住宅賣買市場의 效率性 分析

- 서울 江南地域 共同住宅賣買市場을 중심으로 -

金 寬 永

本 硏究의 목적은 株式市場理論에서 개발된 市場의 中強效率假說(semi-strong form of the efficient market hypothesis)을 적용, 서울 강남지역 137개 유형의 아파트에 대한 1983년부터 1988년까지의 分期別 賣買價格資料를 사용하여 住宅賣買市場의 效率性을 실증분석하고자 함에 있다. 本 硏究의 실증분석결과에 의하면 住宅投資者들이 정부정책의 변화나 아파트 가격에 영향을 주는 公共情報들을 빠른 시일내에 資本化(capitalize)하지 못함으로써 住宅賣買市場은 裁定利潤(arbitrage profit)이 상당기간 존재하는 非效率性을 갖고 있는 것으로 나타났다. 이는 주택이라는 財貨의 특수성에도 원인이 있지만 더 중요한 원인으로는 만성적인 住宅需給 不均衡과 公共情報에 대한 투자자들의 異質的 期待(heterogeneous expectation)를 들 수 있다.

Ⅰ. 序 論

本稿의 目的은 株式市場理論에서 개발된 中強效率假說(semi-strong form of the efficient market hypothesis)을 不動產去來市場, 특히 서울 강남지역의 공동주택매매시장에 적용하여 실증분석하는 데에 있다. Fama(1970)에 의하면 시장이 中強效率的이라 함은 어떤 投資資產의 市場價値에 영향을 주는 諸般公共情報들(publicly available information)이 그 자산의 가격에 바로 반영됨을 의미한다. 이러한 효율적인 시장내에서 投資者들은 공공정보에 의거하여 거래할 때 위험조정 후 非正常報酬(abnormal return on a risk-adjusted basis)를 얻을 수 없다.

이러한 市場의 效率性에 대한 實證分析은 주로 株式市場을 대상으로 행하여져 왔다. 그러나 주택이라는 자산이 國富의 상당한 부분을 차지하고 있음을 감안하고 주택이 일상생

筆者 : 本院 硏究委員

활에서 차지하고 있는 비중을 생각하면 住宅賣買市場의 效率性에 대한 분석도 필요하다고 할 수 있다.

일반적으로 주택이라는 財貨는 地理的 固定性과 異質的 多樣性을 특징으로 하므로 개별적인 주택매매행위의 관점에서 보면 住宅市場이 비효율적으로 운영될 확률이 높다고 볼 수 있으나 전체적인 住宅賣買市場의 흐름은 이러한 非效率性을 갖고 있지 않다고 생각된다. 주택시장이 비효율적으로 운영되면 곧 裁定利潤(arbitrage profit)을 낳고 재정이윤의 존재는 資源配分의 歪曲을 가져오기 때문에 주택매매시장의 효율성은 住宅景氣의 安定을 통한 住宅問題의 解決과도 직접 연관이 된다.

최근 들어 다시 아파트가격을 중심으로 不動產價格이 폭등하고 있고 각계각층에서 不動產投機에 대한 우려가 높아지고 있다. 이에 따라 정부는 讓渡所得稅 免除要件 강화, 不動產 去來 申告制 및 許可制 地域의 확대 그리고 官認契約書 실시 등 강력한 不動產投機 抑制 施策을 발표하였다. 이러한 施策들은 주택매매시장이 효율적일 때 비로소 정책입안자의 의도대로 신속히 효과를 나타낼 것이다.

本稿에서는 이러한 公共情報들이 가격변화에 얼마나 효율적으로 반영되는가를 APT(Arbitrage Pricing Theory)模型에 의거하여 서울 강남지역 137개 유형의 아파트에 대한 1983년부터 1988년까지의 分期別 賣買價格 資料를 바탕으로 住宅賣買市場의 效率性에 대해 분석하고 同 市場이 효율적으로 되지 못하는 원인을 파악하였다. 第Ⅱ章에서는 APT模型을 제시하고 同 模型의 適合性에 관해 논의한 다음, 第Ⅲ章에서는 상기한 매매가격자료를 근거로 實證分析을 하였다.

Ⅱ. 模型의 定立

住宅賣買市場은 일반적으로 고도로 분산된 情報들에 의존하는 것으로 특징지어진다. 즉, 매매시장내에서 주택을 팔려는 사람과 구입하려는 사람들이 각각 그들 나름으로 住宅價値를 평가하고 있다. 때문에 주택매매시장은 주식시장보다는 상대적으로 個別投資家들 사이에 혹은 한 個人投資者에 한해서도 여러 투자대상 주택 사이에 變動幅이 큰 價格體系를 갖고 있다. 이러한 주택매매시장에서의 크게 분산된 情報로 말미암아 우리는 주식시장과는 달리 住宅賣買市場이 非效率的일 것이라고 생각할 수 있다. 다시 말해서 주택의 매매가격은 시장내의 모든 가능한 정보들을 반영하지 못하므로 裁定利潤(arbitrage profits)이 존재할 수가 있다는 것이다. 이러한 投資市場의 效率性을 분석하기 위한 模型은 주식시장에서 먼저 개발되어 왔는데 가장 대표적인 模型이 Lintner(1965)와 Sharpe(1964) 등에 의해 시작된 CAPM(Capital Asset Pricing Model)이다. CAPM에서는 資產의 價格決定構造가 다음과 같은 單數要因模型(one factor model, 式(1)) 또는 複數要因模型(two factor model, 式(2))으로 표시된다.

