

住宅金融과 住宅供給 決定要因의 時系列分析

金 寬 永

本稿는 1970~86년의 기간중 우리나라 住宅市場에서의 需要 및 供給決定要因을 분석하고 住宅關聯資金의 흐름을 年間 時系列資料를 이용하여 모형화함으로써 住宅金融의 住宅需給에 대한 영향을 알아보았다. 住宅部門 純投資로 파악된 需要側面에서는 民間消費支出로 대치된 恒常所得이 중요한 決定要因이었고 住宅部門 總投資로 파악된 供給側面에서는 住宅事業者의 期待收益率 및 住宅金融取扱機關의 자금여유 등이 중요한 결정요인으로 나타났다. 또한 本稿에서는 價値基準의 새로운 住宅價格指數를 산정함으로써 既存의 住宅研究事例에서 지적되어 온 住宅價格에 대한 資料不在를 극복하였다.

주었는가를 알아보는 데 있다.

住宅部門에 대한 既存의 연구들은 新築住宅棟數 및 住居用 建築許可延面積 등 주로 量的인 면에서의 住宅需給關係에 主안점을 두었으며 住宅金融部門은 등한시하였다. 本稿에서는 이러한 量的인 측면에서의 주택부문의 분석에서 벗어나 國民所得計定上의 住宅投資를 대상으로 한 주택부문의 분석과 아울러 주택금융과 관련된 變數들이 住宅의 需要와 供給에 미치는 영향을 構造的으로 파악하여 우리나라의 住宅 및 住宅金融市場의 模型을 제시하고자 한다. 이와 더불어 기존의 연구들이 住宅價格에 대한 資料不在 때문에 분석에 많은 制約을 받았던 것을 감안하여 本稿에서는 價値基準의 새로운 住宅價格指數를 算定함으로써 住宅金

I. 序 論

本稿의 目的은 住居서비스의 需要 및 供給과 이에 따른 住宅建設資金 및 住宅購入資金의 흐름이 어떠한 要因들에 의하여 결정되는가를 설명하고 특히 1980년대 이후 두드러진 住宅金融의 확대가 住宅需給에 어떠한 영향을

筆者：本院 研究委員

* 草稿를 읽고 비평해 준 李元暎, 朴元巖 博士, 그리고 세미나에 참석하여 주신 모든 분들에게 感謝를 표한다.

融과 住宅部門에 대한 좀더 포괄적인 분석을 하고자 한다.

第Ⅱ章에서는 住宅市場의 構造를 理論적으로 설명하고, 이러한 이론적 모형을 기초로 住宅 및 住宅金融市場을 같이 實證分析할 수 있는 모형으로 定型化한다. 第Ⅲ章에서는 住宅價格指數의 算出方法을 포함하여 實證分析에 사용될 變數들의 定義 및 資料出處를 밝히고 第Ⅳ章에서는 1970~86년 사이의 時系列資料를 이용한 計量分析結果를 논의한다.

Ⅱ. 模型의 定立: 理論的 考察

1. 住宅需給의 메카니즘

住宅 및 住宅金融市場의 計量經濟模型을 설정하기에 앞서 우선 住宅 및 住宅金融市場의 메카니즘부터 살펴보기로 한다. 한 國家經濟에 있어서 住宅部門은 다음과 같은 4개의 서로 연관된 요인으로 구성되어 있다고 볼 수 있다. 첫째 기존 住宅在庫로부터의 住居서비스에 대한 需要와 供給, 둘째 住宅關聯資金의 循環, 셋째 新規建設, 增築, 改築 그리고 既存住宅의 減價償却 및 消滅 등을 포함한 住宅建設의 플로우生産(flow production), 넷째 住宅建設에 投入되는 生産要素의 흐름 등이다.

本稿에서 다룬 模型의 基本構造는 상기한 4개의 상호 연관된 요인이 서로 유기적으로 연결되어 住宅部門을 이루고 있다는 假說에 기초를 두었다. 즉 어느 시점에서 住居서비스에 대한 需要와 함께 住宅의 價格을 결정하는 住宅在庫가 존재하고 있는 한편 이 住宅價格은

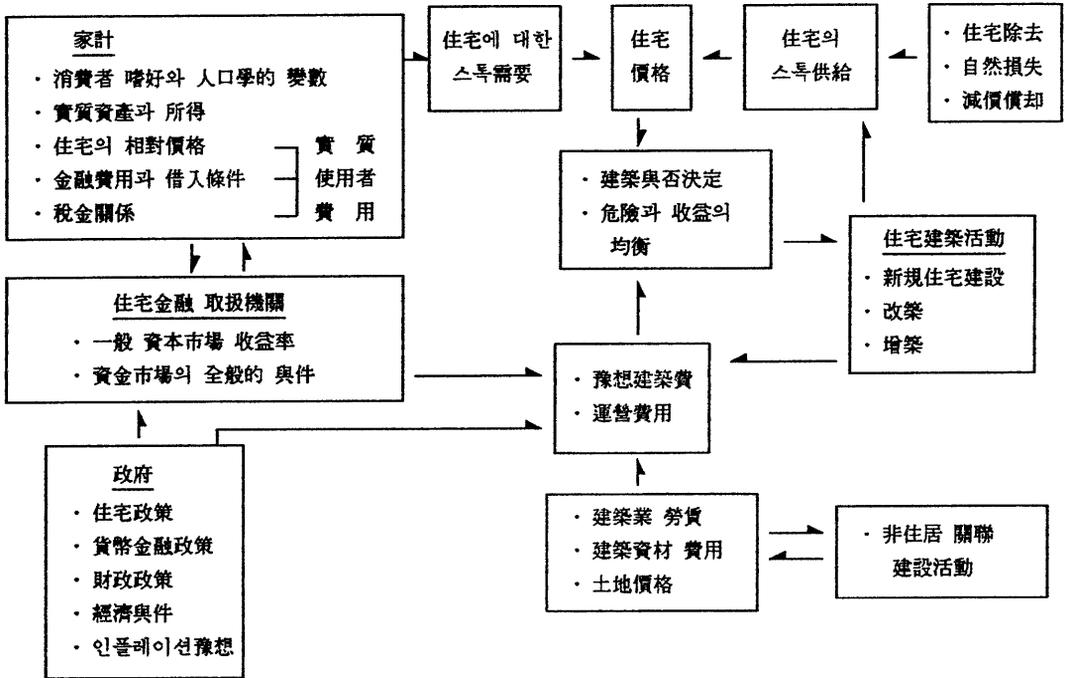
建築, 土地 및 金融費用 등 諸般費用과 더불어 주택건설업자들이 공급하는 新規住宅의 量을 결정한다. 다시 말해서 新規住宅의 建築物量은 주택건설업자의 收益성과 金融市場의 與件에 의해 좌우된다.

또한 이 과정에서 金融變數들이 資本市場을 통해 實物部門인 住宅市場에 연결되는데 資本市場에서는 住宅金融(住宅購入資金 및 住宅建設資金)의 費用과 利用可能額(availability)이 결정된다. 이 住宅金融의 利用可能額은 金融機關의 자금여유나 그들의 投資포트폴리오(portfolio) 규모에 의해 결정되며 費用은 市中資金 事情에 의해 결정된다. 住宅의 供給은 前期의 供給과 新規住宅建築量에 의존한다. 한편 住宅의 建築費用은 建設業의 時間當 平均賃金, 金融費用, 建設業種의 景氣 그리고 土地價格에 의해 결정된다고 할 수 있다.

이상과 같은 住宅 및 住宅金融部門의 메카니즘은 [圖 1]에 더 명확히 나타나 있다. [圖 1]의 右側에서부터 살펴보면 주택의 가격은 住宅스톡에 대한 需要와 供給의 상호작용에 의해 결정되며 住宅스톡의 공급은 전기의 주택 재고, 증축, 개축, 신축, 그리고 소멸 등에 의해 결정된다. 新規住宅의 供給量은 住宅의 價格과 建築費用과의 차이에 의해 결정되는데 이것이 주택건설업자의 利潤-危險負擔 意思決定(profit-risk decision)과정이다. 住宅스톡에 대한 需要는 恒常所得 및 人口學的 要因과 더불어 自家住宅 所有者들의 實質使用者費用(real user cost)에 의하여 결정되는데 實質使用者費用은 住宅價格의 期待上昇幅, 一般物價의 期待上昇率, 住宅關聯資金의 費用과 利用可能額, 稅制關係 등¹⁾ 제반요인에 의존한다.

