescott 필터링을 실시하여 추세를 제거하였다.⁹⁾

이러한 자료에 대한 산출물과의 교차상관계수는 〈표 2〉에서 확인되듯 미국 경제와 달리 소비내구재뿐만 아니라 주거용 건설투자 역시 경기와 동행하며 이에 따라 가계투자 자체가 경기와 동행하는 모습을 보이고 있다.

그러나 해당자료에 대해 표본기간을 좀더 세분화하여 살펴보면, 주거용 건설투자의 경기선행성에 따라 세 개의 세부기간으로 구분해 볼 수 있다. 〈표 3〉은 각각의 세부기간에 대한 주거용 건설투자와 산출물 사이의 교차상관계수를 보여 준다.¹⁰⁾

9) 자료에 대한 설명은 부록을 참조.

10) 〈표 3〉은 각 세부기간별로 Hodrick-Prescott 필터링을 독립적으로 실시하였으나, 이와 달리 전체 구간을 필터링한 경우에도 결과는 큰 차이가 없다.

〈표 3〉 주거용 건설투자와 산출물 사이의 교차상관계수

	x_{t-3}	x_{t-2}	x_{t-1}	x_t	x_{t+1}	x_{t+2}	x_{t+3}
1970년대	-0.35	0.10	0.37	0.53	0.25	0.08	0.07
1980년대	0.48	0.60	0.71	0.55	0.47	0.36	0.22
1990년대	0.34	0.41	0.43	0.49	0.31	0.10	-0.07

〈표 4〉 1980년대 주요 변수들의 2차적률값

$cor(I_m, I_h)$	0.35	산출물과의 교차상관계수						
		표준편차	x_{t-3}	x_{t-2}	x_{t-1}	x_t	x_{t+1}	x_{t+2}
변수								
Y	2.0	0.38	0.56	0.74	1.00	0.74	0.56	0.38
C_m	1.5	0.39	0.57	0.76	0.74	0.72	0.63	0.39
I_m	5.2	0.13	0.29	0.49	0.69	0.75	0.68	0.56
I_h	11.4	0.48	0.60	0.71	0.55	0.47	0.36	0.22
N_m	1.9	0.27	0.25	0.13	0.08	-0.04	-0.11	-0.12

본 논문에서 사용된 구체적인 연대구분은 1970년대는 데이터 수집이 가능하기 시작한 1970년 1사분기에서 1978년 2사분기, 1980년대는 1978년 3사분기에서 1989년 2사분기, 1990년대는 1989년 3사분기에서 외환위기 발생 이전인 1997년 3사분기까지이다. 이 중 특히 1980년대는 정부의 “주택 200만 호 건설 계획”이 구체적으로 발표된 1989년 2사분기까지를 포함하며, 시작시점은 1970년대와 1980년대의 주거용 건설투자와 산출물 사이의 동행 상관계수가 최대가 되는 시점을 선택하였다.¹¹⁾ 이 결과 〈표 3〉은 주거용 건설투자가 1970년대와 1990년대에는 산출물과 동행하여 나타나고, 1980년대에는 선행하고 있음을 보여 준다.

한편, 〈표 4〉와 〈표 5〉는 이 중 본 연구가 특히 관심을 갖고 있는 1980년대와 1990년대의 중요 거시경기변수들의 2차적률(selected second moments)값을 나타내고 있다.

11) 1980년대의 시작시점을 1980년 1분기로 잡을 수도 있으나 이 역시 ad hoc한 구분이며 1980년 1분기로 바꾸어도 정성적인 변화는 없으므로 본 연구에서는 동행상관계수가 가장 크게 나오는 시점으로 구간을 나누어 분석하였다.

〈표 5〉 1990년대 주요 변수들의 2차적률값

$cor(I_m, I_h)$	0.49	산출물과의 교차상관계수						
변수	표준편차	x_{t-3}	x_{t-2}	x_{t-1}	x_t	x_{t+1}	x_{t+2}	x_{t+3}
Y	1.1	0.30	0.54	0.69	1.00	0.69	0.54	0.30
C_m	1.1	0.27	0.57	0.66	0.87	0.73	0.56	0.29
I_m	4.3	0.42	0.60	0.74	0.90	0.65	0.43	0.10
I_h	7.7	0.34	0.40	0.43	0.49	0.31	0.10	-0.07
N_m	1.1	0.26	0.45	0.43	0.62	0.38	0.32	-0.03

2. 캘리브레이션

논문은 기존논문들과 실제자료를 통하여 계산된 정상상태의 값을 이용하여 모형 내 파라미터의 값들을 다음과 같이 확정하였다.