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + \epsilon_i \quad i=1, 2, \ldots, N \quad \cdots\cdots (1)$$

$$R_i - R_f = \beta_i (R_m - R_f) + \epsilon_i \quad i=1, 2, \ldots, N \quad \cdots\cdots (2)$$

R_i : 資產 i에 대한 期待報酬 (expected return)

R_m: 市場포트폴리오에 대한 期待報酬

R_f : 無危險資產(risk-free asset)에 대한 報酬

β_i : 資產 i의 危險負擔(risk premium)

ϵ_i : 攪亂項

이 模型에 따르면 한 資產에 대한 期待報酬가 同 資產과 市場포트폴리오 사이의 危險負擔關係에서 결정된다. 즉, 資產 i의 危險負擔程度를 나타내는 β_i는 市場포트폴리오에 대한 報酬(return)와 資產 i에 대한 報酬 사이의 共分散(covariance)관계를 반영한다. 이 CAPM을 주택매매시장의 效率性分析에 적용한 Linneman(1984)은 公共情報가 住宅價格騰落과 有意한 相關關係를 가지나 裁定利潤機會(arbitrage profit opportunity)는 존재하지 않으며 그 이유는 주택매매에는 상당액의 去來費用(transaction costs)이 들기 때문이라고 결론짓고 따라서 CAPM은 住宅賣買市場의 效率性 分析에 적합하지 않음을 피력하였다. 이 밖에도 CAPM은 부동산, 특히 주택매매시장의 특성상 그 적용이 의문시되는데 그 첫째 이유로는 주택매매시장에서의 市場포트폴리오를 식별할 수 없으므로 實證分析이 어렵고, 둘째로는 Draper-Findlay(1982)가 주장하였듯이 分散投資(diversification)를 어렵게 하는 투자와 소비의 二重目的性, 복잡한 稅制關係 등이다.

CAPM이 가지는 많은 制約條件을 다소 완화시켜서 보완이 된 資產價格決定模型이 Ross(1978)에 의하여 제시된 APT(Arbitrage Pricing Theory)이다. APT模型에 따르면 資產의 報酬가 모든 자산에 공통적인 k개의 要因들(k common factors)에 의해 결정되므로 시장의 다양성이 특징인 不動產市場의 效率性分析에 CAPM보다 APT가 더 적합한 이론이라 하겠다. APT는 기본적으로 3개의 가정 위에 기초하는데, 첫째는 자본시장의 完全競爭性이고, 둘째는 投資者들이 확실성을 갖는 좀더 많은 富(more wealth with certainty)를 선호한다는 것이고, 끝으로 資產의 報酬 또는 가격을 결정하는 推計過程(stochastic process)이 다음과 같은 형태의 k-因子模型으로 나타낼 수 있다는 것이다.

$$\tilde{r}_i = R_i + b_{i1}\tilde{\delta}_1 + \ldots + b_{ik}\tilde{\delta}_k + \epsilon_i \quad i = 1, 2, \ldots, N \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots (3)$$

$\tilde{r}_i$: 資產 i에 대한 任意報酬(random return)

R_i : 資產 i에 대한 期待報酬

$\tilde{\delta}_k$: 모든 資產의 報酬에 영향을 주는 평균값이 0인 共通要因(common factor)

b_{ik} : 공통요인 $\tilde{\delta}_k$의 變動에 대한 $\tilde{r}_i$의 反應係數 (reaction coefficient)

ϵ_i : 假定에 의하여 커다란 포트폴리오 안에서 완전히 분산될 수 있는, 즉 평균값이 0인 資產 i의 報酬에 대한 非構造的(unsystematic) 혹은 特異한(idiosyncratic) 攪亂項

共通要因 $\tilde{\delta}_k$들은 구조적 위험을 표시하는 반면에 ϵ_i項은 資產 i에만 작용하는 비구조적 위험을 표시하며 이들은 다음과 같은 특성을 지닌다고 가정한다.

$$E(\tilde{\delta}_k) = 0 \quad \text{for all } k$$
$$E(\epsilon_i | \tilde{\delta}_k) = 0 \quad \text{for all } i, k$$
$$cov(\epsilon_i, \epsilon_j) = 0 \quad \text{for all } i \neq j$$

APT의 기본원리는 均衡에서 裁定利潤이 존재하지 않는다는 것이므로 均衡關係는 모든 가능한 裁定포트폴리오(arbitrage portfolio)를 형성함으로써 찾을 수 있다. 裁定포트폴리오란 零의 純投資와 無危險負擔(a zero net investment and no risk)으로 만든 포트폴리