한편 住宅建築費는 建設業種의 평균임금, 건

[圖 1] 住宅 및 住宅金融部門의 構造的 關係



축자재 가격, 금융비용, 토지 가격, 그리고 건설업 경기에 따라 결정된다. [圖 1]의 왼편은 金融部門을 나타내고 있는바 公共部門으로부터의 주택관련자금의 공급량은 政策變數이다.

住宅關聯資金貸出에 대한 需要는 기존주택 재고로부터의 住居서비스에 대한 需要에 의존하며 반면에 주택관련자금의 공급은 住宅金融貸出에 대한 收益率 및 一般 金融市場與件에 달려 있다.

이상의 유기적 관계를 기초로 本稿에서는 住宅市場의 스탁需要와 스탁供給의 部門調整模型(partial adjustment model)을 배경으로 住居서비스生産의 흐름에 분석의 초점을 두었

다. 住宅金融部門은 住宅銀行의 住宅關聯資金의 흐름을 바탕으로 模型에 투입되었다. 本稿에서는 상기한 住宅 및 住宅金融部門의 유기적 관계를 중심으로 하여 住宅 및 住宅金融市場을 다음의 4개의 소부문으로 축소함으로써 模型定立問題를 單純化하였다.

첫째로, 需要側面에서는 住宅스톡 또는 住居서비스에 대한 實質需要(real demand)가 恒常所得(permanent income) 또는 資産蓄積의 정도, 諸般 人口學的變數들(demographic variables), 他財貨에 대한 住宅의 相對價格, 그리고 使用者의 資本費用(user cost of capital) 등에 의존한다고 가정하였다. 이 使用者의 資本費用은 名目貸出金利, 期待物價上昇率, 實質稅率 및 住宅의 維持·補修에 필요한 비용

1) 住宅에 관련된 稅로는 讓渡所得稅, 取得稅, 財産稅 등이 있다.

등의 함수로 볼 수 있다. 또한 住宅金融의 利用可能額(availability)은 주택의 공급에는 영향을 주지 못하고 단지 住宅스톡에 대한 需要에 단기적인 영향만 미친다. 그러나 장기적으로 信用割當(credit rationing) 또는 資本市場에서의 여타 제약조건들이 소비자들의 需要性向만이 아니라 앞으로의 住宅建設에 영향을 줄 주택건축업자들의 성향도 바꿈으로써 新規住宅生産 흐름에 영향을 미친다고 볼 수 있다. 단기적으로 볼 때 공급이 고정되어 있어 住居서비스에 대한 需要가 均衡住宅價格을 결정할 것이며 이러한 在庫住宅價格, 期待物價上昇率 등을 기초로 住宅所有者와 賃借者 사이의 機會費用을 같게 해주는 傳賃價格 등도 결정될 것이다.

둘째로, 供給面에서 住宅스톡部門을 살펴보면 기존 住宅在庫供給의 實質價値는 短期에는 고정돼 있다고 보아도 무방하다. 따라서 住居서비스의 實質供給(real supply)은 短期에는 非彈力的이다. 장기로 보아서는 이 供給曲線이 新規住宅生産으로 인해 본래의 右上向 모습으로 될 것이다. 여기서 新規住宅生産이란 住宅의 신축, 증축, 개축, 기존주택의 감가상각과 소멸 및 철거 등을 모두 포함한 것이다.

세째로, 住宅生産部門인데 住宅生産의 供給(즉 單位期間當 住宅建設 플로우의 實質價値)은 상당히 彈力的이라고 가정할 수 있다. 住宅의 價格이 기존 스톡供給과 스톡需要에 의해 결정된다는 가설하에서 주택의 가격이 어떤

限界의인 危險調整收益率(a threshold risk adjusted rate of return)과 같거나 이보다 크다고 가정하면 新規生産은 既存 스톡의 供給이나 需要에 비해 상대적으로 價格變化에 민감하다고 할 수 있다. 물론 신규생산은 시차를 두고 이루어진다. 일반적으로 단독주택의 경우 경제여건의 파악, 신축계획의 결정, 그리고 완공후 공급 사이에 1~3分期 정도의 시차가 존재하며 공동주택의 경우는 4~5分期의 시차가 있다고 본다. 한편 住宅스톡價格이 너무 낮다면 新規生産은 이루어지지 않을 것이다. 이상과 같이 住宅에 대한 需要가 변화하였을 경우 需要나 供給이 균형에 이르기까지는 상당한 시차가 존재하므로 실제로 住宅의 供給權자들이 어느 適正在庫水準 혹은 適正供給規模를 결정한다고 가정할 수 있으며 이 適正在庫水準 혹은 適正供給規模는 實質金利, 既存 住宅스톡의 價格, 그리고 投入要素費用 등의 函數로 본다.

住宅部門에 관련된 金融部門은, 첫째 住宅의 買入에 소요되는 資金과, 둘째로 住宅의 建築에 필요한 資金 등 크게 두 부문으로 나눌 수 있다. 이 중 중요한 것은 住宅의 買入資金의 흐름에 관한 것인데 住宅의 買入時 資金構成이 우리나라의 경우 自己資金이 반 이상을 차지하고 있어 상대적으로 주택금융의 중요성이 그간의 분석에서 저평가되어 왔다. 그러나 최근 들어 주택금융에 대한 인식과 관심이 높아지고 있어 이에 대한 분석의 필요성이 대두되고 있다.

우리나라의 경우 아직 抵當市場이 발달되어 있지 않기 때문에 住宅金融이 住宅實物部門에 끼치는 영향²⁾에 대한 정확한 실증분석은 어려우나 本稿에서는 國民住宅基金을 통한 주택건

2) 住宅金融이 住宅供給에 끼치는 영향에 대해서 經濟學者들 사이에 많은 논란이 있어 왔는데 「로젠」(Jaffee and Rosen, 1979) 등은 住宅金融의 供給이 住宅의 供給에 상당한 영향을 준다고 주장하는 반면에 「멜저」(Arcelus and Meltzer, 1973) 등은 住宅金融의 利用可能性이 住宅供給에 전혀 영향을 주지 않으며, 때문에 住宅金融部門의 信用割當도 존재하지 않는다고 주장하였다.

설자금의 대출과 더불어 주택은행의 자금여유, 나아가 住宅購入을 위한 民營住宅資金의 증감이 住宅市場의 여건을 변화시킨다는 假說下에 模型을 整理하였다.

이상의 4개 소부분을 기초로 本稿에서는 住宅 및 住宅金融市場을 스톡-플로우 部分調整 模型을 이용하여 模型化하였다. 즉, 어느 일정 시점에서 住宅스톡에 대한 需要와 더불어 既存 住宅스톡이 名目住宅價格과 空家率³⁾ (vacancy rate)을 결정한다. 住宅建設業者는 이윤과 위험부담을 비교하고 또한 住宅價格 및 空家率을 토지구입비, 노임, 금융비용 등 建築費用과 비교하여 실제로 건축할 住宅規模 및 棟數를 결정한다. 이 住宅建設物量은 住宅購入資金의 비용 및 이용가능액에 의해서도 영향을 받게 되는데 이 경로로 金融變數들이 住宅市場과 住宅金融部門을 연결하게 된다. 주택금융의 이용가능액은 金融政策 및 住宅金融取扱 金融機關의 자금여유 및 그들의 포트폴리오規模 등에 의존하고 주택금융의 비용은 일반 자본시장 여건에 따라 결정된다.

2. 構造方程式

이상과 같은 住宅部門의 메카니즘을 模型化하면 다음과 같은 5개의 간단한 構造式으로 표현된다.

$$H_t^D = H^D(Y^D, DEMO, UCOST, KHB,$$

$$H_{t-1}^A) \dots\dots\dots(1)$$

$$h_t^D = \alpha(H^{D*} - H_{t-1}^A) + \beta H_{t-1}^A \dots\dots\dots(2)$$

$$h_t^S = h^S(P_H^S / COST, CRD, Y, h_{t-1}^S) \dots\dots(3)$$

3) 住宅普及率이 현저히 낮은 우리나라의 경우 空家率보다는 新規住宅 未分讓率이 더 적합한 指標라고 볼 수도 있다.

$$\Delta KHB = f_1(r_m - r_H, SFLOW, NHF, OTHER) \dots\dots\dots(4)$$

$$SFLOW = f_2(r_m - r_{DEP}, DEP_{t-1}, Y, MS) \dots\dots\dots(5)$$

式(1)은 住宅스톡에 대한 需要函數이다. 즉 t 期の 住宅스톡에 대한 需要(H_t^D)는 恒常所得(Y^D) 혹은 蓄積된 資産에 의해 우선적으로 영향을 받게 되는데 住宅에 대한 장기적 수요라 할 수 있는 住宅스톡에 대한 수요는 恒常所得의 증가와 더불어 증가할 것이다. 한편 人口學的 變數로는 總人口 중 25세에서 44세 사이의 인구가 차지하는 比率($DEMO$)이 사용되었는데 이는 이 연령층이 주택에 대한 수요가 가장 활발한 계층으로 판단되었기 때문에 需要方程式에 포함되었다. 한편 一般財貨의 需要函數에서의 가격에 상응하는 변수로서 機會費用의 意味를 가지는 實質使用者費用($UCOST$)은 住宅스톡에 대한 需要와 正의 關係를 갖는다. 주택금융의 이용가능성 또한 주택에 대한 수요와는 正의 關係를 갖는다는 가설하에 住宅金融貸出金(KHB)이 포함되었다. 후에 실제 實證分析에서는 플로우概念의 住居서비스에 대한 需要(h_t^D)가 從屬變數로서 사용되는데 이는 住居서비스의 순간적인 플로우가 既存 住宅스톡에 정비례한다는 가정하에 이루어졌다.