외생적 성장률 A 는 1인당 실질GDP의 평균성장률로부터 산출하였다. 일반적으로 주거용 건설자본의 감가상각률이 시장자본의 감가상각률보다 작기 때문에 본 연구에서는 시장자본과 주거용 건설자본의 감가상각률에 대해 서로 다른 값을 적용하였다. 구체적으로 Pyo(1998)에 따라 시장자본의 감가상각률은 1.7%, 주거용 건설자본의 감가상각률은 0.3%를 이용하였다. 한편, GDP에서 자본수입이 차지하는 값은 조하현(1997)을 참조하였으며 세율은 Carey and Tchilingurian (2000)을 참조하였다. 또한 할인율은 남주하(1993)의 연구를 이용하여 0.985의 값을 사용하였으며 이는 민간실질차입의 평균비용인 5.6%와 일관되는 값이다. 가계생산함수의 CES 계수는 실제 한국 경제의 산출물과 가계투자의 상관계수인 0.62와 모형의 그것이 일치하도록 모형 1에서는 $\lambda = -0.945$, 모형 2에서는 $\lambda = -0.9$ 로 설정하였다. 또한 시장자본의 조정비용 관련계수 γ_m 는 실제 경제시장자본의 자기상관계수와 모형의 1차 자기상관계수(AR(1))값이 일치되도록 양자 모두 1.9의 값으로 설정하였고, 주거용 건설자본의 조정비용 관련계수 γ_h 도 동일한 방법으로 모형 1에서는 1.42, 모형 2에서는 1.9로 설정하였다. 이렇듯 주거용 건설자본의 조정비용이 모형 1보다 모형 2에서 더 크게 설정된 것은 모형 2가 1990년대 들어 단독주택보다는 다가구형 주택의 건설이 증가하였음을 반영하고 있기 때문이다. 미국 자료의 연구결과에 의하면 통상 건축허가에서 완공까지 소요되는 기간이 단독주택의 경우 6.7개월인데 반해, 다가구형 주택의 경우 11개월로 더 많은 기간이 소요된다고 한다.¹²⁾ 본 연구에서는 이러한 다가구

〈표 6〉 파라미터의 값

파라미터	값
개인선호체계 및 정부부문:	
β (discount factor)	0.985
μ (market-home consumption weight)	0.614(Model 1) 0.632(Model 2)
τ_n (labor income tax rate)	0.086
τ_k (gross capital income tax rate)	0.163
시장 및 가계 생산함수:	
A (exogenous deterministic growth rate)	1.013
δ_m (market capital depreciation rate)	0.017
δ_h (home capital depreciation rate)	0.003
α (capital income share of GDP)	0.534
α_2 (capital-labor weight of home production function)	0.319(Model 1) 0.504(Model 2)
λ (CES parameter of the home production function)	-0.945(Model 1) -0.9(Model 2)
γ_m (market capital adjustment cost parameter)	1.9(Model 1) 1.9(Model 2)
γ_h (residential capital adjustment cost parameter)	1.42(Model 1) 1.9(Model 2)
충격:	
ρ_m (market shock autocorrelation)	0.95
ρ_h (home shock autocorrelation)	0.95
σ_m (standard deviation of market shock innovation)	0.019(Model 1) 0.01(Model 2)
σ_h (standard deviation of home shock innovation)	0.019(Model 1) 0.01(Model 2)
ρ_{mh} (correlation of market and home shock innovation)	0.99(Model 1) 0.8(Model 2)

형 주택의 경우, 주택건설에 더 긴 공사기간이 필요하다는 사실을 주거용 건설 투자의 조정비용이 증가하게 된 것으로 해석한다.

12) Edge(2000)의 〈표 1.2〉를 참조하였다.

가계생산함수의 자본-노동 가중치 α_2 와 시장-가계 소비가중치 μ 는 모형의 균제상태시장생산 소요시간 N_m 이 $0.3^{13)}$ 이 되고, 주거용 건설투자가 모형 1에서는 산출물의 4.93%, 모형 2에서는 산출물에 7.84%가 되도록 하는 값을 구하였다. 이 결과 α_2 는 모형 1 및 모형 2에서 각각 0.319, 0.504이며, μ 는 각각 0.614, 0.632에 해당한다.

