Title	米国賃貸住宅市場モデルの再検討 : 計量経済学の観点から
Sub Title	Reconsideration of the U. S. rental housing market model : from an econometric perspective
Author	隅田, 和人(Sumita, Kazuto)
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	2000
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.93, No.3 (2000. 10) ,p.647(135)- 662(150)
JaLC DOI	10.14991/001.20001001-0135
Abstract	
Notes	研究ノート
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-20001001-0135

「三田学会雑誌」93巻3号（2000年10月）

研究ノート

米国賃貸住宅市場モデルの再検討：計量経済学の観点から*

隅　田　和　人

1　はじめに

米国における税制改革（1981年 Economic Recovery Tax Act, 1986年 Tax Reform Act）は，賃貸住宅市場に対して，どのような影響を及ぼしたのか。このことを明らかにするために DiPasquale and Wheaton (1992) は物価上昇，利子率，租税改革の影響を需要と供給に取り込んだ賃貸住宅市場の計量モデルを定式化し推定している。その結果，過去30年間の家賃の変化と賃貸住宅の建設は，持家と賃貸住宅の資本コストの動きに依存することが分かり税制改革により1990年から1999年に実質家賃は8％上昇するとの予測がなされている。

この研究は，家賃，建設費用，空家率などの時系列データの拡充に伴い，90年代に入りようやく試みられるようになった画期的な実証研究であり，税制改革の賃貸住宅市場への影響を実証的に調べた政策的にも意義深いものである。日本経済においても，90年代における景気対策としてなされた住宅関連税制の変更による住宅市場への影響を調べるためにも，この研究は重要な意義をもっている。(1)

しかし，この研究にはモデル構築の上で，以下で指摘するようないくつかの問題点が存在すると考える。本稿では，これらの問題について計量経済学の観点より検討を加えている。類似のモデルを応用した研究は他にも存在するので，本稿の指摘は彼らの論文だけにとどまるものではない。

このモデルで重要となる関数として，家賃の変化率を説明する家賃調整関数と新規住宅着工建設数を説明する建設方程式がある。これらの関数を推定・検定する上で，我々の考

＊　本稿作成に際し，瀬古美喜教授，蓑谷千凰彦教授，そして本誌匿名のレフェリーの方からも貴重なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。

（1）　日本の住宅税制については瀬古（1998），pp.40-48．大田（1999）参照。

える問題点は以下の3点である。

1．家賃調整関数の標準誤差の推定法
2．自己相関への対処法
3．モデル選択の方法

この3点について，以下のような計量経済学の方法を用いて再検討を行なっている。まず1について，家賃調整関数の目的のパラメータは，推定されたパラメータの関数として表されるのであるから，それらの関数の標準誤差を求める方法を適用するか，非線形推定を行なうべきである。次に2について，計量モデルに存在する1階の正の自己相関は，重要な説明変数の欠落，関数型の特定化の誤り等の定式化の誤りを原因とする擬似自己相関であることがある。このことに注意せずにAR(1)を仮定した推定法を用いることは，定式化の誤りを覆い隠すことになり得る。このような定式化の誤りを検討する方法としてRamsey (1969) のRESETがある。この検定を行ない定式化の誤りがないことを確かめた上で，自己相関を考慮した推定法に向かうべきである。

最後に3について，非入れ子型モデルの検定法の適用を提案する。DiPasquale et al. (1992) は家賃変化率を，自然空家率と実際の空家率の乖離により説明する伝統的な家賃調整関数よりも，彼らの提示するモデルの方が決定係数から見て説明力が高いと述べている。しかし決定係数による比較は，2つの非入れ子型モデル間の比較法として不十分であり，非入れ子型モデルの検定の適用が望ましい。また，DiPasquale et al. (1992) の建設方程式の関数型について線形モデルか，対数線形モデルが望ましいか議論の余地があると述べているが，この場合にも非入れ子型検定を用いることができる。

以上の3点の検討を通じ，家賃調整関数については，彼らの提唱するモデルと伝統的モデルとが共に適切ではなく，そして建設方程式については，線形モデルよりも対数線形モデルの方がよりデータと整合的であることが示されている。

本稿の構成は次のようになっている。2節でモデルの概要をまとめ，3節でモデル推定上の問題点を明らかにしている。4節において適応すべきである推定・検定法について述べ，5節ではデータを用いてこれらの方法を実際に適応している。6節は全体のまとめを行なっいる。

2　モデルの概要

DiPasquale et al. (1992) のモデルは，住宅ストック需要関数，住宅建設関数，住宅ストックの定義式という3式からなる連立方程式体系のモデルである。(2) このモデルを用いた住宅市場の研究としてDiPasquale et al. (1994), Peng and Wheaton (1994), 上野 (1996), 日本住宅総合センター (1997) がある。

(2)　このモデルの解説はDiPasquale et al. (1996), Chapter 10 にある。

このモデルでは賃貸住宅市場を，日常的に使用される空間として住宅サービスというフローが取引される住宅市場（property market）と，住宅ストックに対する投資を目的として取引が行われる住宅資産市場（asset market）の２つの市場に分けて考える。このような住宅市場の持つフローとストックの２つの側面を定式化しているために，ストック・フロー・モデルとよばれる。このモデルでは住宅市場における需給関係から家賃が決定され，その家賃に基づき住宅資産市場において資産価格が決まる。そして，この資産価格に基づき，賃貸住宅の建設数が決定され，最終的に賃貸住宅のストックが決定されることになる。

住宅サービスが取引される市場の需給関係を定式化したのが，家賃調整関数である。この関数は住宅市場における賃貸住宅サービス需要と賃貸住宅ストックにより決定される家賃を説明する関数である。まず賃貸住宅への需要を決定する需要関数は以下のように定式化されている。

$$D_t = H_t(\alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 E_t - \alpha_3 R_{t-1} + \alpha_4 OC_t) + \epsilon_{1t} \quad (1)$$

ここで各パラメータを正としてその符号が符号条件を表している。変数について，D_t はいわば賃貸住宅需要計画を示す住宅需要量である。H_t は t 期の家計数であり，これらの家計の中で借家に住もうとする家計の比率は(･)内の式により決定される。借家を需要する家計数の比率を決定する変数について，Y_t は家計所得であり，R_{t-1} は１期前の家賃[(3)]，OC_t は持家の資本コストである。人口学的変数として雇用者数 E_t が加えられている[(4)]。