式(2)는 「스톡」部分調整模型(stock partial adjustment model)이다. 즉 주택건축활동은 實際住宅在庫와 均衡住宅在庫와의 차이에 의존한다. α 는 調整速度(speed of adjustment)를 나타내는 係數인데 實質利率 등 국내경기의 好況 정도를 나타내는 기본적인 변수들의 함수라고 본다. 마찬가지로 β 는 單位時間當

減價償却率을 나타내며 既存住宅在庫에 비례한다. 또한 市中資金事情이 스톡-플로우의 調整速度를 변화시킴으로써 式 (2)에 영향을 줄 수 있다.

既存住宅스톡은 단기간에는 고정되어 있다고 가정되며 장기적으로는 주택신축을 통해 변화한다. 式 (3)은 供給側面에 대한 調整式 (adjustment equation)이다. 住宅스톡에 대한 공급이 非彈力的인 반면에 주택에 대한 신축활동으로 대변되는 供給플로우 (h^s_t)는 彈力的이다. 즉 供給은 期待收益率과 正의 關係를 갖게 되는데 주택건축업자의 주택가격상승에 대한 期待 (P^R_H)가 클수록, 그리고 諸般工事費用 (COST)이 적게 들수록 증가할 것이다⁴⁾. 현재의 所得 (current income)은 供給側面에서 보면 住宅建設投資의 단기적 결정요인으로 볼 수 있다. 住宅建設業者들은 건설계획을 불황시에 세우게 되고 호황이 되어 소득의 증대가 예상되면 건설계획을 앞당겨 추진하거나 이미 계획된 것보다 高價値의 주택을 건설하게 된다. 반대로 소득의 감소가 예상되면 반대현상이 일어난다. 이렇게 하여 시차가 거의 없거나 극히 짧은 시차 (lag)를 가진 所得變數가 住宅建設 供給方程式에서 적절한 변수이다. 그러나 현재의 소득은 공급의 장기적 결정요인이 될 수는 없다. 즉 現在所得 (Y)은 建築棟數보다는 주로 건설된 주택의 總價値에 영향을 주게 된다. 또한 住宅供給은 建築關聯資金 및 購入關聯資金의 利用可能性에 의해서도 영향을 받는다. 이는 「구텐타그」 (Guttentag, 1961)의 剩餘使用者假說 (residual user hy-

pothesis)에 따른 것인데, 즉 주택부문은 投資順位가 가장 낮은 部門 (residual claimant of investment resources)이기 때문에 경제 일반부문 景氣循環의 低點에서 住宅投資財源이 가장 손쉽게 마련되며 경기가 호황국면으로 접어들면 주택부문 투자는 상대적으로 줄어든다. 즉 住宅建築業者는 剩餘投資財源이나 建築資材 등을 공급받는다. 따라서 이 假說에 의하면 非住居部門 建設活動이 주택건설 투자재원이나 자재 등의 주요한 경쟁자가 된다. 만약 이 가설이 사실이라면 住宅景氣의 下降時點 정도가 機械設備 혹은 工業用 固定資本形成의 증가와 직접적으로 연결된다고 볼 수 있다. 따라서 本稿에서는 民間設備投資의 對 GNP比率를 住宅部門 投資財源 利用可能性의 指標로 사용하였는데 住宅供給플로우와 負의 關係를 갖는다고 본다.

式 (4)와 (5)는 住宅金融部門인데 주택금융시장은 수요와 공급이 關聯市場으로부터 유추된 관계이기 때문에 住宅金融市場을 일반적인 수급관계로 模型化하는 데에는 문제점이 있다. 本稿에서는 住宅金融市場의 需要-供給均衡이라는 틀 안에서, 均衡住宅金融 供給量과 住宅金融取扱 金融機關으로의 預受金 流入量에 대한 추정식으로 金融部門을 모형화하였다. 더 구체적으로 수요면에서는 住宅景氣, 공급측면에서는 預受金 流入의 흐름에 의해 영향을 받는다. 住宅景氣와 預金流入은 또한 그 자체가 상당히 오르내리기 때문에 일반적으로 주택금융에 대한 貸出利率은 비슷한 만기의 대출금에 대한 一般資金市場에서의 이자율과 큰 상관관계를 갖고 있다. 그러나 현재 우리나라 제도하에서는 이자율이 시장에서 결정되지 않고 通貨當局에 의해 告示되기 때문에 우리

4) 住宅新築을 통한 供給플로우가 彈力的이므로 住宅新築은 수요에 의해 결정되며 이렇게 하여 住宅價格上昇率이 수요를 통해 공급에 영향을 미친다.

나라 住宅金融市場에서는 一般資金市場의 利率(예컨대, 會社債 收益率 또는 私債利率)과 住宅金融의 利用可能額이 더욱 중요한 요인으로 작용하여 왔다. 일반적으로 住宅金融市場에서 超過需要가 존재할 때 이에 상응하는 利率 上昇이 이루어지지 않는다면 非價格割當(non-price rationing)이 한정된 자금을 배분하기 위해서 행해진다. 割當하는 방법은 원인에 따라 다양하다. 예를 들어 緊縮通貨政策時에는 첫째로 件當融資額이 줄어들게 되고, 둘째로 용자금을 필요로 하는 潛在的借入者를 말살시킨다. 融資期間을 단축한다든지 등등의 여러 제약이 住宅金融에 대한 "有效" 需要를 감소시키게 된다. 현실적으로 이러한 非價格割當은 價格變化(다시 말해서 利率變化)와 동일한 결과를 낳게 하고 나아가 주택에 대한 수요도 변화시킨다. 이처럼 우리나라에서 주택관련자금의 공급량은 이자율보다는 利用可能額에 의해 영향을 크게 받게 된다.

이러한 住宅金融이나 다른 資金源의 이용가능성에 대한 측정은 여러 가지 각도에서 검토되나 本稿에서는 주택금융대출과 正의 關係를 갖는 住宅金融取扱機關으로의 預受金 流入을 이용가능성의 內生的 市場尺度로 사용했으며 國民住宅基金으로부터의 資金供給은 住宅金融市場部門에서 外生的 政策變數(exogenous policy variable)로 간주되었다. 또한 주택금융의 공급액은 一般資金市場에서의 자금사정에 의해서도 영향을 받는데 本稿에서는 資金

市場 與件을 나타내는 指標로 余額不渡率을 사용하였다⁵⁾.

한편 住宅金融取扱機關으로의 預受金 流入量에 대한 推定式인 式(5)은 일반적인 예수금 추정식으로 1인당 국민소득, 시중금리와 金利差, 前期의 預受金殘額, 그리고 市中資金事情을 나타내 주는 通貨供給量(MS) 등의 函數로 이루어진다고 보았다.

이상의 주택 및 주택금융부문의 관계식들을 實證分析에서 추정할 構造式들로 變形하면 다음과 같은 式(6)의 住宅需要函數, 式(7)의 住宅供給函數, 式(8)의 住宅關聯資金 供給函數, 또한 式(9)의 住宅金融機關으로의 預受金 流入函數로 축소된다. 모든 플로우와 스톡變數들은 다른 특별한 설명이 없는 한 實質金額이며 趨勢變化(trend movement)를 제거하기 위하여 1인당으로 표시하였다⁶⁾. 또한 1971년과 1978년 중에 실시된 不動產投機抑制綜合對策이 주택부문에 미친 효과를 알아보기 위해 상기한 기본방정식에 DUM1 과 DUM2 라는 假變數를 첨가하였다.