한편, 측정된 GDP를 이용하여 계산된 솔로우 잔차(Solow residual)는 지속성이 매우 크고 자기상관계수가 기술충격이 확률적 보행을 따르는 경우와 일관된 것으로 보이나, 본 연구에서는 Cooley and Prescott(1995)를 따라 $\rho_m=0.95$ 로 가정하였다. 시장기술충격 관련 표준편차 σ_m 은 데이터의 산출물 표준편차가 모형에서 유도된 산출물 표준편차와 동일한 값을 갖도록 모형 1, 2에서 각각 0.019, 0.01로 설정하였다. 한편, Gomme, Kydland, and Rupert(2001)을 따라서 가계생산충격은 시장생산충격의 과정을 따르는 것으로 상정하여 $\rho_h=0.95$ 그리고 σ_h 는 모형 1, 2에서 각각 0.019, 0.01인 것으로 가정하였다.

시장충격 innovation과 가계충격 innovation 사이의 상관계수인 ρ_{mh} 는 모형 1의 경우 Greenwood, Rogerson, and Wright(1993)를 참조하여 0.99로 설정하였다. 반면에 모형 2의 경우에는 모형의 2차적률값들이 실제 데이터로부터 구해진 값들과 가장 가깝게 되도록 하는 값인 0.8로 가정하였다.¹⁴⁾ 이러한 모형 2에서의 시장 및 가계 충격 innovation 사이의 상관계수의 하락은 1990년대 정부정책에 따른 주거용 건설산업에 국한된 독립적인 충격의 존재를 반영하는 것이다.

13) 이는 표본기간 동안의 데이터로부터 계산된 값이며 또한 이 값은 조하현(1997)에서 사용된 값과 동일하다.

14) 가계부문의 생산함수의 경우 자본 이외의 노동이나 산출물 변수의 경우 측정이 용이하지 않아서 실제 데이터를 기반으로 한 계수의 확정이 매우 힘든 상황이다. 가계생산함수와 시장생산함수의 innovation 간의 상관계수는, 특히 그 수치를 확정하기 힘들기 때문에 본 논문에서는 1980년대의 경우 기존의 논문결과를 이용하였다. 구체적으로 Greenwood, Rogerson, and Wright는 상관계수의 값을 0, 2/3, 0.99 등을 모두 사용한 뒤 0.99의 경우가 가장 모형의 성과가 좋다고 이야기하고 있으므로, 미국 경제와 가장 유사한 모습을 보이는 1980년대의 경우 0.99의 값을 사용하였다. 그러나 모형 2의 경우 이 상관계수는 1980년대보다 낮을 것이라는 제약만 있는 상황에서 한국 경제의 1990년대에 맞는 값을 찾아야 하나 기존문헌이 존재하지 않는 관계로 모형 2의 성과가 가장 좋게 하는 값으로 임의로 취하였다. 이는 분명한 본 논문의 한계로서 이러한 free parameter를 대신할 방법을 찾는 것이 최선일 것이나 대안이 없는 현실에서 Greenwood, Rogerson, and Wright를 포함한 이전의 문헌들의 관습을 따라 모형의 성과를 가장 좋게 하는 계수를 선택하였다.

IV. 결 과

1. 기본모형—1980년대

한국 경제의 경기순환특성 중 적어도 본 논문이 관심을 두고 있는 변수들에 있어서는 1980년대가 미국의 경우와 매우 비슷하므로 본 연구에서는 1980년대를 기본모형으로 설정하였다.

〈표 7〉과 〈표 8〉은 이러한 기본모형을 이용하여 각각 44개 분기 및 33개 분기에 대해 5,000번의 시뮬레이션 실행결과들의 평균치이다. 우선 주거용 건설투자 경기선행성의 경우 〈표 3〉에서 확인하였듯이 한국의 1980년대의 경우 실제 데이터는 주거용 건설투자가 산출물을 1분기 선행하였으나, 〈표 7〉의 경우 모형 1은 주거용 건설투자가 산출물을 2분기 선행하는 것으로 나타났다. 그러나 〈표 7〉에 따르면 Y_t 와 I_{ht-2} 간의 상관계수는 Y_t 와 I_{ht-1} 의 상관계수보다 0.02 정도 크게 나타난 정도로 양자의 차이는 아주 미미함을 고려할 때, 모형 1은 1980년대의 주거용 건설투자의 경기선행성을 어느 정도 성공적으로 포착하고 있다고 판단된다.