오이다. 裁定利潤이 존재하지 않는다는 의미는 裁定포트폴리오의 期待報酬가 0이라는 것이다. 이것이 APT模型의 핵심인데 다시 말해서 경제에는 소수의 構造的 危險만이 존재하며 따라서 많은 수의 포트폴리오들이 代替財(close substitutes)이며 같은 가치를 지니게 된다. APT模型에서의 共通要因은 이러한 소수의 구조적 위험, 주로 經濟總量들(GNP, 물가, 이자율 등)과 관계가 있다고 볼 수 있으나 APT模型을 실증분석하는 데에 공통요인이 정확히 무엇인지 식별하기 어려운 短點이 있다. 이러한 APT模型에서 資產 i에 대한 期待報酬는 다음과 같이 표현된다[1].

$$R_i=\lambda_0+\lambda_1 b_{i_1}+\ \dots\ +\lambda_k b_{ik}\ \dots\dots\dots\ (4)$$

여기서 λ_0는 無構造危險資產, 즉 $b_{01}=b_{02}=b_{0k}=0$인 자산에 대한 期待報酬로 볼 수 있으며 加重値 $\lambda_1,\dots,\ \lambda_k$는 因子危險負擔(factor risk premium)으로 해석된다. b_{ik}係數들은 앞서 설명한 대로 因子 k의 위험부담과 資產 i의 가격결정관계를 반영한다. 따라서 式(4)는 자산 i의 기대보수인 共通因子危險負擔(common factor risk premium)과 자산의 反應係數들(asset's reaction coefficients)에 연대적으로 기초하고 있다.

상기한 바와 같이 APT模型에서는 報酬創出過程(return generating process)에서 다수의 共通要因의 존재가능성을 인정하고 있고 CAPM과는 달리 그다지 제약적인 가정들이[2] 없어 부동산, 특히 住宅賣買市場의 效率性分析에 더 적합하다고 하겠다[3].

그러나 APT模型에 의한 실증분석은 그리 간단한 문제는 아니다. APT模型에서는 共通要因을 식별하지 않으므로 우리가 $\tilde{\delta}_k$들을 알고 있는 것처럼 回歸分析方法을 이용하여 式(3)에서의 b_{ik}係數들을 추정할 수는 없다. 대신에 우회적인 방법을 이용하여야 하는데 因子分析技法(factor analysis)을[4] 써서 b_{ik}係數들을 추정하여야 한다. APT模型의 실증분석에서 가장 먼저 결정하여야 할 사항은 몇개의 共通要因들이 주택이라는 자산의 報酬創出過程에서 존재하느냐 하는 것이다. 本稿에서는 1983년 1/4분기부터 1988년 2/4분기까지의 分期別 賣買價格의 時系列資料가 존재하는 서울 강남지역의 137개 유형의 아파트를 분석의 대상으로 하였다[5]. 이를 Reinganum(1981)과 Chen(1983)에 의해 개발된 技法에 따라 임의로 13개 혹은 14개 유형씩 묶어 10개의 不動產포트폴리오를 구성한 후, 分散-共分散行列(a variance-covariance matrix)을 이 10개 포트폴리오를 대상으로 추정한 다음, 同 行列에 대해 因子分析이 행해졌다. 인자분석을 위한 變數로는 분양면적 평당 매매가격의 로그

1) APT模型의 자세한 전개과정은 Roll(1977) 참조.

2) 대표적인 예로 CAPM에는 기본적 共通要因인 市場포트폴리오가 平均-分散效率的(mean-variance efficient)이어야 하나, APT模型에서는 공통요인을 식별할 필요가 없으므로 이 제약을 받지 않는다. 후에 다시 설명하겠지만 APT模型의 실증분석에서는 因子分析(factor analysis)을 이용하게 되는데 인자분석의 가장 큰 잇점은 인자가 무엇인지를 식별할 필요가 없다는 것이다.

3) 물론 APT模型의 기본가정이 住宅賣買市場에 완벽하게 적용되지는 않는다. 예를 들어 資本의 完全競爭性은 주택이 투자와 소비의 二重目的性을 갖고 있고 流通性이 제한되어 있으므로 받아들이기 어려운 가정으로 볼 수 있으나 좀더 장기간에 걸쳐서 시장을 파악한다면 그리 무리한 가정도 아닐 것이다.

4) 因子分析에 관해서는 Harman(1976) 참조. 인자분석에서 b_{ik}係數들은 因子積載値(factor loadings)라고 불린다.

5) 지역별로는 압구정동지역 35개, 역삼·도곡·개포지역 24개, 반포지역 30개 및 잠실지역 48개 유형인바, 같은 유형에는 적게는 300여개 많게는 700여개의 아파트가 존재하므로 분석대상의 전체주택수는 대략 65,000여개로 볼 수 있다.

수치의 증감률(*LRP*)과 특성감안 분양면적 평당가격의 로그수치(*LHP*)가 사용되었다[6].