式(6)은 式(1)을 (2)에 대입하여 만들어졌다. 恒常所得의 代用變數로서 1인당 實質民間消費支出이 사용되었고 使用者費用은 한 단위의 住宅資本(housing capital)을 1년간 보유·유지하는 總費用으로 정의되었는데 이것은 利率, 財產稅率, 減價償却比率과 補修·維持費用 등을 합한 후 住宅價格 上昇幅을 뺀 수치이다. 다른 변수들은 변수설명에 나와 있는 그대로이다.

式(7)은 (3)을 이용하여 만든 住宅供給函數인데 앞서 언급하였듯이 제반 제약조건으로는 國民總生産中 固定資本形成이 차지하는 비중과 住宅銀行 預受金 流入額이 사용되었다.

5) 資金市場의 여건을 나타내는 指標로는 余額不渡率 외에도 會社債收益率, 私債利率 등이 있으나 本稿에서는 構造式에 이자율에 관한 說明變數가 이미 존재하므로 余額不渡率을 채택하였다.

6) 名目總量變數를 GNP디플레이터(deflator)로 나누어 實質總量變數를 구한 후 이를 다시 年央人口로 나누어 1인당 실질가치를 구하였다.

式 (8)은 從屬變數가 주택은행의 民營住宅 資金貸出金の 年間供給額인 貸出金供給函數이며 式 (9)는 주택은행으로의 예수금 유입액 결정식인데 각각 式 (4)와 (5)를 풀어 쓴 것이다. 주택은행 예수금 유입액(SFLOW)은 住宅供給函數와 住宅金融貸出金函數의 說明變數에 포함되어 있으므로 실증분석에서는 式 (9)를 먼저 추정한다. 한편 각 변수 위에 나타난 符號는 앞서 설명한 변수들간의 관계를 표시한 回歸係數의 符號(즉 部分微分符號)이다.

$$h_t^d = a_0 + a_1 Y_t^{(+)} + a_2 DEMO_t^{(+)} + a_3 UCOST_t^{(-)} + a_4 H_{t-1}^{(-)} + a_5 KHB_t^{(+)} + a_6 DUM_t^{(-)} + e_t^d \dots \dots \dots (6)$$

$$h_t^s = b_0 + b_1 (P_H^R / COST)_t^{(+)} + b_2 CRD1_t^{(-)} + b_3 CRD2_t^{(+)} + b_4 Y_t^{(+)} + b_5 h_{t-1}^{(+)} + b_6 DUM_t^{(-)} + e_t^s \dots \dots \dots (7)$$

$$\Delta KHB = c_0 + c_1 SFLOW_t^{(+)} + c_2 NHF_t^{(+)} + c_3 (r_m - r_H)_t^{(+)} + c_4 BOUNCE_t^{(-)} + c_5 DUM_t^{(-)} + e_t^k \dots \dots \dots (8)$$

$$SFLOW = d_0 + d_1 (r_m - r_{DEP})_t^{(-)} + d_2 DEP_{t-1}^{(-)} + d_3 Y_t^{(+)} + d_4 MS_t^{(+)} + d_5 DUM_t^{(-)} + e_t^f \dots \dots \dots (9)$$

Ⅲ. 變數定義, 資料 및 記述統計量

實證分析에 앞서 추정에 사용된 變數들의 定義 및 資料出處를 살펴보겠다. 우선 모든 金額表示變數들은 經濟行爲의 결정요인인 實質變數들로 이루어졌으며 實證分析에는 1970년에서부터 1986년까지의 年間資料가 사용되었다.

1. HA, HD, HS

우선 從屬變數를 살펴보면 住宅市場을 연구하는 데 중요한 쟁점중의 하나가 從屬變數로서 어떤 자료를 이용하는가 하는 것이다. 왜냐하면 住宅이라는 財貨는 棟數로 파악될 수도 있고 面積으로 파악될 수도 있으며 住宅이 지니는 實質價値로도 파악될 수 있기 때문에 처음부터 測定問題(measurement problem)가 일어난다. 新築住宅棟數 등 棟數를 이용하는 가장 큰 장점은 자료의 취득이 용이하다는 데에 있다. 그러나 불행히도 新築住宅棟數 데이터는 住宅스톡의 質的인 변화 등을 설명하지 못하는 단점이 있다. 때문에 本稿에서는 실증분석을 위한 주된 從屬變數로서 住宅建築의 實質價値와 住宅在庫의 實質價値를 선택하였다. 플로우인 HD와 HS, 스톡인 HA 모두 實質價値를 사용하였고 趨勢(trend)를 제거하기 위해 총인구로 나누어 주었다.

HA : 우리나라 住宅의 總實質價値(千원)

1977년도 國富調査를 기초로 하고

그 이외의 年度는 價格變動과 住宅部門 純投資額을 加減함으로써 만들어졌음.

HS : 住宅供給. 國民所得計定上の 住宅部門 民間固定資本形成(千圓)
韓國銀行, 『韓國의 國民所得』, 各年度

HD : 住宅需要. HS에서 住宅部門의 減價償却을 除한 純生産額(千圓)
韓國銀行, 『韓國의 國民所得』, 各年度⁷⁾

2. P_H

일반적으로 價格指數는 財貨의 相對價格을 기준연도의 상대가격과 비교하여 만든다. 그러나 이러한 방법은 일정기간 동안의 住宅賣買에 대한 광범위한 표본조사가 없었기 때문에 住宅價格指數의 산정에는 부적당하다. 때문에 本稿에서는 「바티아」(Kul B. Bhatia, 1971)가 제시한 방법에 의거하여 다음과 같은 價值基準 住宅價格指數(housing price index)를 산출하였다.

V_t : t 年度末의 住宅의 總市場價值

N_t : t 年度에 純生産된 주택의 總市場價值

A_t : t 年度の 住宅價格 上昇分(V_t 중에서)

P_t : t 年度の 平均住宅價格

Z_t : V_t 의 數量成分

V_t 와 N_t 는 "價格" 成分(price component)과 "數量" 成分(quantity component)으로

7) 주택건축업자는 주택의 總生産量에 대해서 결정을 내리나 스독需要 調整過程은 純生産量에 의해 결정되는 스독의 純變化分에 의존하므로 本稿에서는 住宅部門 總投資를 供給으로 보고 純投資를 需要로 보았다.

구분된다. 즉,

$$N_t = P_t(Z_t - Z_{t-1}),$$

$$V_t = P_t Z_t \text{이고}$$

$$A_t = V_t - V_{t-1} - N_t$$

$$\begin{aligned} (A_t/V_{t-1}) &= (V_t - N_t)/V_{t-1} - 1 \\ &= P_t Z_{t-1}/P_{t-1} Z_{t-1} - 1 \\ &= P_t/P_{t-1} - 1 \end{aligned}$$

따라서 $(P_t/P_{t-1}) = (A_t/V_{t-1}) + 1 = r_t$

I_t 를 t 年度の 住宅價格指數라 하고 b 年度를 基準年度라 하면

$$I_t = \prod_{i=0}^{t-b-1} r_{t-i} \quad \text{for } t > b$$

$$I_t = \prod_{i=1}^{t-b} (1/r_{t+i}) \quad \text{for } t < b$$

따라서 V_t 와 N_t 에 대한 적절한 統計資料만 있으면 價值基準의 住宅價格指數를 산출할 수 있는 것이다. 本稿에서는 國民所得計定上の 住宅部門 民間固定資本形成에서 減價償却을 제외한 부분을 N_t 로 사용하였다. V_t 에 대해서는 1977년도 國富調查統計中 住宅資産總額을 기준으로 하여 물가변동과 N_t 를 加減함으로써 V_t 시리즈를 만들어 사용하였다. 이렇게 하여 만든 새로운 住宅價格指數의 上昇率과 기존에 住宅價格指數로 대응되어 오던 消費者物價指數中 住居費部門과 住宅部門디플레이터의 上昇率을 비교한 表가 <附錄>에 나타나 있다.