또한 시장투자와 주거용 건설투자의 상관계수는 0.45로 양의 값을 가짐에 따라 모형 1은 일반적으로 단순한 가계생산모형의 경우에 흔히 지적이 되는 가계생산퍼즐(home production puzzle)의 문제가 발생하지 않는다. 가계생산퍼즐이란 대부분의 가계생산모형의 경우 모형이 함의하는 시장투자 및 가계투자 간의 상관계수가 데이터와 달리 음의 값을 가지는 문제점이다. 그러나 모형 1의 경우 시장 및 가계 부문의 생산함수의 충격 사이에 양의 상관관계가 존재하며, 시장

〈표 7〉 모형 1: 1980년대 기본모형 결과

$cor(I_m, I_h)$	0.45	산출물과의 교차상관계수						
변수	표준편차	x_{t-3}	x_{t-2}	x_{t-1}	x_t	x_{t+1}	x_{t+2}	x_{t+3}
Y	2.0	0.14	0.35	0.64	1.00	0.64	0.35	0.14
C_m	0.8	0.28	0.47	0.69	0.96	0.56	0.25	0.20
I_m	4.7	0.05	0.28	0.58	0.99	0.66	0.40	0.19
I_h	1.3	0.67	0.76	0.74	0.55	0.23	0.01	-0.15
N_m	0.7	-0.11	-0.30	-0.56	-0.90	-0.57	-0.32	-0.13

자본 축적이 주거용 건설자본 축적보다 더 조정비용이 소요된다는 모형의 특성으로 두 투자 간의 상관계수가 <표 4>에서 확인한 한국의 1980년대 실제 데이터의 값인 0.35와 매우 근접한 양의 수치를 보이고 있다.

시장소비의 경우 <표 4>에서 1980년대 데이터는 1분기 정도 경기에 선행하는 양태를 보이고 있다. 그러나 데이터에서 보이는 Y_t 와 C_{mt-1} 간의 상관계수는 Y_t 와 C_{mt} 의 상관계수보다 0.02 정도 크게 나타났으므로, 양자의 차이는 아주 미미함을 고려할 때, 모형 1의 경기동행의 결과는 데이터와 크게 벗어나지 않는다고 하겠다. 시장투자 역시 데이터는 1분기 정도 경기에 후행하는 모습을 보이고 있으나 데이터에서 보이는 Y_t 와 I_{mt+1} 간의 상관계수는 Y_t 와 I_{mt} 의 상관계수보다 0.06 정도로 근소하게 큰 상황이다. 그러므로 시장투자 역시 모형 1의 시장투자 경기동행성의 결과가 1980년대 데이터와 크게 벗어나지 않음을 알 수 있다.

2. 수정모형—1990년대

모형 2는 1989년 이후 실시된 주거용 건설투자의 변화를 고려하여 기본모형인 모형 1을 수정한 모형이다. 정부의 “주택 200만 호 건설 계획”의 실행에 따른 주거용 건설투자산업에 가해진 양의 충격(positive shock)은 건설투자산업 및 이와 관련된 시장부문의 산업에 가해진 충격으로서 가계생산함수의 생산성과 관련된 기술충격과는 무관한 충격이므로 이는 결국 시장부문의 기술충격과 가계부문의 기술충격 간의 상관계수의 하락을 의미한다. 구체적으로 이미 살펴본 전철의 캘리브레이션의 결과 양 부문 생산함수 기술충격 간의 상관계수는 1980년대 모형 1의 0.99에서 1990년대 모형 2의 0.80으로 하락한 값을 사용하였다. 또한 1990년대의 경우 신도시 건설에 따른 아파트 형태의 다가구주택 건설비중 증가로 주거용 건설자본, 즉 아파트 증가의 조정비용이 이전보다 증가하게 됨에 따라 모형 2에서는 시장자본 축적비용과 주거용 건설자본 축적비용 간의 차이가 별로 없는 것으로 가정하였다. <표 8>은 이러한 1990년대 수정모형에 대한 시뮬레이션 결과를 나타내고 있다.