10개의 아파트포트폴리오의 收益率에 대한 因子分析에서 나타난 固有値(eigenvalue)가 〈表 1〉에 나타나 있다. 表에서 보는 바와 같이 아파트 投資收益率의 分散 중 첫번째 因子에 의해 설명되는 비중은 50% 정도이며 제2, 제3의 因子들이 상당한 부분을 설명하고 있다. 本稿에서는 應用因子分析에서 통상적으로 이용되는 인자선정기준인 因子固有値가 1보다 큰 因子만 有意한 공통인자로 선정하였다[7]. 즉, 〈表 1〉은 *LRP*의 경우는 4개, *LHP*의 경우는 5개의 共通因子를 가진 APT模型이 각각의 아파트 投資收益率의 분석에 맞는 모형임을 실증적으로 보여 주었다. 다음 章에서는 이를 기초로 해서 아파트투자에 따른 非正常報酬(abnormal return)를 유도해 냄으로써 本稿의 목적인 住宅賣買市場의 效率性에 대해 논하겠다. 참고로 有意한 因子數를 찾기 위한 χ^2-test의 결과가 〈表 2〉에 나타나 있다. 우선 共通因子의 존재유무에 대한 χ^2-test를 살펴보면 두 時系列資料 모두 '共通因子없음'이라는 歸無假說을 95% 有意水準에서 기각하는 것으로 나타났다. 한편 4개(*LHP*의 경우는 5개)의 공통인자만으로 충분하다는 歸無假說에 대해서는 95% 有意水準에서 기각하지 못하는 것으로 판명되었다.

〈表 1〉 因子 固有値(factor eigenvalues)

LRP

因子	固有値	分散寄與度	累積分散寄與度
1	23.724	0.466	0.466
2	14.849	0.292	0.758
3	7.590	0.149	0.907
4	4.039	0.079	0.986
5	0.685	0.014	1.000

LHP

1	31.992	0.503	0.503
2	12.664	0.199	0.703
3	7.457	0.117	0.820
4	6.785	0.107	0.927
5	4.672	0.074	1.000

〈表 2〉 因子分析結果에 대한 檢證

(1) H_o : 共通因子 存在無
vs H_a : 적어도 1개 이상의 共通因子 存在

	LRP	*LHP*
χ^2	24.448	32.634
自 由 度	21	21
結果(95% 有意水準)	H_o기각	H_o기각

(2) H_o : 4개(*LHP*의 경우 5개)의 共通因子만으로 충분
vs H_a : 추가적인 共通因子 필요

	LRP	*LHP*
χ^2	0.698	1.212
自 由 度	17	16
結果(95% 有意水準)	H_o채택	H_o채택

6) 주택문제를 다룸에 있어서 特性勘案價格(hedonic price of a house)을 자주 사용하는데, 특성감안가격이란 주택이라는 財貨가 위치, 크기, 편의시설, 주위환경 등 제반 여건에 의해 그 가치가 달라지므로 질적인 변화를 감안한 가격이다. 이는 耐久性消費財의 분석에 많이 쓰이는 방법인데 本稿에서는 주택가격을 각 주택유형이 가지는 특성, 즉 분양면적, 분양면적 중 전용면적이 점하는 비중, 교통편리도, 학군 등을 獨立變數로 하여 通常最小自乘法(ordinary least squares)으로 추정한 후 그 豫測値(predicted value)를 特性勘案價格으로 사용하였다. 각 연도별 특성감안가격 추정식은 부록에 나타나 있다.

7) Rummel(1970) 참조.

Ⅲ. 實證分析

1. 非正常收益의 計算

住宅賣買市場의 效率性을 분석하기 위해서는 우선 住宅投資가 가지는 非正常收益(abnormal return)을 계산하여야 한다. 非正常收益이라 함은 주택투자에 따른 수익에서 同級危險水準의 資產에 대한 正常的인 收益을 제한 나머지 投資收益(residual investment returns)을 말한다. 여기서 동급위험수준의 자산에 대한 정상적인 보수란 資產價格 決定模型인 APT模型이 예측하는 危險調整收益率을 말한다. 本稿에서는 前節에서 밝힌 대로 *LRP*의 경우에는 4因子 APT模型, 그리고 *LHP*의 경우에는 5因子 APT模型을 동급위험수준의 아파트를 식별하기 위해서 사용하였다. 즉 137개 유형의 표본에서 4因子 또는 5因子들에 걸친 아파트가격변화로부터 危險等級(risk class)을 구분하였다. 위험등급을 가리기 위한 統計技法으로는 클러스터分析(cluster analysis)이 사용되었는바 이 통계기법은 유클리디안 距離函數(Euclidian distance function)를 통해 측정된 觀測値의 값의 유사성에 기초하여 전체 관측치들을 소수의 상호 배타적인 그룹으로 분류하는 데에 쓰이는 기법이다. 우선 137개 유형의 아파트투자수익에 대해 *LRP*의 경우에는 4因子 次元(4 factor dimension)에 걸쳐 因子點數(factor score)를 계산하고 이 인자점수를 이용하여 SAS프로그램의 클러스터分析法(PROC FASTCLUS)으로 각각의 관측치를 분류하였다[8].