3. UCOST

住宅模型을 다루는 데 있어서 또 하나의 문제점은 인플레이션과 名目利率 사이의 관계이다. 일반적으로 인플레이션은 稅後實質使用者費用(after tax real user cost)을 감소시킨다고 알려져 있다. 이는 일반적으로 물가상

승은 주택가격의 상승(非課稅對象)을 가져오지만 物價上昇幅만큼의 名目利子率上昇은 이루어지지 않기 때문이다. 住宅이라는 財貨는 減價償却을 무시하면 계속적인 實質서비스를 제공하는 實物財貨이어서 장기적인 稅後實質使用者費用의 변화는 인플레이션이나 名目利子率의 변화보다는 상대적으로 큰 영향력을 가진다. 따라서 實質使用者費用이 住宅에 대한 需要推定에 있어서 중요한 說明變數라고 말할 수 있다. 本稿에서는 實質使用者費用을 다음과 같이 정의하여 사용하였다.

$$UCOST = i+t+m+d-a$$

i = 銀行金利 ; 韓國銀行, 『經濟統計年報』, 各年度.

t = 財産稅率 ; 財務部

m = 住宅維持 및 補修費用 ; 經濟企劃院, 『都市家計年報』, 各年度.

d = 減價償却率 ; 韓國銀行, 『韓國의 國民所得』, 各年度.

a = 住宅價格上昇率 ; 住宅價格指數

4. $SFLOW$, KHF , KHB , DEP , $CRD1$, $CRD2$, $SPREAD$

住宅銀行이 住宅金融市場의 80% 이상을 점하고 있기 때문에 本稿에서는 주택은행의 자금만을 분석의 대상으로 하였다. 즉, 住宅金融供給額은 주택은행의 民營住宅資金의 貸出實績을, 그리고 住宅金融機關으로의 預金流入量은 주택은행의 預金實績을 사용하였다. 한편 주택사업자에게 대출되는 國民住宅基金도 外生變數로 포함되었고 利子率로는 주택은행의 貸出金利가 이용되었으며 모든 자료는 주택은

행의 『업무통계연보』(각년도)에서 인용하였다

DEP : GNP 디플레이터로 나누어 준 國民 1人當 實質住宅銀行 預受金殘額(千圓/人)

KHB : GNP 디플레이터로 나누어 준 國民 1人當 實質住宅銀行 民營住宅資金 貸出金殘額(千圓/人)

KHF : GNP 디플레이터로 나누어 준 國民 1人當 實質國民住宅基金 住宅建設資金(千圓/人)

$SFLOW$: ΔDEP (千圓/人)

$CRD1$: 國民所得計定上の 民間設備投資의 對GNP比率(%)

$CRD2$: $SFLOW$ 와 동일

$SPREAD$: 市中私債利子率과 公金利와의 差異(%)

5. Y^P , Y

앞서 언급하였듯이 住宅스톡에 대한 장기적인 需要는 恒常所得 혹은 蓄積된 資産에 의해 결정된다. 즉 현재의 소득은 住宅스톡需要推定에 있어서 獨立變數 중 아주 작은 부분만을 차지한다. 그러나 現在所得(current income)은 供給側面에서 보면 住宅建設投資의 단기적 결정요인으로 볼 수 있다. 住宅建設業者들은 건설계획을 불확시에 세우게 되고 호황이 되어 소득의 증대가 예상되면 건설계획을 앞당겨 추진하거나 이미 계획된 것보다 高價値의 주택을 건설하게 된다. 반대로 소득의 감소가 예상되면 반대현상이 일어난다. 이렇게 하여 시차가 거의 없거나 극히 짧은 시차(lag)를 가진 所得變數가 住宅建設供給方程式에서 적절한 변수이며 現在所得은 공급의 장기적 결

정요인이 될 수는 없다. 즉 現在所得은 建築棟數보다는 주로 건설된 주택의 總價値에 영향을 주게 된다. 때문에 住宅需要推定에는 恒常所得에 해당되는 Y^P 를 사용하였고 住宅供給推定에는 現在所得에 해당되는 Y 를 사용하였으며 자료출처는 韓國銀行, 『韓國의 國民所得』, 各年度이다.

Y : 1人當 實質國民所得 (千圓/人)

Y^P : 1人當 實質民間消費支出 (千圓/人)

6. 其他

$COST$: 坪當 標準工事費; 住宅銀行, 『業務統計年報』, 各年度.

CPI : 全都市 消費者物價指數; 經濟企劃院, 『韓國統計年鑑』, 各年度.

$M2$: GNP 디플레이터로 나누어 준 1人

當 總通貨 平殘 (千圓/人); 韓國銀行, 『經濟統計年報』, 各年度.

$BOUNCE$: 金額基準 全國 어음不渡率 (%); 韓國銀行, 『經濟統計年報』, 各年度.

$DEMO$: 우리나라 總人口중 25세~44세까지의 人口가 점하는 比重은 1970, 1975, 1980, 1985년도의 人口「센서스」를 基準으로 補間法에 의하여 작성하였음; 經濟企劃院, 『經濟統計年鑑』, 各年度.

$DUM1$: 假變數. 1972년과 1973년은 1이고 그 이외의 연도는 0임.

$DUM2$: 假變數. 1979년과 1980년은 1이고 그 이외의 연도는 0임.

$DUM3$: 假變數. 1983년과 1984년은 1이고 그 이외의 연도는 0임.

〈表 1〉 變數들의 平均, 標準偏差 및 變異係數 : 1970~86

	單位	平均	標準偏差	變異係數
HA	千圓/人	839.1	117.1	0.140
HS	千圓/人	50.14	18.06	0.360
HD	千圓/人	34.77	16.13	0.464
$DEMO$	%	26.55	1.839	0.069
$UCOST$	%	11.96	6.592	0.551
ΔP_H	%	16.12	13.56	0.841
$COST$		72.75	51.63	0.710
ΔCPI		12.78	8.232	0.644
Y	千圓/人	937.9	285.2	0.304
Y^P	千圓/人	593.3	130.8	0.221
ΔKHB	千圓/人	2.164	2.392	1.105
$SFLOW$	千圓/人	2.766	3.703	1.339
NHF	千圓/人	4.151	4.269	1.028
$SPREAD$	%	21.35	4.494	0.210
DEP	千圓/人	17.63	15.83	0.898
$\Delta M2$	千圓/人	23.10	20.42	0.884
KHB	千圓/人	13.76	12.04	0.875
$CRD1$	%	20.65	5.338	0.258
$BOUNCE$	%	14.94	9.430	0.631

7. 記述統計量

模型推定에 사용된 諸變數들의 記述統計量 (descriptive statistics)이 <表 1>에 나타나 있다. 각 변수의 추계단위가 다르므로 이의 分布度를 비교하기 위하여 標準偏差를 평균값으로 나눈 變異係數 (coefficient of variation)를 구하였다. 從屬變數들의 變異係數를 보면 住宅需要와 住宅供給變數의 變異係數는 비교적 작으나 주택은행의 預受金流入量이나 民營住宅資金貸出實績의 變異係數는 각각 1.339와 1.105로서 비교적 높은 연간 변화를 보이고 있다. 이는 주로 1967년말에 시작된 주택은행의 업무가 70년대 후반 자리를 잡는 과정에서 급성장한 데 기인한 것으로 파악된다. 한편 從屬變數에서도 역시 住宅金融과 관련된 *NHF*만이 비교적 높은 變異係數를 시현하였다.

IV. 實證分析結果

本稿에서는 추정할 4개의 方程式 (6)~(9) 중에서 住宅銀行의 預金流入決定式만 通常最小自乘法 (OLS)으로 추정하고 여타의 方程式은 說明變數 중에 內生變數가 존재하므로 2段階 最小自乘法 (two stage least squares)을 사용하여 추정하였다. 回歸係數의 *t*값과 彈力性은 괄호안에 표기하되 첫번째 괄호에는 回歸係數의 *t*값을, 둘째 괄호에는 彈力性을 기입하였다. 변수 위의 " * "는 90% 有意水準에서 유의함을 표시하며 " ** "는 95% 有意水準에서 유의함을 나타낸다.

가. 住宅銀行預受金 流入函數의 推定結果

住宅銀行預受金 流入函數 (*SFLOW*)의 式 (9)를 이용한 추정결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 SFLOW = & -20.70^* + 0.443(SPREAD) \\
 & \quad \quad \quad (-1.303) \\
 & -0.211(DEP(-1)) + 0.015(Y)^{**} \\
 & \quad \quad \quad (-1.683) \quad \quad \quad (2.626) \\
 & \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad (1.411) \\
 & + 0.136(\Delta M2)^{**} + 0.064(\Delta P_H) \\
 & \quad \quad \quad (4.029) \quad \quad \quad (0.480) \\
 & \quad \quad \quad (2.814) \\
 & -3.612(DUM2)^* + 4.807(DUM3)^{**} \\
 & \quad \quad \quad (-1.880) \quad \quad \quad (2.760)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.839 \quad \bar{R}^2 = 0.731 \quad F = 7.796$$

$$DW = 1.873$$

獨立變數들이 전부 外生變數이기 때문에 通常最小自乘法 (OLS)으로 추정되었다.