우선 <표 8>에서 주거용 건설투자는 1990년대 데이터와 마찬가지로 경기와 동행하는 모습을 보이고 있다. 또한 산출물과 1, 2, 3분기 전, 후의 주거용 건설투자의 상관계수값들이 <표 3>에서 1990년대의 값들과 매우 유사함을 발견할 수 있으므로 모형 2는 1990년대 주거용 건설투자의 경기동행성을 성공적으로

〈표 8〉 모형 2: 1990년대 수정모형 결과

$cor(I_m, I_h)$	0.39	산출물과의 교차상관계수						
변수	표준편차	x_{t-3}	x_{t-2}	x_{t-1}	x_t	x_{t+1}	x_{t+2}	x_{t+3}
Y	1.1	0.08	0.30	0.60	1.00	0.60	0.30	0.08
C_m	0.4	0.22	0.41	0.66	0.96	0.52	0.19	-0.03
I_m	2.5	0.00	0.23	0.55	0.99	0.62	0.30	0.08
I_h	1.3	0.24	0.34	0.43	0.49	0.25	0.08	-0.04
N_m	0.8	-0.03	-0.06	-0.09	-0.14	-0.08	-0.03	0.01

잘 포착하고 있다 하겠다.

시장투자와 주거용 건설투자의 상관계수 역시 0.39로서 양의 값을 보임으로써 가계생산퍼즐의 문제가 이 경우에도 크게 나타나지 않는 것으로 보인다. 다만 모형 2의 경우 양 부문 자본축적의 조정비용이 동일하고 시장부문과 가계부문 생산함수 간의 충격의 상관계수가 감소함에 따라 두 투자의 상관계수는 모형 1보다도 더 작아지게 되어 실제 데이터상 두 투자 간의 상관계수인 0.49보다 정량적인 면에서 차이가 조금 더 확대되었다.

또한 모형 2에서의 시장소비와 시장투자는 1990년대의 실제 데이터와 동일하게 경기와 동행하는 모습을 성공적으로 재현하고 있다. 즉, 시장소비와 산출물과의 상관계수가 동일한 분기에서 가장 높을 뿐만 아니라, 산출물과 1, 2, 3분기 전, 후의 시장소비와 상관계수값들 역시 〈표 5〉에서의 실제 데이터의 값들과 매우 유사한 양태를 보이고 있음을 알 수 있다. 시장투자 역시 동일한 모습을 보여 주고 있으므로 〈표 8〉로부터 수정된 모형 2를 이용한 시뮬레이션은 한국의 1990년대 경기순환 특성과 매우 유사한 결과를 보여 주고 있음을 알 수 있다.

V. 결 론

본 논문은 주거용 건설투자의 경기선행성이 한국의 경우 시대에 따라 어떻게 변화하였으며, 이러한 변화를 실물경기변동이론의 가계생산모형을 이용하여 어떻게 설명할 수 있는지에 대하여 살펴보았다. 구체적으로 한국의 주거용 건설투자는 1970년대와 1990년대의 경우 산출물과 동행하나 1980대의 경우 선행하

는 것으로 나타난다. 논문은 이 중 1980년대와 1990년대 사이에 나타난 변화를 “주택 2백만 호 건설 계획”이라는 정부정책이 주택건설산업의 공급 측면에 미친 두 가지 효과를 모형에 명시적으로 고려하였다. 즉, 1990년대의 모형은 1980년대의 기본 가계생산모형에 시장생산부문 기술충격과 가계생산부문 기술충격 간의 상관계수의 감소와 주택자본 축적에 드는 조정비용 증가의 형태로 반영하여 모형을 설정하였다. 이 결과 기본 가계생산모형 및 조정된 모형은 각각 1980년대 및 1990년대의 주거용 건설투자의 움직임을 성공적으로 예측하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 논문의 발견은 한국 경제에 실물경기변동모형 중의 하나를 단순히 성공적으로 적용해 보았다는 차원을 넘어서, 적어도 한국의 1980년대 및 1990년대 사례의 경우 주택건설투자의 경기선행성을 time-to-build 또는 자본의 조정비용을 이용하여 설명하려는 Gomme-Kydland-Rupert의 가설을 상당부분 지지하고 있음을 보여 준다는 데 논문의 의의가 있다.

그러나 실물경기변동모형을 한국 경제에 적용한 다른 기존의 문헌과 마찬가지로, 한국 경제에 있어서 노동시장의 경직성 등의 문제로 인하여 노동시장의 경우 본 논문의 모형 역시 경기선행성 관계 및 변동성의 설명에 한계를 가진다.¹⁵⁾ 또한 가계생산모형을 이용한 기존의 문헌과 동일하게 주거용 건설투자의 변동성이 모형 1, 2 모두 실제 데이터에 비해 너무 낮게 나오는 문제점을 역시 보여 주고 있는 등의 한계를 여전히 가지고 있으므로 이를 극복할 수 있는 방안이 추후에 연구되어야 할 것이다.