このようにして決定される需要量が，既存のストックと常に等しくなるように家賃が決定される。しかし，ここでは賃貸住宅市場での探索コストを考慮して，家賃が瞬時に調整される均衡状態を仮定するのではなく，借家需要と既存ストックの乖離として表される，超過需要量に依存して変化すると仮定する。

$$\frac{R_t - R_{t-1}}{R_{t-1}} = \tau(D_t - S_t) \quad (2)$$

ここで τ は調整係数を表し，$0<\tau<\infty$ の値をとる。調整が遅いほど０に近く，速いほど大きな値をとる。この（2）式の右辺に（1）を代入することにより次式を得る。

$$\frac{R_t - R_{t-1}}{R_{t-1}} = \tau[H_t(\alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 E_t - \alpha_3 R_{t-1} + \alpha_4 OC_t) - S_t] + \epsilon_{1t} \quad (3)$$

彼らはこの式をワルラス的家賃調整関数とよび，この式が推定に用いられている。

次に，この式により決定される今期の家賃に応じて，資産市場（asset market）において，賃貸住宅の資産価格が決定され，その資

（3） 理論モデルでは家賃は t 期の家賃が使われているが［p.340，（2.5）式］，実証分析で用いられている変数は $t-1$ 期の家賃である［p.349，（4.3）式］。後述のように，このモデルを逐次モデルとして考えると，ここでは $t-1$ 期の家賃を説明変数として用いる方が望ましいと考えられる。

（4） 理論モデルでは家計の構成人員を示す POP_t が加えられているが，推定結果では有意ではなかったので，除かれている。

産価格に基づき賃貸住宅の建設数が決定される。したがって，建設方程式には賃貸住宅の資産価格が含まれなければならないが，資産価格のデータが得られないために，資産価格決定の要因となる家賃と賃貸住宅の資本コストが変数として含まれている。建築方程式は以下のようになる。

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 C_{t-1} + \beta_2 R_t - \beta_3 V_t - \beta_4 RC_t - \beta_5 B_t + \beta_6 HUD_t + \epsilon_{2t} \quad (4)$$

ここで C_t は新規賃貸住宅着工件数である。[5] V_t は空家率であり，B_t は賃貸住宅の建設コストである。資産価格の代理変数として，家賃 R_t と賃貸住宅の資本コスト RC_t が含まれている。RC_t には税率，減価償却の方法など米国租税法の規定が考慮されている。[6] HUD_t は連邦政府の補助により建設された借家数である。新しい供給が市場の状態に速やかに反応しない可能性を許すために部分調整を仮定して，1期前の住宅着工件数を含めている。

最後に，次の定義式に基づき今期のストックが決定される。

$$S_t = S_{t-1}(1-m) + C_{t-1} \quad (5)$$

m は借家の取壊率であり，C_{t-1} は1期前の建築着工件数を示し，賃貸住宅の建築には1期間（ここでは1年）かかると仮定されている。

この3式からなるモデルは連立方程式体系であるが，逐次モデル（recursive model）とよばれるモデルである。[7] まず R_t が決定され，次に建築数 C_t が決まり，最後にストックである S_t が決定されるモデルとなっている。

3　モデル構築上の問題点

この節では以上で述べてきたモデルを構築する上での問題点をまとめる。

3.1　家賃調整関数の標準誤差の計算

DiPasquale et al.（1992）は（3）を線形化することにより推定を行なっている。

$$\begin{aligned}\frac{R_t - R_{t-1}}{R_{t-1}} &= \tau\alpha_0 H_t + \tau\alpha_1 Y_t H_t + \tau\alpha_2 E_t H_t \\ &\quad - \tau\alpha_3 R_t H_t + \tau\alpha_4 OC_t H_t - \tau S_t \\ &= \beta_1 H_t + \beta_2 Y_t H_t + \beta_3 E_t H_t \\ &\quad + \beta_4 R_t H_t + \beta_5 OC_t H_t + \beta_6 S_t \end{aligned} \quad (6)$$

これより，元のパラメータ $\boldsymbol{\alpha}' = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \tau)$ は推定されるパラメータ $\boldsymbol{\beta}' = (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6)$ の関数として，以下のようにして求められる。

$$\alpha_0 = \frac{\beta_1}{\beta_6}, \quad \alpha_1 = \frac{\beta_2}{\beta_6}, \quad \alpha_2 = \frac{\beta_3}{\beta_6},$$

$$\alpha_3 = \frac{\beta_4}{\beta_6}, \quad \alpha_4 = \frac{\beta_5}{\beta_6}, \quad \tau = \beta_6$$

α の標準誤差を求めるのに，DiPasquale et

（5）ただし分譲用マンションと賃貸住宅の区別はない。建設時にこれらの区別ははっきりしないためである。

（6）DiPasquale et al. (1992), pp.345-347.

（7）Greene (1997), p.736-737.

al. (1992) は β の標準誤差を用いている。しかし，β の標準誤差は α の標準誤差ではないので，検定に誤りがもたらされる可能性がある。同様なことが DiPasquale et al. (1996, p.260) でもなされている。

ここでの α のようなパラメータ推定値の関数の標準誤差を求める方法として，２つの方法がある。一つがデルタ法と呼ばれる方法である。パラメータの関数を線形化することにより標準誤差を求める方法である。もう一つの方法は線形化により推定されたパラメータを初期値として，非線形推定を行なう方法である。この α の検定を行なうためには，これらのいずれかの方法により標準誤差を計算することが望ましいと考える。

3.2 自己相関の対処法

家賃調整関数の推定には AR(1) を仮定した推定法が用いられているが，この関数に生じている自己相関の原因としては，定式化の誤りが原因となる擬似自己相関の可能性が高い。ここでいう定式化の誤りとは，モデルにとり重要な説明変数の欠落，関数型の誤りのことである[8]。特に，除外された説明変数が AR(1) 仮定に従う場合には，残差に AR(1) が存在することになる。

自己相関の発生原因がこれらの定式化の誤りにあるにも関わらず，モデル自体の検討をせずに，自己相関を仮定した推定を行なうことは，モデルに存在する問題点を覆い隠す結果になりかねないので，望ましくない。また，モデル改善のための機会を失うことにもなる。

3.3 モデル選択の方法

賃貸住宅の家賃変化を説明するために伝統的に用いられてきたモデルとして，均衡時の空家率（自然空家率）V^* と一期前の実際の空家率 V_{t-1} との乖離により，今期の家賃変化が決定されるとするモデルがある[9]。

$$\frac{R_t - R_{t-1}}{R_{t-1}} = \gamma(V^* - V_{t-1}) \tag{7}$$

さらに物価上昇率を考慮したモデル

$$\frac{R_t - R_{t-1}}{R_{t-1}} = \gamma(V^* - V_{t-1}) + \delta INF \tag{8}$$

も存在し，これらの２つのモデルも彼らは推定している。

これらの２つのモデルの推定結果は (3) 式の決定係数と比べて，あてはまりが悪いと述べている (p.350) が，(3) 式とこれらのモデルは非入れ子型の関係にあるのでこの場合には非入れ子型モデルの検定法を使うべきである。

また，DiPasquale et al. (1992, p.341, n.2) は，建設方程式についてはその関数形の特定化について，理論的な根拠はないと述べている。対数線形モデルを用いることも考慮に入れられているが，線形モデルか対数線形モデルを用いるかについても非入れ子型モデルの検定方法を用いることができる。

---

(8) Maddala (1992), p.253.