상기한 클러스터分析을 3~10개의 클러스터 數別로 행하였는데 가장 적합한 클러스터의 수를 결정하기 위한 기준으로는 SAS프로그램에 내장된 3乘클러스터 선정기준(cubic clustering criterion)과[9] Friedman and Rubin (1967)의 각각의 클러스터水準에서의 $n\log(|T|/|W|)$의 변화량을 사용하였다[10]. 3乘클러스터 선정기준은 기준치가 최대값이 되는 클러스터 수준이 最適數가 되고 Friedman과 Rubin의 선정기준은 $n\log(|T|/|W|)$의 변화가 가장 크게 나타날 때의 클러스터水準을 채택할 것을 권고하고 있다. 〈表 3〉에서 보는 바와 같이 *LRP*의 경우는 두 기준 모두 7단계 수준의 클러스터, *LHP*의 경우는 8단계 수준의 클러스터, 다시 말해서 同級危險을 가진 아파트그룹을 각각 7개 내지 8개로 분류하였다.

각각의 아파트類型에 대해 同級危險水準(equivalent risk class)을 식별한 다음 단계는 APT模型에 의한 危險調整收益率을 구하는

---

8) APT模型에 의한 株式市場의 效率性 分析에서는 觀測値의 수가 많으므로 각 因子를 因子積載値의 크기順으로 나열하여 임의로 3등분 혹은 4등분 하는 방법이 주로 쓰이고 있다. 예컨대 3因子 APT模型의 경우 觀測値의 각 因子를 因子點數 혹은 因子積載値의 크기順으로 나열한 후 각 因子別로 4등분 하면 $4^3=64$개의 그룹이 된다. 그러나 本稿에서는 因子數에 비해 觀測値의 수가 적으므로 클러스터分析을 이용하였다.

9) 3乘클러스터 選定基準의 산정방법은 공개되지 않고 있다. 그러나 同 基準에 대한 長短點은 Milligan and Cooper(1983)에 잘 나타나 있다.

10) n=클러스터의 數

$|T|=\sum_{i=1}^{n}||\chi_i-\bar{\chi}||^2$, 전체 관측치를 하나의 클러스터로 하였을 경우 유클리디안距離의 總合計

$|W|=\sum_{c}\sum_{i\in k}||\chi_i-\bar{\chi}_k||^2$, 클러스터가 c개 있을 경우 각각의 클러스터內에서의 유클리디안距離의 合計를 c개의 클러스터에 걸쳐 더한 값.

〈表 3〉 클러스터 選定基準

LRP

클러스터의 數	n log ($\|T\|/\|W\|$)	變化量	3乘클러스터 選定基準
3	0.4846	—	−2.521
4	0.9028	0.4182	−4.347
5	0.3156	0.4228	−8.155
6	2.0502	0.7346	−2.508
7	2.9479	0.8977	−1.597
8	3.6445	0.6966	−2.477
9	4.5140	0.8695	−2.508
10	5.1258	0.6118	−2.597

LHP

3	0.5313	—	−7.653
4	0.9768	0.4455	−10.434
5	1.8832	0.9064	−6.223
6	2.3360	0.4528	−8.079
7	3.5429	1.2069	−4.654
8	4.8528	1.3099	−2.036
9	5.7564	0.9036	−2.326
10	6.3545	0.5981	−4.027

것이다. 위험조정수익률은 式 (4)에 의거하여 우선 R_{it}를 각각 4개의 因子積載値(LRP), 5개의 因子積載値(LHP)에 대해 回歸分析을 행한 다음 회귀분석결과로 얻어진 豫測値들을 구하고, 이들 예측치로 개개의 아파트類型이 속해 있는 클러스터內에서의 평균값($\overline{R_{it}}$)을 구하여 이 평균값을 危險調整收益率로 사용하였다. 다음 단계로 非正常收益은 實際收益率에서 상기한 同級危險水準 平均危險調整收益率을 제한 값으로 정의되었다.

$$ABR_{it}=R_{it}-\overline{R_{it}} \quad \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

각각의 클러스터에서의 平均收益率은 APT 模型에 의해 주어진 同級危險水準의 資產에 대한 報酬이므로 137類型의 아파트자산에 대한 투자수익 중 殘餘收益(residual return)은 위험조정 후 非正常收益(risk-adjusted abnormal returns)을 나타낸다고 할 수 있다.

2. 住宅賣買市場의 效率性

本稿에서는 두가지 형태의 公共情報에 따른 非正常收益이 검토되었다. 1980년대 초반에는 70년대말의 제2차 오일쇼크와 80년대 초반의 정국불안으로 經濟成長率이 마이너스로 되는 등 극도의 景氣沈滯가 지속되었다. 이에 따라 不動產價格도 弱保合圈을 벗어나지 못하였는데 이러한 부동산경기의 침체는 經濟界가 안정됨에 따라 1983년 들어 신규분양 아파트를 중심으로 다시 살아나기 시작하였다. 이에 정부는 1983년 5월부터 민간아파트 분양가격의 실세화를 위해 債券入札制를 실시하였고[11] 이어 1983년 7월에는 주택에 대한 讓渡所得稅制度를 강화하는 등의 施策을 실시하였다. 이러한 일련의 정부시책들은 모두 不動產景氣抑制施策으로서 아파트가격에 부정적인 영향을 줌으로써 아파트투자에 따른 수익을 감소시키게 된다. 이 경우 만약 아파트매매시장이 효율적이라면 이러한 政府施策의 效果는 즉시 매매가격에 반영되어야 한다. 정부시책의 효과가 매매가격에 즉각적으로 반영되어야 한다는 것은 정부정책의 변화라는 公共情報가 아파트매매시장에 正 또는 負의 非正常收益의 형태로 당해 분기 혹은 다음 분기까지 나타나야지 그 이상의 기간에는 非正常收益이 0으로 환원되어야 함을 의미한다. 그러나 〈表 4〉에서 보는

11) 債券入札制가 본격적으로 실시된 시기는 1983년도 하반기(주로 9월 이후)부터이다.