*SFLOW*의 추정결과를 각 변수별로 살펴보면 *SPREAD*는 期待符號인 負의 係數로 나타났으나 統計的 有意性이 극히 낮아 *SFLOW*의 決定要因으로서의 信賴性이 거의 없다고 간주될 수 있다. 한편 전기의 預受金殘額인 *DEP(-1)*은 期待符號인 負의 係數로 나타났으나 이것 또한 統計的 有意性이 낮아 간과하여도 무방한 것으로 나타났다. *Y*는 期待關係인 正의 關係를 시현하는 동시에 상당히 높은 統計的 有意性을 시현하고 있어 소득이 늘어갈수록 住宅銀行預受金이 증대된다는 사실을 설명한다고 하겠다. 市中資金事情을 보여주는 總通貨增減額 (*ΔM2*)도 예상한 대로 *SFLOW*와 正의 關係를 보이고 있으며 統計的으로도 有意하다. *ΔP_H*는 住宅銀行의 預受金이 住宅景氣와도 밀접한 關係를 갖는다는 가정하에 說明變數에 포함시켰는데 기대와는 달리 統計

的 有意性이 별로 없는 것으로 나타났다⁸⁾. 한편 1971년의 不動產投機抑制施策(DUM1)은 당시 주택은행의 예금규모가 작은 탓에 별 영향을 주지 못했으나 1978년의 부동산투기억제 종합대책은 住宅銀行의 1人當 預受金を 약 4천원 정도 감소시킨 것으로 나타났다. 이는 鄭熙洙(1984)의 연구에서 1978년 措置가 家口當 住宅銀行 總預受金を 약 2만 7천원 정도 감소시켰다고 분석한 결과와 비교하면 조금 적은 수치라 하겠다⁹⁾.

DUM3은 1983~84년 사이의 住宅景氣好況을 統制(control)하기 위한 假變數인데 당시 과열이라 할 수 있는 주택경기가 주택은행의 예수금을 크게 증가시켰다고 볼 수 있다. 한편 所得 및 M2 彈性性을 살펴보면 각각 1.411과 2.814로서 상당히 높은 편이나 이는 1967년에 업무를 시작한 住宅銀行이 住宅金融取扱機關으로 자리를 잡은 1970년대 중반까지 급성장한 데에 기인한다. 참고로 鄭熙洙(1984)에서는 주택은행 預受金の 所得彈性性이 1.30으로 나타났다. SFLOW의 最適推定式은 높지 않은 決定係數(R²)를 보이고 있으며 自由度(degree of freedom)를 감안한 調整後決定係數(adjusted R²)의 경우는 더욱 그렇다. 이는 주택은행이 단기간에 급성장했고 분석대상시기가 짧은 데에 기인한다고 볼 수 있으며 만약 주택은행이 주택금융취급기관으로서 자리잡은 1980년대 이후를 分期別 資料로 분석하면 더 좋은 결과를 얻을 수 있다고 보인다.

8) 住宅銀行의 住宅關聯貸出은 住宅銀行 預金加入者에게 우선권이 주어지고 住宅銀行 預受金 중에서 住宅請約預金 등의 住宅關聯預金이 많으므로 부동산, 특히 住宅景氣의 좋고 나쁨이 住宅銀行 預金流入量을 결정한다고 가정할 수 있다.

9) 經濟企劃院의 통계에 의하면 1978~79년의 家口當 平均家口員數는 약 4.8명이다.

한편 誤差項(error term)의 時系列 相關을 측정하는 「더빈-왓슨」(Durbin-Watson) 통계치는 95% 有意水準에서 통계적으로 時系列 相關이 없음을 나타냈다.

나. 民營住宅資金貸出實績函數의 推定結果

民營住宅資金貸出實績函數(ΔKHB)의 式(8)을 이용한 추정결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta KHB = & -3.886 + 0.184(SFLOW)^{**} \\ & \quad (2.221) \\ & \quad (0.694) \\ & + 0.156(NHF)^{**} \\ & \quad (3.222) \\ & + 0.264(SPREAD)^{**} \\ & \quad (4.073) \\ & + 0.011(Y)^{**} \\ & \quad (4.104) \\ & \quad (0.176) \\ & + 11.84(BOUNCE)^{**} \\ & \quad (3.623) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.942 \quad \bar{R}^2 = 0.913 \quad F = 32.38$$

$$DW = 2.012$$

주택에 관련된 金融機關의 資金은 公共資金과 民間資金으로 대분되는데 공공자금은 國民住宅基金이고 민간자금은 住宅의 購入 및 增·改築에 중요한 資金이 목적인 民營住宅資金이다. 이 중 國民住宅基金은 住宅建設業者에게 주택건설에 필요한 資金을 공급함을 주목적으로 하는 政策資金이므로 外生的으로 주어진다. 따라서 本稿에서는 民營住宅資金만을 분석의 대상으로 삼았다.

民營住宅資金의 재원으로 대출금의 양을 결정하여 준다고 볼 수 있는 SFLOW와 NHF는 期待符號인 正의 係數를 시현하는 동시에 統計的 有意性도 높게 나타났다. 住宅銀行 貸出

금의 預受金彈力性은 약 0.7로서 이는 예수금이 10% 증가할 경우 民營住宅資金이 약 7% 증가함을 나타내는데 현행 규정상 貸出金の 80% 이상을 民營住宅資金으로 대출하여야 하는 주택은행의 현실을 반영한 수치라 하겠다. *SPREAD* 또한 正의 係數를 보이며 統計的 有意性이 높아 시중금리와 은행금리간의 차이가 클수록, 다시 말해서 銀行貸出金利가 實勢金利보다 낮을수록 貸出實績이 커짐을 나타내 보였다. 1人當 國民所得 역시 期待符號인 正의 係數를 나타냈으며 統計的 有意性도 높다. ΔKHB 의 所得彈力性은 0.176으로 나타났다.

한편 市中資金事情을 나타내 주는 變數로서 사용된 어음不渡率(*BOUNCE*)은 기대와는 달리 正의 係數로 나타났는데 이는 첫째로 주택경기가 일반적으로 counter cyclical한 면이 있으며, 둘째로 주택금융이 다소 정책금융적 성격을 띠기 때문인 것으로 파악된다. 1971년과 1978년의 부동산 투기억제시책은 모두 ΔKHB 에 負의 效果를 가져왔는데 統計的 有意性이 없는 것으로 나타났다. 이는 주택구입비용중 制度金融이 아직도 10% 미만에 그치는 우리나라 현실을 반영한 것이라 할 수 있다.

ΔKHB 의 推定式은 *SFLOW*의 推定式에 비해 상당히 높은 決定係數를 보였으며 調整後 決定係數 또한 높은 수준에 머물렀다. 誤差項의 時系列 相關與否 또한 *SFLOW*의 경우와 마찬가지로 95% 有意水準에서 時系列相關이 없는 것으로 나타났다.

다. 住宅需要函數

式(6)을 이용한 플로우概念의 住宅需要函數의 추정결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 HD = & -341.6 + 0.645(Y^P)^{**} \\
 & \quad (5.003) \\
 & \quad (1.726) \\
 & + 11.43(DEMO) - 0.627(UCOST)^* \\
 & \quad (0.642) \quad (-2.016) \\
 & - 0.397(HA(-1))^{**} + 0.888(KHB) \\
 & \quad (-2.431) \quad (0.687) \\
 & - 21.71(DUM2)^{**} \\
 & \quad (-3.429) \\
 R^2 = & 0.979 \quad \bar{R}^2 = 0.961 \quad F = 53.38 \\
 DW = & 2.038
 \end{aligned}$$

우선 恒常所得에 상응하는 變數로 사용된 民間消費支出(Y^P)은 住宅需要와 밀접한 正의 關係를 갖는다. 住宅需要의 所得彈力性은 1.726으로서 기존의 연구결과보다도 상당히 높게 나타났는데 이는 주택의 절대수가 부족하여 항상 慢性的 需要超過를 보이고 있는 우리나라의 주택시장의 사정에 비추어 설명될 수 있다. 本稿의 實證分析 對象期間인 1970~86년의 경우를 볼 때 1984년 이후를 제외하고는 매년 住宅價格上昇率이 消費者物價上昇率을 上廻하였다. 이처럼 주택투자에 대한 相對報酬(relative return)이 높고 또한 住宅在庫의 慢性的 供給不足을 보이고 있는 상황하에서 實質所得의 증가는 그 증가율 이상의 주택에 대한 需要增加와 더불어 주택의 대형화 및 고급화를 초래케 되었으므로 棟數가 아닌 實質價値로 파악된 住宅需要의 所得彈力性이 既存研究事例보다 높게 나타난 것으로 思料된다.