(9) このモデルについては駒井 (1999) を参照。

4　検定方法

ここでは前節で述べた問題点を解消，あるいは検討するための方法について述べる。

4.1　パラメータに関して非線形な関数の標準誤差の計算法

先に指摘した家賃調整関数のパラメーター α の2つの標準誤差の求め方の中で，デルタ法について述べる。

デルタ法（delta method）は推定量の関数の分散を知りたい時に使われる方法である。(10)まず最小自乗推定量 b の関数を $\mathrm{f}(\boldsymbol{b})$ とする。この関数の分散を求めることを考える。この関数を真のパラメータ $\boldsymbol{\beta}$ でテーラー展開し1次の項までにより，線形近似する。

$$\mathrm{f}(\boldsymbol{b})=\mathrm{f}(\boldsymbol{\beta})+\left(\frac{\partial \mathrm{f}(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}'}\right)(\boldsymbol{b}-\boldsymbol{\beta})$$

この関数の期待値と分散は以下のようになる。

$$\mathrm{E}[\mathrm{f}(\boldsymbol{b})]=\mathrm{f}(\boldsymbol{\beta})$$

$$\mathrm{Var}[\mathrm{f}(\boldsymbol{b})]=\left(\frac{\partial \mathrm{f}(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}'}\right)\left(\frac{\sigma^2}{n}\boldsymbol{Q}^{-1}\right)\left(\frac{\partial \mathrm{f}(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}}\right)$$

ここで説明変数について $\lim_{n\to\infty}(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}/n)=\boldsymbol{Q}$ が満たされ，最小自乗推定量 b が，平均 β と分散 $\sigma^2/n\boldsymbol{Q}^{-1}$ の正規分布にしたがうならば，$\mathrm{f}(\boldsymbol{b})$ は以下のような正規分布に漸近的に従う。

$$\mathrm{f}(\boldsymbol{b})\xrightarrow{a}\mathrm{N}\left[\mathrm{f}(\boldsymbol{\beta}),\left(\frac{\partial \mathrm{f}(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}'}\right)\left(\frac{\sigma^2}{n}\boldsymbol{Q}^{-1}\right)\left(\frac{\partial \mathrm{f}(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}}\right)\right]$$

この結果にもとづき，$\mathrm{f}(\boldsymbol{\beta})$ の分散は $\boldsymbol{\beta}$ を推定された $\boldsymbol{b}$ でおきかえ，次式により計算する。

$$\mathrm{Est.Asy.Var}[\mathrm{f}(\boldsymbol{b})]=\left(\frac{\partial \mathrm{f}(\boldsymbol{b})}{\partial \boldsymbol{b}'}\right)[s^2(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}]\left(\frac{\partial \mathrm{f}(\boldsymbol{b})}{\partial \boldsymbol{b}}\right)$$

（6）のように線形化を行なって家賃調整関数を推定する場合には，目的のパラメータ $\boldsymbol{\alpha}$ は推定されるパラメータ $\boldsymbol{\beta}$ の関数 $\boldsymbol{\alpha}=\mathrm{f}(\boldsymbol{\beta})$ となっており，

$$\begin{aligned}\boldsymbol{\alpha}'&=(\alpha_0,\ \alpha_1,\ \alpha_2,\ \alpha_3,\ \alpha_4,\ \tau)\\&=\left(\frac{\beta_1}{\beta_6},\frac{\beta_2}{\beta_6},\frac{\beta_3}{\beta_6},\frac{\beta_4}{\beta_6},\frac{\beta_5}{\beta_6},\beta_6\right)\end{aligned}$$

と書けるので，この $\boldsymbol{\alpha}$ を $\boldsymbol{\beta}'=(\beta_1,\beta_2,\beta_3,\beta_4,\beta_5,\beta_6)$ で微分することにより次式が得られる。

$$\frac{\partial \mathrm{f}(\boldsymbol{b})}{\partial \boldsymbol{\beta}'}=\frac{\partial \boldsymbol{\alpha}}{\partial \boldsymbol{\beta}'}=$$

$$\begin{bmatrix}\dfrac{\partial\alpha_0}{\partial\boldsymbol{\beta}'}\\[2mm]\dfrac{\partial\alpha_1}{\partial\boldsymbol{\beta}'}\\[2mm]\dfrac{\partial\alpha_2}{\partial\boldsymbol{\beta}'}\\[2mm]\dfrac{\partial\alpha_3}{\partial\boldsymbol{\beta}'}\\[2mm]\dfrac{\partial\alpha_4}{\partial\boldsymbol{\beta}'}\\[2mm]\dfrac{\partial\tau}{\partial\boldsymbol{\beta}'}\end{bmatrix}=\begin{bmatrix}\frac{1}{\beta_6}&0&0&0&0&-\frac{\beta_1}{\beta_6^2}\\0&\frac{1}{\beta_6}&0&0&0&-\frac{\beta_2}{\beta_6^2}\\0&0&\frac{1}{\beta_6}&0&0&-\frac{\beta_3}{\beta_6^2}\\0&0&0&\frac{1}{\beta_6}&0&-\frac{\beta_4}{\beta_6^2}\\0&0&0&0&\frac{1}{\beta_6}&-\frac{\beta_5}{\beta_6^2}\\0&0&0&0&0&1\end{bmatrix}$$

これより $\boldsymbol{\alpha}$ の漸近的共分散行列を求め，この行列の対角要素により $\boldsymbol{\alpha}$ の標準誤差を計算し正規分布に基づき検定を行なうのが，望ましい検定法である。