〈表 4〉 非正常收益

t	LRP		LHP	
	AR	CAR	AR	CAR
1984 1/4	−0.0238*	−0.0238	−0.0249*	−0.0249
2/4	−0.0109*	−0.0347	−0.0119*	−0.0368
3/4	−0.0092*	−0.0439	−0.0102*	−0.0470
4/4	−0.0099*	−0.0538	−0.0109*	−0.0579
1985 1/4	0.0118		0.0118	
2/4	−0.0073*	−0.0073	−0.0073*	−0.0073
3/4	−0.0074*	−0.0147	−0.0075*	−0.0148
4/4	0.0024		0.0023	
1986 1/4	−0.0049		−0.0048	
2/4	−0.0002		−0.0001	
3/4	0.0029		0.0030	
4/4	0.0055		0.0056	
1987 1/4	0.0066		0.0068	
2/4	0.0091*		0.0093*	
3/4	0.0067		0.0069	
4/4	0.0312*	0.0312	0.0314*	0.0314
1988 1/4	0.0490*	0.0802	0.0415*	0.0729
2/4	0.0183*	0.0985	0.0109*	0.0838

* 95% 有意水準에서 0보다 작거나 큼(one-tailed test).
AR: 非正常收益
CAR: 累積非正常收益

바와 같이 137개 유형의 서울강남지역 아파트 投資에 대한 非正常收益이 1984년도 4/4분기까지 95% 有意水準에서 0보다 적은 것으로 나타났다.

물론 非正常收益의 절대값이 기간이 지날수록 줄어들기는 하였지만 1983년도의 政府施策이 1984년 4/4분기까지 통계적으로 有意한 負의 效果를 가져왔다는 것은 서울지역의 아파트매매시장이 Fama가 정의한 中強效率性을 갖고 있지 않음을 의미한다. 이는 다시 말해서 정부의 시책이 발표된 이후 이 시책에 대한 효과가 가격변화로 즉각 반영되지 않기 때문에 투자에 따른 裁定利潤의 機會(arbitrage profit opportunity)가 상당히 존재함을 의미한다. 이러한 현상은 1985년에 다시 나타나는데 1985년 2/4분기와 3/4분기에도 통계적으로 有意한 負의 非正常收益을 시현하였다. 이는 不動產投機를 抑制하기 위하여 1985년 4월 土地去來許可制를 서울을 비롯한 3개 대도시지역에 실시한 데 대한 영향으로 분석된다. 물론 토지거래허가제가 아파트매매와 직접적인 관련은 없지만 投機抑制策이란 점에서 心理的 效果가 작용하였다고 판단되며 이때의 負의 非正常收益은 앞서의 직접적인 住宅政策의 變化 경우보다 적게 나타났으며 그 파급기간도 2分期에 걸쳐 소진되었다. 이후 1987년 2/4분기까지의 非正常收益은 95% 有意水準에서 0과 다르지 않은 것으로 나타났는바 이는 동 기간중 아파트매매가격에 큰 영향을 준 政府施策이 없었기 때문인 것으로 풀이된다.

本稿에서 검토할 두번째 형태의 公共情報는 正의 非正常收益을 가져다 주리라고 예상되는 1987년도의 6.29선언 이후 정부의 각종 規制緩和, 특히 아파트가격의 상승을 촉진시키는 아파트분양가격의 上限線 引上 및 住宅景氣浮揚策이다. 1987년 3/4분기중 이러한 일련의 시책들은 選擧資金의 放出로 풍부해진 市中資金事情과 더불어 많은 投資者들로 하여금 아파트가격 상승에 대한 期待(anticipation)를 일으켰다. 그러나 〈表 4〉에서와 같이 상기 公共情報에 대한 효과도 단기간에 가격에 反映(capitalize)되지 않고 1988년 2/4분기까지도 통계적으로 有意한 正의 非正常收益이 계속되었다. 물론 이 경우도 公共情報에 따른 正의 效果 중 상당한 부분이 직후에, 즉 1987년 4/4분기와 1988년 1/4분기에 걸쳐 반영되었으나 1988년 2/4분기에도 통계적으로 有意한 正의

非正常收益을 시현하였고 3분기에 걸친 累積非正常收益을 살펴보아도 *LRP*와 *LHP*의 경우 모두 10%에 달함으로써 아파트매매시장이 앞서 정의한 의미에서의 效率性을 보이지 못하고 있다.