한편, 본 논문은 주거용 건설투자 경기선행성의 변화 중에서 1980년대에서

15) 모형의 경우, 특히 1980년대에 있어서 데이터는 양 변수 간의 동일분기 상관계수가 0.08로서 경기비순행적(acyclical) 또는 약한 정도의 경기순행적인 모습을 보이고 있으나 모형 1은 -0.9로 매우 강한 경기역행적인 모습을 보이고 있다. 모형이 이러한 예측을 하게 되는 이유는 기본적으로 모형 1의 경우, 모형 2와 달리 시장충격 innovation과 가계충격 innovation 사이의 상관계수가 0.99로 설정되어 시장부문에 양의 충격이 오는 경우 가계 부문 역시 동일한 정도의 충격이 함께 오게 되므로 양 부문에서 모두 생산증가를 위한 자본을 증가시키려는 유인이 존재한다. 그러나 모형 1의 경우 시장자본의 조정비용이 주거용 건설자본의 조정비용보다 더 크게 설정이 되어 있으므로 결국 시장자본보다는 주거용 건설자본의 증가가 더 많이 발생하는 것이다. 이 때 가계생산함수의 CES계수가 모형 1에서는 -0.0945이므로, 즉 대체탄력성이 0.51로서 콥더글라스함수보다 더 보완적인 생산 기술을 의미한다. 그러므로 주거용 건설자본의 증가에 따라 가계부문의 노동시간도 함께 증가하게 되는데 이는 자동적으로 시장부문 노동시간의 감소를 의미하게 되므로, 논문의 모형에서는 상관계수가 음의 값을 가지게 되는 것이다. 반면, 모형 2의 경우에는 양 innovation 간의 상관계수가 0.8로 감소하여 시장부문에 양의 충격이 오더라도 가계부문에 좋은 충격이 오는 경우가 모형 1보다 작고, 또한 양 자본의 조정비용이 동일하게 설정되어 있으므로 시장자본 역시 가계자본과 마찬가지로 동일 분기에 반응하여 증가하게 되므로 이러한 음의 상관계수가 -0.14로 대폭 감소하게 되었다.

1990년대 사이의 변화에 국한하여 살펴보았다. 추후 데이터에서 보이는 1970년대에서 1980년대로의 주거용 건설투자의 경기선행성 변화의 분석을 위해서는 본 논문에서와 같은 주거용 건설투자의 변화를 고려한 주택건설산업의 공급 측면의 변화보다는 수요 측면에서 그 이유를 찾아야 할 것으로 보인다. 주거용 건설투자와 관련하여 1970년대와 1980년대 간의 가장 큰 변화 중 하나는 주택대출산업의 성장에 있다. 미국과 달리 새로 건설된 주택 대부분이 임대되기보다는 수요자에 의해 구입되는 상황은 양 시기 모두 비슷하나, 1970년대는 1980년대와 달리 주택관련 가계대출이 거의 불가능했었다. 주택구입을 위한 금융상품은 1977년 8월에야 처음으로 도입되었고 이후 국민들이 주택구입자금을 은행의 대출을 통하여 상당부분 충당하게 된 것은 1980년대에 들어서야 본격화되었기 때문이다. 그러므로 추후 연구에서는 1970년대에서 1980년대로의 주거용 건설투자의 경기선행성 변화의 분석을 위하여 CIA 조건의 완화 등을 고려한 수요 측면의 변화를 모형에 명시적으로 고려하는 것이 필요할 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

- 김민철, 「건설경기 변동의 특성」, 『건설경제』 46, 2005, 68~79.
- 김재영, 「주택부문에 대한 정부개입 효과분석」, 『국토연구』 18, 1992, 73~88.
- 남재현, 「가계생산 퍼즐에 있어서 인적자본 및 조정비용의 역할」, 『경제학연구』 53, 2005, 21~47.
- 남주하, 「자본의 한계효율 및 시간 선호율의 추정에 의한 실질금리의 적정수준 모색」, 한국경제연구원 연구보고서, 1993.
- 조하현, 「균형경기변동모형과 한국경제」, 『한국경제의 분석 3』, 1997, 29~44.
- Baxter, M., "Are Consumer Durables Important for Business Cycles?" *Review of Economics and Statistics*, 78, 1996, 147~155.
- Carey, D. and T. Tchilinguirian, "Average Effective Tax Rates on Capital, Labour and Construction," *Economic Department Working Papers* No. 258, OECD, 2000.
- Chang, Y., "Excess Volatility, and Home Production," *Journal of Monetary Economics*, 46, Comovement, 2000, 385~396.
- Christiano, L. and J. Fisher, "Tobin's q and Asset Returns: Implications for Business