（10）　以下の記述は Greene（1997），p.278-279に基づく。

4.2　定式化の検定法── RESET

Ramsey (1969) は線形モデル $\boldsymbol{y}=\boldsymbol{X\beta}+\boldsymbol{u}$ に対する定式化の誤りの検定方法を提案した。定式化の誤りが存在しない場合には，誤差項 u は正規分布に従う $N(0, \sigma^2\boldsymbol{I})$ と仮定する。しかし，除外変数，関数形の誤り，同時方程式バイアスが存在する時には，誤差項は期待値 $\boldsymbol{\xi}$，分散 $\tau^2\boldsymbol{I}$ の $N(\boldsymbol{\xi}, \tau^2\boldsymbol{I})$ に従い，期待値 ξ はある変数，この検定では従属変数の予測値の p 乗の変数 $y^{(p)}=(y_1^p, y_2^p, \cdots, y_N^p)$, $p=2\cdots P$ の線形関数，で表されることを示した。

Ramsey は実際の検定では Theil の BLUS 残差 $\tilde{u}$ を $\hat{y}^{(p)}$ に回帰し，これらの係数が全て 0 の仮定，つまり「定式化の誤りがない」という帰無仮説の検定を F 検定により行なうことを提案した。Ramsey and Gilvert (1972) のモンテ・カルロ実験によれば，$y^{(2)}$ と $y^{(3)}$ の 2 つの変数に回帰することで十分であると述べられている。(11)

Ramsey and Schmidt (1976) は，先に述べた検定法は

$$\boldsymbol{y}=\boldsymbol{X\beta}+\boldsymbol{\alpha}_i'\hat{\boldsymbol{y}}^{(p)}+\boldsymbol{v}$$

を推定した時に，$\boldsymbol{\alpha}_i'=0$ を検定することに等しいことを示した。この検定で得られる F 統計量を $\boldsymbol{y}^{(2)}$ を用いた時の検定にはRESET2，$\boldsymbol{y}^{(2)}$ と $\boldsymbol{y}^{(3)}$ を含めた時には RESET3と記述することにする。

4.3　非入れ子型モデルの検定法

DiPasquale らの提唱する新しい家賃調整関数 (3) と伝統的家賃調整関数 (7)，(8) のように，非入れ子の関係にあるモデルの比較では，この節で述べる検定法を用いるのが望ましい。y_i を説明するのに 2 つのモデル f_i と g_i がある場合に，どちらのモデルが望ましいかという問題を考える。まず，非線形関数をも含む一般的な単一方程式を

$$H_0: y_i=f_i(\boldsymbol{x}_i, \boldsymbol{\beta})+\epsilon_{0i}$$

とする。ここで $\boldsymbol{x}_i$ は $1\times k$ の説明変数ベクトル，$\boldsymbol{\beta}$ は k 個の要素を持つパラメータ・ベクトルである。$\epsilon_{0i}\sim\mathrm{NID}(0, \sigma_0^2)$ とする。

そして，代替モデルとして次のモデルが存在する。

$$H_1: y_i=g_i(\boldsymbol{z}_i, \boldsymbol{\gamma})+\epsilon_{1i}$$

ここで z_i は $1\times l$ のベクトルであり，γ は l 個の要素を持つパラメータ・ベクトルである。誤差項についても同様に $\epsilon_{1i}\sim\mathrm{NID}(0, \sigma_1^2)$ とする。

4.3.1　合成モデル compound model

検定のために，これらの 2 つのモデルを含む以下のようにして人工的につくられる合成モデル (compound model) を定式化することになる。

$$y_i=(1-\alpha_0)f_i(\boldsymbol{x}_i, \boldsymbol{\beta})+\alpha_0 g_i(\boldsymbol{z}_i, \boldsymbol{\gamma})+\epsilon_i \quad (9)$$

H_0 モデルが正しい時には $\alpha_0=0$ となり，逆に H_1 モデルが正しい時には $\alpha_0=1$ となる。しかし，このモデルを推定しても α_0 は識別できない。そこでいくつかの工夫を凝らすこ

(11)　ただし実験回数は1000回，説明変数は非確率変数の場合と限られた実験である。

とが必要になり，それに関して３つの検定方法が存在する。

4.3.2 Ｊテスト

合成モデルの α_0 を識別可能にするために，Ｊテストでは $g_i(z_i, \gamma)$ を H_1 の最尤推定量 $\hat{\gamma}$ でおきかえた $\hat{g}_i=g_i(z_i, \hat{\gamma})$ を用いて，合成モデルを書き直す。

$$y_i=(1-\alpha_0)f_i(\boldsymbol{x}_i, \boldsymbol{\beta})+\alpha_0\hat{g}_i+\epsilon_i$$

Ｊテストでは，このモデルを推定して $H_0: \alpha_0=0$；（H_0 モデルが正しい）を検定する。検定には漸近的ｔ検定を用いる。この検定は α_0 と $\boldsymbol{\beta}$ を同時に（jointly）推定するのでＪテストと呼ばれる。[12]

4.3.3 Ｃテスト

Ｃテストでは g_i だけではなく f_i についても推定量 $\hat{f}_i=(\boldsymbol{x}_i, \hat{\boldsymbol{\beta}})$ で置き換えた合成モデルを用いる。

$$y_i=(1-\alpha_0)\hat{f}_i+\alpha_0\hat{g}_i+\epsilon_i$$

ここでも $H_0: \alpha_0=0$ を検定する。この検定は $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ の条件の下で α_0 の推定を行なっているので（… estimating α_0 conditional on $\hat{\boldsymbol{\beta}}$），Ｃテストと名づけられている。[13]

4.3.4 Ｐテスト

Ｐテストでは合成モデル（9）を，次のように書き直す。

$$\begin{aligned} y_i&=(1-\alpha_0)f_i(\boldsymbol{x}_i, \boldsymbol{\beta})+\alpha_0 g_i(\boldsymbol{z}_i, \boldsymbol{\gamma})+\epsilon_i \\ &=f_i(\boldsymbol{x}_i, \boldsymbol{\beta})+\alpha_0[g_i(\boldsymbol{z}_i, \boldsymbol{\gamma})-f_i(\boldsymbol{x}_i, \boldsymbol{\beta})]+\epsilon_i \quad (10) \end{aligned}$$

ここで推定の簡単化のために $\boldsymbol{\gamma}$ をその推定量 $\hat{\boldsymbol{\gamma}}$ で置き換える。そして，非線形関数 $f_i(\boldsymbol{x}_i, \boldsymbol{\beta})$ を $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ でテーラー展開することにより線形化する。

$$\begin{aligned} f_i(\boldsymbol{x}_i, \boldsymbol{\beta})&\simeq f_i(\boldsymbol{x}_i, \hat{\boldsymbol{\beta}})+\left.\frac{\partial f_i}{\partial \boldsymbol{\beta}}\right|_{\beta=\hat{\beta}}(\boldsymbol{\beta}-\hat{\boldsymbol{\beta}}) \\ &=\hat{f}_i+\hat{\mathbf{F}}_i(\boldsymbol{\beta}-\hat{\boldsymbol{\beta}}) \quad (11) \end{aligned}$$