Ⅳ. 結 論

本稿는 두가지 형태의 公共情報에 대한 住宅賣買市場의 中強效率性에 대해 서울특별시 강남지역의 아파트를 중심으로 실증분석하였다. 결론적으로 投資者들은 政府政策의 變化나 아파트가격에 영향을 주는 公共情報들을 빠른 시일내에 資產化(capitalize)하지 못함으로써 주택매매시장은 裁定利潤(arbitrage profit)이 상당기간 존재하는 非效率性을 갖고 있는 것으로 나타났다. 물론 資料의 測定問題(measurement problem)와 APT模型의 適合性問題는 本稿에서는 깊이 고려되지 않았으므로 本稿의 結論은 잠정적이라 할 수 있으며 좀더 많은 지역에 대한 자료, 좀더 연장된 기간에 대한 資料補完이 있을 경우에 확인되리라 생각된다.

이처럼 우리나라의 住宅賣買市場이 비효율적으로 운영되고 있는 원인은 여러가지가 언급될 수 있으나 그 중에서도 다음 세가지를 내세울 수 있다.

첫째는, 投資와 消費의 二重目的性을 지니는 주택이라는 財貨의 특성이다. 예를 들어 住宅價格에 負의 效果를 가져오는 公共情報가 존재할 경우 주택보유자들은 投資보다는 消費目的에 치중함으로써 이 정보를 資產化하지 않아 공공정보에 의한 住宅價格에의 波及效果가 천천히 나타나게 한다.

둘째는, 우리나라 주택시장의 기본적인 문제인 만성적인 住宅需給의 不均衡現象이다. 만성적인 需要超過狀態에 있는 住宅賣買市場에 正의 效果를 가져오는 公共情報가 나타날 경우 이 정보가 주택가격에 반영되는 속도가 超過需要(excess demand)의 존재 때문에 늦추어지는 것이다. 다시 말해서 주택가격은 우선적으로 需給不均衡에 의해 결정되고 이미 초과수요가 존재하고 있는 상황에서 公共情報에 의한 需要의 增加 내지는 賣買市場의 賣物減少는 한계적인 효과만을 가져온다고 볼 수 있다.

끝으로 중요한 원인은 公共情報에 대한 投資者들의 異質的인 期待感(heterogeneous expectation)이다. 이는 과거의 예로 보아 정부가 投機抑制를 위한 제반시책을 발표한 후 투기가 다소 진정되면 시행을 늦추거나 혹은 浮揚策을 발표, 다시 환원시키는 등 政府政策의 一貫性이 다소 결여(inconsistency)된 점이 없지 않아 政府政策에 대한 信賴度(credibility)가 떨어져 새롭게 나온 시책의 효과에 대해 주택보유자 혹은 주택투자자들은 다양하고도 이질적인 기대를 하게 되는데 이러한 異質的 期待로 인하여 公共情報가 가격에 반영되는 速度(speed of adjustment)가 상당히 늦추어질 수 있는 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

韓國住宅事業協會, 『주택정보』, 1983.1~1988.6 (各號).

Adelman, Irma, and Cynthia Taft Morris, "A Factor Analysis of the Interrelationship Between Social and Political Variables and Per Capita Gross National Product", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.79, 1965, pp.555~578.

Chen, Nai-Fu, "Some Empirical Tests of the Theory of Arbitrage", *The Journal of Finance*, Vol.38, 1983, pp. 1393~1414.

_____, and Johnathan E. Ingersoll, Jr., "Exact Pricing in Linear Factor Models with Finitely Many Assets: A Note", *The Journal of Finance*, Vol.38, 1983, pp. 985~988.

Dhrymes, Phoebus J., Irwin Friend, and N. Bulent Gultekin, "A Critical Reexmination of the Empirical Evidence on the Arbitrage Pricing Theory", *The Journal of Finance*, Vol.34, 1984, pp. 323~346.

Draper, D.W., and M.C. Findlay, "Capital Asset Pricing and Real Estate Valuation", *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, Vol.10, Summer 1982, pp.152~183.

Fama, E.F., "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, Vol. 25, May 1970, pp.387~417.

Friedman, H.P., and J. Rubin, "On Some Invariant Criteria for Grouping Data", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.62, Dec. 1967, pp. 1159~1178.

Gau, George W., "Public Information and Abnormal Returns in Real Estate Investment", *AREUEA Journal*, Vol. 13, No. 1, Spring 1985, pp.15~31.

Hoag, J., "Toward Indices of Real Estate Value and Return", *Journal of Finance*, Vol.35, May 1980, pp. 569~580.

Ibbotson, Roger G., Jeffrey J. Diermeir, and Laurence B. Siegel, "The Demand for Capital Market Returns: A New Equilibrium Theory", *Financial Analysts Journal*, January-February 1984, pp. 22~33.

_____, and Carol L. Fall, "The United States Market Wealth Portfolio", *The Journal of Portfolio Management*, Fall 1979, pp. 82~92.

Linneman, Peter, "An Empirical Test of the Efficiency of the Housing Market", Wharton School, University of Pennsylvania, Feb. 1984.

Milligan, Glenn W. & Martha C. Cooper, "An Examination of Procedures for Determining the Number of Clusters in a Data Set", The Ohio State University CAS Working Paper Series 83-51, August 1983.