- Cycle Analysis,” National Bureau of Economic Research Working Paper 5292, 1995.
- Cooley, T. and E. Prescott, Economic Growth and Business Cycle, in *Frontier of Business Cycle Research*, ed., by T. Cooley, 1995.
- Davis, M. and J. Heathcote, “Housing and the Business Cycle,” *International Economic Review*, 46-3, 2005, 751~784.
- Edge, R., “The Effect of Monetary Policy on Residential and Structures Investment Under Differential Project Planning and Completion Times,” *International Finance Discussion Papers*, 671, Board Governors of the Federal Reserve System, 2000.
- Einarsson, T. and M. Marquis, “Home Production with Endogenous Growth,” *Journal of Monetary Economics*, 39, 1997, 551~570.
- Fisher, J., “Why Does Household Investment Lead Business Investment over the Business Cycle?” *Journal of Political Economy*, 115, 2007, 141~168.
- Greenwood, J. and Z. Hercowitz, “The Allocation of Capital and Time over the Business Cycle,” *Journal of Political Economy*, 99, 1991, 1188~1214.
- Greenwood, J., R. Rogerson, and R. Wright, “Putting Home Economics into Macroeconomics,” *FRB of Minneapolis Quarterly Review*, 17, 1993.
- Gomme, P., F. Kydland, and P. Rupert, “Home Production Meets Time to Build,” *Journal of Political Economy*, 109, 2001, 1115~1131.
- Li, V. and C. Chang, “The Cyclical Behavior of Household and Business Investment in a Cash-in-advance Economy,” *Journal of Economic Dynamics & Control*, 28, 2004, 691~706.
- Pyo, H., *Estimates of Fixed Reproducible Tangible Assets in the Republic of Korea, 1953~1996*, Korea Development Institute, 1998.
- Uhlig, H., “A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamics Stochastic Model Easily,” in R. Mariman and A. Scott, ed., *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*, 1999.
- Victor E. Li. and Chia-Ying Chang, “The Cyclical Behavior of Household and Business Investment in a Cash-in-advance Economy,” *Journal of Economic Dynamics & Control*, 28, 2004, 691~706.

부 록

다음의 실질변수는 한국은행의 국민계정으로부터 구하였다. 물가는 1995년을 기준으로 하고 있다.

- 산출물: 실질GDP
- 시장소비: 최종소비지출
- 시장투자: 총고정자본형성 - 주거용 건설
- 주거용 건설투자: 주거용 건설
- 시장시간 = $\frac{\text{총월별 근무시간}}{\text{근로인구} \times 30.5\text{일} \times 16\text{시간}}$
- 월별 평균근무시간: 노동통계조사월보
- 근로인구: 한국통계정보시스템
- 15세 이상 근로연령: 한국통계정보시스템
- 시장자본: 한국의 산업별·자산별 자본스톡추계의 1953년부터 1996년까지의 자료
- 주거용 건설자본: 한국의 산업별·자산별 자본스톡추계의 1953년부터 1996년까지의 자료

「Abstract」

Does Residential Investment Lead Output?: Home Production Perspective

Jaihyun Nahm

I examined in this paper how the lead-lag relationship between output and residential investment had changed over time in Korea and how this change could be explained by using basic home production model with appropriate calibration exercise. Residential investment led output in the 1980's and it was coincident in the 1970's and 1990's. The change between the 1980's and the 1990's can be explained by considering the two impacts of the government's "Plan for building two million units of new houses" on the supply side of the residential construction industry. The model for the 1990's was recalibrated by decreasing correlation between the two innovations due to the independent shock to the residential construction industry and increasing residential capital accumulation cost due to the increased multi-family houses constructions. The benchmark model and the recalibrated model succeeded in forecasting the 1980's and the 1990's residential investment behaviors.

Keywords: residential investment, lead-lag relationship, home production model, plan for building two million units of new houses

JEL Classification: E32