（10）について，$f_i(\boldsymbol{x}_i, \boldsymbol{\beta})$ に（11）を代入して書き直す。

$$\begin{aligned} y_i=&\hat{f}_i+\hat{\boldsymbol{F}}_i(\boldsymbol{\beta}-\hat{\boldsymbol{\beta}}) \\ &+\alpha_0[g_i(\boldsymbol{x}_i, \hat{\boldsymbol{\gamma}})-\hat{f}_i-\hat{\boldsymbol{F}}_i(\boldsymbol{\beta}-\hat{\boldsymbol{\beta}})]+\epsilon_i \\ y_i-\hat{f}_i=&\hat{\boldsymbol{F}}_i\boldsymbol{b}+\alpha_0(\hat{g}_i-\hat{f}_i)+\epsilon_i \end{aligned}$$

ここで $\boldsymbol{b}=(1-\alpha_0)(\boldsymbol{\beta}-\hat{\boldsymbol{\beta}})$，$\hat{g}_i=g_i(\boldsymbol{x}_i, \hat{\boldsymbol{\gamma}})$ とおいている。ベクトルと行列を用いてこれを以下のように書き直すことができる。

$$\boldsymbol{y}-\hat{\boldsymbol{f}}=\hat{\boldsymbol{F}}\boldsymbol{b}+\alpha_0(\hat{\boldsymbol{g}}-\hat{\boldsymbol{f}})+\boldsymbol{\epsilon}$$

またこの式の両辺に $\hat{\boldsymbol{M}}=\boldsymbol{I}-\hat{\boldsymbol{F}}(\hat{\boldsymbol{F}}'\hat{\boldsymbol{F}})^{-1}\hat{\boldsymbol{F}}'$ を乗じ，Frisch-Waugh-Lovell の定理[14]により以下のように書くこともできる。ここで左辺については $\hat{\boldsymbol{M}}(\boldsymbol{y}-\hat{\boldsymbol{f}})=\boldsymbol{y}-\hat{\boldsymbol{f}}$ となることに注意する。[15]

$$\boldsymbol{y}-\hat{\boldsymbol{f}}=\alpha_0\hat{\boldsymbol{M}}(\hat{\boldsymbol{g}}-\hat{\boldsymbol{f}})+\boldsymbol{\epsilon}$$

このようにＰテストの合成関数は preposi-

---

(12) Davidson and MacKinnon (1981), p.783.
(13) 前掲論文，p.783.
(14) Davidson and MacKinnon(1993), pp.19-24.
(15) Davidson and MacKinnon(1981), p.787.

tional matrix $\hat{\boldsymbol{M}}$ が明示的に表れるように書き換えることができるので，この行列にちなんでPテストと名づけられている。[16] $\hat{\alpha}_0$ は $H_0:\alpha_0=0$ が真の時に漸近的に正規分布するので，このことから漸近的t検定を行なうことができる。

4.3.5 モデル H_1 の検定

以上の3つの検定法を用いることにより，モデル H_1 を帰無仮説として検定を行なう場合には，$f_i(\boldsymbol{x}_i, \boldsymbol{\beta})$ と $g_i(\boldsymbol{z}_i, \boldsymbol{\gamma})$ を入れ換えた以下のような合成モデルを作り，

$$y_i=(1-\alpha_1)g_i(\boldsymbol{z}_i, \boldsymbol{\gamma})+\alpha_1(\boldsymbol{x}_i, \boldsymbol{\beta})+\epsilon_i$$

同様にして推定式を導き検定を行なう。

4.3.6 4つの検定結果の組合わせ

2つの合成モデルを用いて検定を行なうと，これらの2つの検定の結果として4つの組み合わせができる。

帰無仮説：モデル H_0	帰無仮説：モデル H_1 $\alpha_1=0$	帰無仮説：モデル H_1 $\alpha_1\neq0$
$\alpha_0=0$	I. モデル H_0採択 モデル H_1採択	II. モデル H_0採択 モデル H_1棄却
$\alpha_0\neq0$	III. モデル H_0棄却 モデル H_1採択	IV. モデル H_0棄却 モデル H_1棄却

領域Iでは，y_i を説明するのに H_0 と H_1 のどちらのモデルを採用しても良く，逆に領域IVでは，どちらのモデルも適切ではないと判断される。領域IIでは，モデル H_0 を採用し，モデル H_1 を棄却することになる。領域IIIでは，モデル H_1 を採択し，モデル H_0 を棄却することになる。

4.4 線形モデルと対数線形モデル間の検定法

先に述べた非入れ子型モデルの検定方法は，線形モデルと対数線形モデルとの比較の問題にも拡張されている。建設方程式の場合のように，関数形に線形モデルを用いるか対数線形モデルを用いるかを，特定化できない場合には，ここで述べる検定方法を適用することが考えられる。

ここではモデル H_0 とモデル H_1 を以下のように定式化する。

$$H_0:\boldsymbol{y}=\boldsymbol{X\beta}+\boldsymbol{\epsilon}_0$$
$$H_1:\ln\boldsymbol{y}=\ln(\boldsymbol{X})\boldsymbol{\gamma}+\boldsymbol{\epsilon}_1$$

ここで $\ln(X)$ は X に含まれる，定数項を除く全ての変数を対数変換することを示している。この場合の検定も合成モデルをもとに導出されるモデルを推定して，それぞれのモデルを対立仮説においた場合の2つの検定を行ない，4つの組み合わせが得られる。

4.4.1 JAテスト

JAテストはFisher and McAleer (1981)の中で提唱されている。もともとJテストを小標本でも適用できるように変形した検定であるが，線形モデルに対する対数線形モデルの検定にも使用できる。[17] 線形モデル H_0 を検定するときの合成モデルは以下のようになる。

$$\boldsymbol{y}=(1-\alpha_0)\boldsymbol{X\beta}+\alpha_0\boldsymbol{P}_1\ln(\boldsymbol{P}_0\boldsymbol{y})+\boldsymbol{\epsilon}$$

$\alpha_0=0$ を通常のt検定により検定する。ここ

---

(16) 前掲論文，p.783.
(17) 蓑谷（1996），pp.366-369.