Pidot, George B. Jr., "A Principal Components Analysis of the Determinants of Local Government Fiscal Patterns", *The Review of Economics and Statistics*, Vol.51, 1969, pp.176~188.

Reinganum, M.R., "The Arbitrage Pricing Theory: Some Empirical Results",

Journal of Finance, Vol.36, May 1981, pp.313~321.

Roll, R., "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests", *Journal of Financial Economics*, Vol.4, June 1977, pp. 129~176.

_____ , and S.A. Ross, "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory", *Journal of Finance*, Vol. 35, Dec. 1980, pp.1073~1103.

Scott, John T. Jr., "Factor Analysis and Regression", *Econometrica*, Vol.34, No.3, July 1966, pp. 552~562.

附錄 : 特性勘案 住宅價格 推定式

$LP\ 83 = 3.200^{**} + 0.006SIZEA^{**}$
(0.606) (0.001)
$+ 0.177RATIO + 0.019MOVEIN^{**}$
(0.195) (0.006)
$+ 0.009SHOP - 0.016TRAFFIC$
(0.022) (0.041)
$+ 0.112AREA\ 1 + 0.244AREA\ 2^{**}$
(0.084) (0.095)
$+ 0.076AREA\ 3$
(0.092)
$R^2 = 0.571$ Adjusted $R^2 = 0.544$
$F = 21.259^{**}$

$LP\ 84 = 2.591^{**} + 0.004SIZEA^{**}$
(0.605) (0.001)
$+ 0.652RATIO^{**} + 0.023MOVEIN^{**}$
(0.195) (0.006)
$+ 0.004SHOP - 0.011TRAFFIC$
(0.022) (0.040)
$+ 0.180AREA\ 1^{**} + 0.309AREA\ 2^{**}$
(0.084) (0.095)
$+ 0.150AREA\ 3$
(0.092)
$R^2 = 0.559$ Adjusted $R^2 = 0.532$
$F = 20.315^{**}$

$LP\ 85 = 1.183^{**} + 0.003SIZEA^{**}$
(0.583) (0.001)
$+ 1.057RATIO^{**} + 0.035MOVEIN^{**}$
(0.188) (0.006)
$+ 0.037SHOP^{*} - 0.010TRAFFIC$
(0.022) (0.039)
$+ 0.246AREA\ 1^{**} + 0.399AREA\ 2^{**}$
(0.081) (0.091)
$+ 0.101AREA\ 3$
(0.089)
$R^2 = 0.596$ Adjusted $R^2 = 0.571$
$F = 23.585^{**}$

$LP\ 86 = 1.779^{**} + 0.003SIZEA^{**}$
(0.549) (0.001)
$+ 0.914RATIO^{**} + 0.029MOVEIN^{**}$
(0.177) (0.006)
$- 0.010SHOP + 0.030TRAFFIC$
(0.020) (0.037)
$+ 0.205AREA\ 1^{**} + 0.354AREA\ 2^{**}$
(0.076) (0.086)
$+ 0.126AREA\ 3$
(0.084)
$R^2 = 0.622$ Adjusted $R^2 = 0.599$
$F = 26.352^{**}$

$LP\ 87 = 1.751^{**} + 0.003SIZEA^{**}$
(0.582) (0.001)
$+ 1.905RATIO^{**} + 0.029MOVEIN^{**}$
(0.188) (0.006)
$- 0.058SHOP^{**} + 0.055TRAFFIC$
(0.022) (0.039)
$+ 0.060AREA\ 1 + 0.299AREA\ 2^{**}$
(0.081) (0.091)
$+ 0.164AREA\ 3^{*}$
(0.089)
$R^2 = 0.643$ Adjusted $R^2 = 0.621$
$F = 28.806^{**}$

$LP\ 88 = 2.164^{**} + 0.004SIZEA^{**} + 1.452RATIO^{**}$
(0.477) (0.001) (0.154)
$+ 0.023MOVEIN^{**} - 0.069SHOP^{**}$
(0.005) (0.018)
$+ 0.068\ TRAFFIC^{**} - 0.130AREA\ 1^{*}$
(0.032) (0.066)
$+ 0.288AREA\ 2^{**} + 0.209AREA\ 3^{**}$
(0.075) (0.073)
$R^2 = 0.807$ Adjusted $R^2 = 0.795$
$F = 66.859^{**}$

** : 95% 有意水準에서 有意함.
* : 90% 有意水準에서 有意함.

變數들에 대한 定義

LP 83-*LP* 88: 분양면적 평당가격

SIZEA : 분양면적

RATIO : 전용면적/분양면적

MOVEIN : 입주년도

SHOP : 단지내 附帶施設 사용의 便利度. 인

접 쇼핑센터 및 백화점까지의 거리로 指數가 낮을수록 便利度는 증가

TRAFFIC : 交通便利度. 도심에 이르는 소요시간으로 측정. 指數가 낮을수록 便利度는 증가

AREA 1 : 假變數. 반포지역일 경우는 1, 기타지역일 경우는 0

AREA 2 : 假變數. 압구정지역일 경우는 1, 기타지역일 경우는 0

AREA 3 : 假變數. 역삼, 도곡지역일 경우는 1, 기타지역일 경우는 0