人口學的 變數인 *DEMO*는 주택에 대한 新規需要가 가장 크게 나타나는 25세에서 44세까지의 인구가 총인구 중에서 차지하는 비율인데 *DEMO*의 계수는 기대한 대로 正의 係數를 나타내었으나 統計的 有意性은 낮게 나타났다. 住宅保有에 따르는 機會費用的(*op-*

portunity cost) 의 의미를 가지는 *UCOST*는 負의 係數를 보였으며 統計的 有意性도 있는 것으로 나타났다. *UCOST*를 이루는 5개 요소의 변화, 즉 市中利子率이 높아질수록, 住宅補修 및 維持費用이 높아질수록, 減價償却率이 커질수록, 그리고 또한 住宅保有에 따른 諸稅金이 많아질수록 住宅에 대한 需要는 줄고 반면에 住宅의 價格이 상승할 것이 예상되면 需要가 늘어남을 의미한다. 住宅需要의 *UCOST* 彈力性은 -1.516인데 이는 *UCOST*가 10%에서 11%로 증가하였을 경우 住宅需要는 15.16%가 감소함을 나타낸다. 前期의 住宅在庫를 나타내는 *HA*(-1)은 期待符號인 負의 係數를 나타내었으며 統計的 有意性도 높게 나타났다. 住宅金融의 住宅需要에 대한 역할을 보여주는 *KHB*의 係數는 期待符號인 正의 係數를 나타내었으나 統計的 有意性이 극히 낮아 별로 信賴性있는 說明變數라 할 수는 없다. 이는 우리나라 家計의 住宅購入時 制度金融이 住宅資金調達에서 차지하는 비중이 아직도 10% 미만에서 머물고 있는 실정을 감안할 때 *KHB*의 *HD*에 대한 낮은 說明力은 어쩔 수 없는 결과라 할 수 있다¹⁰⁾. 한편 1971년과 1978년의 부동산투기억제시책의 효과를 알아보기 위한 假變數인 *DUM1*은 期待符號인 負의 係數를 나타내었으나 統計的 有意性이 극히 낮았고 역시 負의 係數를 보인 *DUM2*는 統計的 有意性이 높아 住宅需要에 있어서도 1978년의 부동산투기억제시책은 상당한 实效性이 있었던 것으로 판명되었다. 價値表示의 住宅需要를 추정한 상기 *HD*의 方程式은 지극히 높은

決定係數(R^2)를 보이고 있다. 自由度勘案 調整決定係數(\bar{R}^2) 역시 높은 수치를 나타내어 상기 방정식의 높은 설명력을 보여준다. 또한 誤差項의 時系列 相關 여부를 나타내는 「더빈-왓슨」統計値는 2.088로서 95% 有意水準에서 時系列 相關이 없음이 판명되었다.

라. 住宅供給函數

民間固定資本形成中 住宅部門의 總生産으로 파악된 住宅供給函數의 推定結果는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 HS = & -23.30 + 0.256(\Delta P_H)^* \\
 & \quad (1.921) \\
 & \quad (0.787) \\
 & -0.018(COST) + 0.028(Y)^* \\
 & \quad (-0.298) \quad (1.744) \\
 & \quad (-0.490) \quad (1.536) \\
 & + 0.779(CRD1) + 1.618(CRD2)** \\
 & \quad (1.664) \quad (4.176) \\
 & + 0.583(NHF)** - 2.250(DUM2) \\
 & \quad (2.560) \quad (-0.439) \\
 & \quad (0.297)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.973 \quad \bar{R}^2 = 0.949 \quad F = 40.76$$

$$DW = 2.301$$

우선 住宅價格 上昇率인 ΔP_H 는 住宅供給과 밀접한 正의 關係를 갖는 것으로 나타났다. 住宅供給의 彈力性은 0.787로서 1보다 작게 나타났다.

한편 住宅工事費指數는 負의 係數를 시현하였으며 統計的으로 有意性이 없는 것으로 나타났다. 이는 住宅供給量 決定에 있어서 공사비는 주택가격보다는 상대적 영향력이 적은 것을 의미하며 주택공급의 工事費彈力性 또한 -0.490으로서 價格彈力性보다 非彈力的이다. 1人當 國民所得은 正의 係數를 보였으며 統計

10) 최근의 자료에 의하면 住宅購入費用中 制度金融이 약 7.6%를 차지한다고 한다.

的 有意性이 있는 것으로 나타났다. 住宅供給의 所得彈力性은 1.536으로서 주택수요의 경우와 마찬가지로 높게 나타났다. 이는 앞서 언급하였듯이 우리나라가 심각한 住宅不足現象을 보이고 있기 때문으로 풀이된다. 住宅供給을 제약하는 변수중 $CRD1$ 은 企業投資가 활발할수록, 즉 일반경기가 좋아질수록 企業部門의 固定資本形成과 競爭關係에 있는 주택부문은 投資收益面에서 열세에 놓여 있으므로, $CRD1$ 은 負의 係數를 보여야 하나 기대와는 달리 正의 係數를 나타내었다. 그러나 統計的 有意性이 없어 獨立變數로서의 설명력이 없으므로 住宅供給의 決定要因이 될 수 없음을 나타내었다. 반면에 $CRD2$ 는 正의 係數를 보였는데 예상과는 달리 높은 統計的 有意性을 갖는 것으로 판명되었다. 즉 住宅關聯貸出 및 住宅請約과 밀접한 관계에 있는 주택은행으로의 預金流入量이 많을수록 주택사업자의 期待投資收益率이 높아지므로 住宅供給이 증가하는 것으로 보인다. 國民住宅基金의 貸出額도 正의 係數를 시현했으며 統計的 有意性도 높게 나타났다는데 이는 國民住宅基金이 國民住宅規模以下の 小型住宅建設에 필요한 자금을 住宅事業者에게 공급해 주는 역할을 하는 基金이므로 나타난 현상이라 하겠다. 한편 1971년의 투기억제시책 假變數는 기대와는 달리 正의 係數를 보였고 1978년의 투기억제시책 가변수는 負의 係數를 나타내었으나 두 변수 모두 統計的 有意性이 없어 투기억제시책이 주택공급에는 영향을 미치지 못하였음이 판명되었다. 住宅需要函數의 경우와 마찬가지로 價値表示의 住宅供給을 추정한 상기 HS 의 방정식 역시 지극히 높은 決定係數(R^2)를 보이고 있다. 自由度를 감안한 調整決定係數(\bar{R}^2)를 보아도

94% 이상으로서 상기 방정식의 높은 설명력을 보여 주었고 誤差項의 時系列相關 여부를 檢證하여 주는 「더빈-왓슨」統計値는 2.301로서 95% 有意水準에서 時系列 無相關을 나타내었다.

마. 獨立變數의 說明力 寄與度

지금까지의 논의는 住宅需給 및 住宅金融部門의 추정에 있어서 특정한 說明變數와 被說明變數間的 통계적 관계에 대한 經濟理論의 해석에 초점이 맞추어졌다. 本節에서는 被說明變數들의 相對的 寄與度를 측정하는 偏相關係數(partial correlation coefficient)를 중심으로 從屬變數의 變異說明에 각 獨立變數가 얼마만큼의 상대적 중요성을 갖고 기여하는가를 알아보겠다.

어느 獨立變數 i 의 偏相關係數, r^2_i 는 다음과 같이 정의된다.

$$r^2_i = (R^2 - R^2_i) / (1 - R^2_i)$$

여기서 R^2 은 最適推定式的 決定係數(coefficients of determination)이고 R^2_i 은 最適推定式에서 i 변수를 제외하고 추정하였을 경우의 決定係數이다. 위의 식을 보면 偏相關係數는 그 變數의 限界寄與度(marginal contribution), 즉 $R^2 - R^2_i$ 과 正의 關係에 있고, 다른 變數들이 설명하지 못한 比率($1 - R^2_i$)과 逆關係에 있음을 보여주고 있다. <表 2>의 住宅銀行 預受金函數를 보면 通貨增發量이 가장 큰 상대적 효과를 미치고 있으며 다음으로 1人當 國民所得이 중요한 영향을 끼쳤고 나머지 변수들, 즉 前期의 預金殘高나 市場利率率과의 金利差 등의 상대적 효과는 비교적 작게 나타났다. 民營住宅資金貸出金函數의 경우

〈表 2〉各從屬變數에 대한 偏相關係數

變數	SFLOW	變數	ΔKHB
SPREAD	0.1588	SFLOW	0.5107
DEP(-1)	0.2393	NHF	0.4863
Y	0.4338	SPREAD	0.5997
ΔM2	0.6433	Y	0.6085
		BOUNCE	0.5511

變數	HD	變數	HS
Y ^p	0.7290	P _H	0.3267
DEMO	0.1614	COST	0.0093
UCOST	0.3581	Y	0.2736
HA(-1)	0.5022	CRD1	0.2799
KHB	0.0942	CRD2	0.6864
		NHF	0.4532

각 說明變數들의 相對的 寄與도가 비교적 고
 른 것으로 나타났는데 貸出利子率, 市場利子
 率과의 金利差인 SPREAD와 所得變數가 상
 대적으로 조금 더 중요한 역할을 했다고 볼
 수 있다. 住宅需要函數에서는 예상한 대로 恒
 常所得의 개념으로 사용된 民間消費支出의 상
 대적 說明寄與도가 72.90%로 압도적으로 높았
 고 前期의 住宅在庫(50.22%)와 使用者費用
 (35.81%)이 그 다음으로 나타났다. 住宅供給
 函數에서는 기대와는 달리 制約變數로 사용된
 住宅銀行預受金實績이 가장 중요한 요인으로
 나타났다. 國民住宅基金貸出額이나 住宅價格上
 昇率 등의 상대적 寄與도가 비교적 작게 나타
 났다.