で

$$P_0 = X(X'X)^{-1}X'$$
$$P_1 = \ln(X)(\ln(X)'\ln(X))^{-1}\ln(X)'$$

である。

対数線形モデル H_1 の検定に用いるモデルは以下のようになる。

$$\ln \boldsymbol{y} = (1-\alpha_1)\ln(X)\boldsymbol{\gamma} + \alpha_1 P_0 \exp(P_1 \ln \boldsymbol{y}) + \epsilon$$

$\alpha_1 = 0$ を通常の t 検定により検定する。

4.4.2 PE テスト

Davidson, White, and MacKinnon (1983) で提唱されたこの検定法は，P テストを被説明変数が元の被説明変数の単調変換，例えば $\log y_i$，$\exp(y_i)$，$y_i^{1/2}$ の場合にも実行できるように拡張した検定方法である。ただし，この検定は P テストと異なり，2つのモデルが共にパラメータに関して線形のモデルなのでテーラー展開を行う必要はない。

線形モデル H_0 を検定するときの合成モデルは以下のようになる。

$$\boldsymbol{y} = X\boldsymbol{\beta} + \alpha_0[\widehat{\ln \boldsymbol{y}} - \ln \widehat{\boldsymbol{y}}] + \boldsymbol{\epsilon} \qquad (12)$$

この (12) の α_0 について正規分布により検定し，$\widehat{\alpha_0}$ が有意ならば H_0 を棄却する。

一方，対数線形モデル H_1 が正しいとする仮説を検定する時の合成モデルは次式である。

$$\ln \boldsymbol{y} = \ln(X)\boldsymbol{\gamma} + \alpha_1[\widehat{\boldsymbol{y}} - \exp(\widehat{\ln \boldsymbol{y}})] + \boldsymbol{\epsilon} \qquad (13)$$

この (13) の $\alpha_1 = 0$ について検定し，$\widehat{\alpha_1}$ が有意ならば H_1 を棄却する。

4.4.3 BM テスト

Bera and McAleer (1989) の BM テストは，線形モデルと対数線形モデルの検定に焦点を絞った検定法である。

まず線形モデル H_0 を帰無仮説として次の合成モデルを推定し $\delta_0 = 0$ を検定する。

$$\boldsymbol{y} = X\boldsymbol{\beta} + \delta_0 M_1 \ln(P_0 \boldsymbol{y}) + \boldsymbol{\epsilon} \qquad (14)$$

ここで $M_1 = I - P_1$ である。e_1 は $\hat{y}$ の関数なので (14) の OLS 残差とは独立になり，t 分布に従う。

次に対数線形モデル H_1 を帰無仮説とした場合の合成モデルは $M_0 = I - P_0$ を用いて以下のようになる。

$$\ln \boldsymbol{y} = \ln(X)\boldsymbol{\gamma} + \delta_1 M_0 \exp(P_1 \ln \boldsymbol{y}) + \boldsymbol{\epsilon} \qquad (15)$$

を推定し $\delta_1 = 0$ を t 分布により検定する。

従属変数の 1 期前の変数が説明変数に含まれる場合には，それぞれの検定の帰無仮説の下で $N(0,1)$ に従う。[18]

5 家賃調整関数と建設方程式の再推定

ここでは，DiPasquale et al. (1992, pp.356-357) のデータを用いて，前節で述べた方法により家賃調整関数と建設方程式を推定し検討を行なっている。

5.1 家賃調整関数の推定と検定

5.1.1 伝統的家賃調整関数の推定結果

まず，伝統的家賃調整関数 (8) の推定結

(18) McAleer (1994), p.358.

果についてである。

物価上昇率を加えた伝統的家賃調整関数は以下のようになる。(19) (7) の推定結果は非常に説明力が低かったので，その推定結果を報告していない。この関数を推定するのに必要な消費者物価指数は DiPasquale et al. のデータ付録にないので Economic Report of President, 1998, p.349 の consumer price index の All items を用いている。

$$\frac{R_t-R_{t-1}}{R_{t-1}}=\underset{(4.718)**}{0.089548}-\underset{(-3.713)**}{0.009280}V_{t-1}-\underset{(-5.346)**}{0.005081}INF_t \quad (16)$$

推定法：OLS，計測期間：1964-1989年，

$n=26$，$s=0.011364$，$\overline{R^2}=0.564232$

自己相関：$DW=0.478542$，

不均一分散：$LM=3.27601[.070]$，

正規性：$JB=0.941657[.624]$

正規性：$G=0.79003(G_l, G_u)=(0.72939, 0.86637)$

定式化：$RESET2=1.40460[.249]$，

$RESET3=0.879726[.430]$

自己相関については，DW 比の値より 1 階の自己相関が生じている。不均一分散の LM 統計量は 5 %水準で有意でないことから，分散が不均一であるとの証拠は得られない。(20) 正規性については JB 統計量は有意でなく，G 統計量についても上限と下限の間に落ちるので，正規分布に従うという帰無仮説を棄却しない。正規性の仮定が満たされているので，RESET が適用可能であり，RESET2と 3 の結果からは定式化の誤りがあるとは判断されない。

5.1.2 ワルラス的家賃調整関数の推定結果

ここでは線形化させたモデル (6) 式を推定し，得られたパラメータ推定値を初期値として非線形推定法により (1) 式を推定し標準誤差を求めた。ただし，推定に際しては DiPasquale et al. (1992, p.349) の (4.3) に基づき，R と OC については 1 期前の値を用いている。

1. (6) 式の推定結果

$$\begin{aligned}\frac{R_t-R_{t-1}}{R_{t-1}}=&\underset{(3.59007)**}{0.930409}\times10^{-5}H_t\\&+\underset{(3.74154)**}{0.469336}\times10^{-3}H_t\cdot Y_t\\&-\underset{(-1.75575)}{0.379564}\times10^{-5}H_t\cdot E_t\\&-\underset{(-4.07184)**}{0.106967}\times10^{-6}H_t\cdot R_{t-1}\\&+\underset{(4.83073)**}{0.673909}\times10^{-7}H_t\cdot OC_{t-1}\\&-\underset{(-2.86201)**}{0.189616}\times10^{-4}S_t\end{aligned} \quad (17)$$

推定法：OLS，計測期間：1964-1989年，

$n=26$，$s=0.009772$，$\overline{R^2}=0.677808$，

自己相関：$DW=1.01175$，

不均一分散：$LM=0.831596[.362]$，

正規性：$JB=1.38964[0.499]$

正規性：$G=0.85716(G_l, G_u)=(0.72939, 0.86637)$

定式化：$RESET2=1.15949[.295]$，

$RESET3=4.06446[.035]$

DW 比より 1 階の自己相関が生じていることがわかる。LM 統計量から不均一分散は

---

(19) 以下の回帰式の推定結果について，( ) の数値は t 値である。**：1 %水準，*：5 %水準で有意であることを示す。[ ] 内の数値は P 値である。

(20) 正規性検定については蓑谷 (2000)，pp.33-44参照。

存在しない。正規性については，JB は有意でなく，G 統計量も上限と下限の間に落ちるので，正規性の仮定は満たされていると考えられる。しかし，RESET(3) より５％水準で定式化の誤りなしの仮定は棄却され，このモデルには定式化の誤りが存在することが示唆される。

これらの推定値から求まる α の推定値は以下のようになる。最初の（　）内の数値はデルタ法により求めた漸近的標準誤差であり，次の（　）内の数値は漸近的ｔ値を示している。

$a_0=0.49068(0.10319)(4.75526)$

$a_1=24.75187(3.43162)(7.21288)$

$a_2=-0.20017(0.10327)(-1.93828)$

$a_3=-0.0056412(0.0022634)(-2.49233)$

$a_4=0.0035541(0.0015941)(2.22950)$

$\tau=0.000018962(6.625\times10^{-6})(2.86201)$

2．非線形最小自乗法による推定結果（括弧内は漸近的ｔ値）

$$\frac{R_t-R_{t-1}}{R_{t-1}}=\underset{(2.86202)**}{0.000019}\Big[H_t\Big(\underset{(4.75526)**}{0.490679}+\underset{(7.21289)**}{24.7519}\,Y_t-\underset{(-1.93828)}{0.200175}E_t-\underset{(-2.49233)*}{0.005641}R_{t-1}+\underset{(2.22950)*}{0.003554}\,OC_{t-1}\Big)-S_t\Big] \qquad (18)$$

推定法：非線形最小自乗法

（ガウス法，収束回数：１回），

計測期間：1964-1989年，$n=26$,

$s=0.009772$,　$R^2=0.742247$,

自己相関：$DW=1.01175$,

不均一分散：$LM=0.831606[.362]$

線形化によって得られた推定値を初期値として推定を行なっている。収束回数は１回で済んでいる。これは初期値の設定が適切であるためと思われる。デルタ法によって求められたｔ値とほとんど同じ値が得られた。また，右辺（　）内で決定される賃貸住宅を選択する家計の割合は平均約31％であることが示された。

5.1.3　標準誤差の計算に関する実験

DiPasquale et al. (1992) らのように，オリジナルのパラメータの検定を線形化により得られたパラメータ推定値の標準誤差を用いて行なう方法と，デルタ法，非線形最小自乗法により得られた標準誤差を用いる方法では，検定結果にどのような違いが見られるだろうか。このことを調べるために以下のような実験を試みた。

(18) で推定されたパラメータと，誤差項に平均０，標準偏差を１段階目の推定結果から得られた $s=0.009772$ として発生させた正規乱数を用いて，従属変数である $(R_t-R_{t-1})/R_{t-1}$ を1,000回生成した。得られたデータに対して線形化させたモデルを推定し，デルタ法により共分散行列を計算し，１段階での推定結果を初期値として非線形推定を行なった。

この手順により得られる３つのｔ値，つまり (1) １段階で得られたｔ値，(2) デルタ法により求められた漸近的ｔ値，(3) 非線形最小自乗法により求められた漸近的ｔ値を計算し，それぞれの両側検定で５％水準の臨界点（$t_{0.025}(20)=2.086$, $N_{0.025}=1.96$）をこえる統計量の頻度の全体に占める割合を計算した。れる漸近的ｔ値は全く同じ値になり，統計量

表1　標準誤差の計算に関する実験

方法	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	τ
(1)線形	0.92300	0.94000	0.39700	0.96900	0.99500	0.77600
(2)デルタ	0.94000	0.96000	0.45600	0.72400	0.64200	0.51900
(3)非線形	0.94000	0.96000	0.45600	0.72400	0.64200	0.51900

この結果をまとめたのが表1である。

デルタ法と非線形最小自乗法により求めらが臨界点を越える頻度も同じとなっている。(1) の線形モデルのt値に基づく検定では α_3, α_4, τ について (2) のデルタ法と (3) の非線形最小自乗法に基づく検定よりも多く帰無仮説を棄却することが分かる。

この実験から線形化させたモデルから得られる標準誤差を用いると誤った結論を導きかねないことが示される。

5.1.4　J，C，Pテストの検定結果

2種類の推定された家賃調整関数に対して，J，C，Pテストを適用した結果が表2である。全ての検定結果から，2つのモデルが棄却されるとの結果が得られた。これらの2つのモデルが共にデータにあてはまらないことを示している。

表2　J，C，Pテストの漸進的t値

テスト	t_0	t_1
J	4.85393[0.000]	2.87474[0.004]
C	2.71719[0.007]	4.98126[0.000]
P	4.85393[0.000]	2.87474[0.004]

注）[　]内の数値はP値

しかしRESETの結果と併せてみると，伝統的調整関数は「定式化の誤りが存在しない」という帰無仮説を棄却しなかったのに対して，ワルラス的調整関数はRESET3により，5％水準で帰無仮説が棄却されている。よって，J，C，Pテストからは両方のモデルが共に家賃変化率を説明するモデルとして適切ではないと結論づけられるが，RESETから見ると伝統的調整関数の方がすぐれている。

5.2　建設方程式の推定と検定

ここでは建設方程式を線形モデルと対数線形モデルの2つのモデルで推定し，線形モデルと対数線形モデルに対する非入れ子型検定を行なっている。

5.2.1　推定結果

はじめに線形モデルの建設方程式の推定結果は以下のようになる。

$$
\begin{aligned}
C_t = &-\underset{(-2.30107)*}{1346.42} + \underset{(2.63571)*}{0.330698}\,C_{t-1} + \underset{(4.45848)**}{81.5821}\,R_t \\
&+ \underset{(1.59375)}{0.971663}\,HUD_t - \underset{(-4.32818)**}{71.8604}\,RC_t \\
&- \underset{(-1.35222)}{63.3312}\,V_t - \underset{(-1.72840)}{14.3451}\,B_t
\end{aligned}
\tag{19}
$$

推定法：OLS，計測期間：1963-1989年，
$n=27$，$s=84.6164$，$\overline{R^2}=0.779433$，
自己相関：$h=2.27140[.023]$，
不均一分散：$LM=3.59674[.058]$，
正規性：$JB=0.434561[.805]$
正規性：$G=0.79669(G_l, G_u)=(0.73068, 0.86509)$
定式化：$RESET2=2.79278[.111]$，
$RESET3=4.07106[.035]$