V. 結 論

本稿는 우리나라 經濟가 급성장한 1970~86
 년의 기간중 우리나라 住宅市場에서의 需要
 및 供給決定要因을 分析하고 住宅關聯資金의
 흐름을 年間 時系列資料를 이용해 模型化함으
 로써 주택금융의 주택수급에 대한 영향을 알
 아보았다. 특히 本稿에서는 既存住宅研究에서
 다루어져 오던 量的인 면에서의 住宅需給關係,
 즉 住宅建設 戶數나 住宅建築許可延面積을 從
 屬變數로 하는 분석을 피하고 價値로 파악한
 住宅의 需給關係를 분석하였다. 本 研究는 다
 음과 같은 結論을 제시한다.

첫째, 住宅政策의 基本目標가 國民의 住居서
 비스의 極大化라고 할 때 住居서비스라 함은
 住宅普及率 또는 1人當 住居面積 등 量的인
 면에서도 파악될 수 있으나 住宅普及率이 70
 %에도 못미치는 우리나라에서는 住宅의 量的
 인 면과 質的인 면을 동시에 갖추고 있는 住
 宅部門 投資額의 많고 적음이 곧 바로 住居서
 비스의 極大化와 正의 關係를 갖는다고 假定
 할 수 있다. 本 研究에서는 이것을 檢證하고
 住宅部門의 投資額에 대한 決定要因을 年間
 時系列資料를 이용하여 식별하였다. 住宅部門
 純投資로 파악된 需要側面에서는 民間消費支
 出로 대치된 恒常所得이 중요한 결정요인이었
 고 住宅部門 總投資로 파악된 供給側面에서는
 住宅價格 및 資金餘裕 등이 중요한 결정요인
 이었다.

둘째, 住宅金融의 住宅需要에 대한 효과는
 미미하였는데 이는 아직도 住宅購入時 制度金

融이 차지하는 비중이 7.6%에 불과한 현실을 감안할 때 당연한 결과라 하겠다. 반면에 住宅供給은 國民住宅基金의 貸出額이 큰 영향을 주고 있는 것으로 나타났다. 향후 住宅金融政策은 이러한 實證分析結果를 토대로 하여 家計 및 住宅關聯事業體의 資金需要에 關連한 長·短期的인 住宅金融의 수요를 전망하여 전반적인 資本市場內에서 效率性을 提高하여야 하겠다. 즉 住宅購入資金의 支援을 확대하여 住宅金融의 공급이 주택에 대한 수요로 연결되면 住宅部門의 안정화에도 기여하게 된다. 구체적으로 말한다면 住宅建設이 過熱일 때는 住宅資金에 대한 國內與信을 통제하고 반대로 景氣收縮時에는 與信規制를 완화하는 것이다. 또한 住宅大量供給을 위한 國民住宅基金의 대출도 확대하여 住宅金融의 住宅部門에 대한 역할이 증대되면 金融政策과 公共政策에 의한 住宅部門의 문제해결을 도모할 수 있다.

세제, 1986년도부터는 住宅銀行의 住宅賣買

價格指數를 이용할 수 있었던 반면 그 이전 年度들에 대해서는 住宅賣買價格에 대한 자료가 없었으나 本稿에서는 별도로 價値基準으로 산정한 住宅價格指數를 개발하였다. 기존의 주택에 關連된 연구들을 하나같이 住宅價格에 대한 資料不在 때문에 완벽한 結果를 얻지 못하였다. 따라서 本稿에서와 같은 새로운 住宅價格指數의 산정을 재고해 볼 必要가 있을 것이다.

마지막으로, 앞으로의 住宅研究가 고려하여 할 本 研究의 米비점을 든다면 다음과 같다. 本 研究에서 제외된 住宅新築棟數 및 住宅景氣 先行指標로서의 住居用 建築許可延面積, 住宅工事費 등의 住宅生産要素部門 및 住宅事業資金의 分析도 포함하여 綜合的인 巨視模型을 이루어야 할 것이다. 住宅金融은 최근에 활성화되었으므로 이에 상응하는 기간을 標本期間으로 잡아 分期別 資料를 이용하여 再分析할 必要가 있을 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

金仲秀, 「우리나라 住宅需給 決定要因의 時系列 分析」, 『韓國開發研究』 第5卷 第4號, 1983 겨울, pp.108~135.

鄭熙洙, 「住宅大量供給方案에 關한 研究(3)」, 84-7, 國土開發研究院, 1984.

Arcelus, F. and A. Meltzer, "The Market for Housing and Housing Services," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 5, No. 1, January 1973, pp.78~99.

Bhatia, K.B., "A Price Index for Nonfarm One-Family Houses, 1947-64," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.66, No. 333, March 1971, pp.23~32.

Cochrane, D. and G. Orcutt, "Sampling Study of the Merits of Autoregressive and Reduced Form Transmissions in Regression Analysis," *JASA*, Vol. 44, 1949, pp.356~372.

- Fair, R.C., "Disequilibrium in Housing Models," *Journal of Finance*, May 1972, pp.207~221.
- _____, and D.M. Jaffee, "Methods of Estimation for Markets in Disequilibrium," *Econometrica*, May 1972, pp.497~514.
- Follain, James, "The Price Elasticity of the Long Run Supply of New Housing Construction," *Land Economics*, May 1979.
- _____, G.C. Lim, and B. Renaud, "The Demand for Housing in Developing Countries: The Case of Korea," *Journal of Urban Economics*, 1980, pp.315~336.
- Guttentag, J.M., "The Short Cycle in Residential Construction, 1946-59," *American Economic Review*, Vol. 51, No 3, June 1961, pp.275~298.
- Jaffee, Dwight M. and Kenneth T. Rosen, "Mortgage Credit Availability and Residential Construction," *Brookings Papers on Economic Activity*, (2) 1979, pp.333~386.
- _____, "Estimates of the Effectiveness of Stabilization Policies for the Mortgage and Housing Markets," *Journal of Finance*, Vol. 33, No. 3, June 1978, pp.933~946.
- Johnston, J., *Econometric Methods*, 3rd edition, McGraw-Hill Book Company, 1984.
- Kalchbrenner, J.H., "Theoretical and Empirical Specifications of the Housing Sector," in Federal Reserve Staff Study, Ways to Moderate Fluctuating Housing Constructions, Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, December 1972, pp.253~274.
- Mills, E.S. and B.N. Song, *Urbanization and Urban Problems*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1979.
- Muth, R.F., "The Demand for Non-Farm Housing," A. C. Harberger(ed.), *The Demand for Durable Goods*, Chicago, ILL : The University of Chicago Press, 1960.
- Song, B.N. and R.J. Struyk, "Korean Housing : Economic Appraisal and Policy Alternatives," C. K. Kim(ed.), *Industrial and Social Development Issues*, Korea Development Institute, 1977.

〈附表〉 住宅價格關聯 指數들의 上昇率 比較

(단위 : %)

	消費者物價指數 住居費部門	住宅投資 디플레이터	本稿算定 住宅價格指數
1971	7.55	4.68	5.35
1972	8.77	8.36	8.43
1973	4.57	12.03	12.07
1974	14.91	34.78	34.97
1975	6.04	20.84	23.95
1976	11.18	11.36	10.32
1977	8.73	16.70	16.46
1978	11.17	12.85	15.93
1979	24.65	46.24	49.00
1980	25.94	32.18	37.84
1981	11.00	14.14	15.72
1982	8.38	4.92	6.94
1983	9.81	1.67	6.27
1984	6.13	2.35	4.18
1985	3.14	2.24	4.41
1986	4.23	0.25	6.01