符号条件は全て満たされている。自己相関

については従属変数の1期前の変数が説明変数として含まれているのでDW比よりもh統計量で判断する。この結果より5％水準で自己相関が存在することが分かる。不均一分散についてはP値が低いが，5％水準では有意とはならない。正規性についても問題はなさそうである。定式化については，RESET3より5％水準で定式化の誤りが示唆される。このことより，定式化の誤りが原因となって自己相関が生じている可能性がある。

この線形モデルに対して，対数線形モデルの推定結果は以下のようになる。

$$
\begin{aligned}
\ln C_t = &-\underset{(-2.05469)}{11.4401} + \underset{(2.29796)*}{0.315328}\ln C_{t-1} \\
&+ \underset{(5.88276)**}{6.55070}\ln R_t + \underset{(1.20303)}{0.113150}\ln HUD_t \\
&- \underset{(-4.56992)**}{0.748851}\ln RC_t - \underset{(-1.58995)}{0.855856}\ln V_t \\
&- \underset{(-1.69870)}{1.49383}\ln B_t \qquad (20)
\end{aligned}
$$

推定法：OLS，計測期間：1963-1989年，

$n=27$，$s=0.144448$，$\overline{R^2}=0.782657$，

自己相関：$h=1.89374[.058]$，

不均一分散：$LM=0.415575[.519]$，

正規性：$JB=0.040238[.980]$

正規性：$G=0.78723 (G_l, G_u)=(0.73068, 0.86509)$

定式化：$RESET2=0.032586[.859]$，

$RESET3=0.726082[.497]$

この推定結果についても符号条件は全て満たされている。h統計量からP値は小さいが，有意水準5％で自己相関なしの仮説は棄却されない。LM統計量から，不均一分散についても問題はない。正規性については，JB統計量，G統計量からともに正規性の仮説が棄却されない。そして，RESET2とRESET3の結果は有意でないので，定式化についても問題はない。

5.2.2 JA，PE，BMテストの検定結果

JA，PE，BMテストの結果が表3にある。線形モデル，対数線形モデルの両方とも棄却されないとの結果が得られた。これより線形モデル，対数線形モデルのどちらで定式化しても問題ないことが分かる。しかし自己相関の有無，RESETの結果から見て，2つのモデルを比べると対数線形モデルの方がよりデータに合っている。

表3　JA，PE，BMテストのt値

テスト	t_0	t_1
JA	−0.64375[0.520]	0.80840[0.419]
PE	0.85377[0.393]	1.04126[0.298]
BM	−0.64881[0.524]	−0.82907[0.417]

注）[　]内の数値はP値

6　おわりに

本稿では，DiPasquale and Wheaton (1992) の賃貸住宅市場モデルについて，その計量モデルの問題点を指摘し，これらの問題点を検討する方法として標準誤差の計算法，定式化の検定，非入れ子型モデルの検定方法について述べ，これらの方法を適応して実際にモデルを再推定した。

その結果，DiPasquale et al. の家賃調整関数には定式化の誤りから，擬似自己相関が発生している可能性がある。また，空家率で家賃の調整を説明する伝統的モデルに対して，DiPasquale et al. の家賃調整関数を，非入れ子型検定により検討した結果，どちらのモ

デルも適切ではないとの結論が得られた。はっきりした結論ではないが，DiPasquale et al.（1992）は決定係数より判断して彼らの調整関数の方が優れていると述べているが，最終的な結論は単純ではないことが分かる。

建設方程式については，線形モデルによる定式化ではh統計量とRESETの結果より判断すると擬似自己相関が存在すると考えられる。それに対して対数線形モデルでは，自己相関はなく，RESETの結果でも定式化の誤りは存在しない。これらのモデルについても，どちらのモデルが優れているかを非入れ子型モデルの検定法を適用して検討したところ，どちらのモデルでも良いとの結論が得られた。この結果と定式化の検定結果とを併せてみると，対数線形モデルの方がデータには合っていると考えられる。

以上，賃貸住宅市場モデルを構成する2つの重要な関数の検討により，推定の方法に関する問題点だけではなく，関数の定式化の問題も存在することが明らかになった。特に家賃調整関数については定式化に問題があり，米国の賃貸住宅市場モデルには，改善の余地が残されていることが分かる。今後，この種のモデルに基づく実証分析を行う上でも，本稿での指摘を生かした分析を進めることが重要である。

（経済学研究科博士課程）

参 考 文 献

［1］上野賢一（1996）『日本における住宅価格形成の実証分析』東京大学大学院経済学研究科，修士論文．

［2］大田弘子（1999）「住宅関連税制のあり方」『住宅問題研究』15(1)，pp.53-67．

［3］駒井正晶（1999）「日本の大都市における借家市場の価格調整と自然空家率」『日本不動産学会誌』13(2)，pp.72-81．

［4］瀬古美喜（1998）『土地と住宅の経済分析』創文社．

［5］日本住宅総合センター（1997）『賃貸住宅市場の実証分析－借地借家法が及ぼす賃貸住宅供給への影響』財団法人日本住宅総合センター，調査研究リポートNo. 95245．

［6］蓑谷千凰彦（1996）『計量経済学の理論と応用』日本評論社．

［7］蓑谷千凰彦（2000）『よくわかるブラック・ショールズモデル』東洋経済新報社．

［8］Bera, A. K. and M. McAleer (1989), "Nested and Non-Nested Procedures for Testing Linear and Log-Linear Regression Models." *Sankhya*, Series B, 51, pp. 212-224.

［9］Council of Economic Advisors (1998), *Economic Report of the President*, 1998. Washington, D.C.: United States Government Printing Office.

［10］Davidson, R. and J. G. Mackinnon (1981), "Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses." *Econometrica*, 49, pp.781-793.

［11］Davidson, R. and J. G. Mackinnon (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, New York: Oxford University Press.

［12］Davidson, R., H. White, and J. G. Mackinnon (1983), "Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses." *Journal of Econometrics*, 21, pp.53-70.

［13］DiPasquale, D. and W.C. Wheaton (1992), "The Cost of Capital, Tax Reform, and the Futrue of the Rental Housing Market", *Journal of Urban*

Economics, 31, pp.337-359.

[14] DiPasquale, D. and W.C. Wheaton (1994), "Housing Markets Dynamics and the Future of Housing Prices." *Journal of Urban Economics*, 35, pp.1-27.

[15] DiPasquale, D. and W.C. Wheaton (1996), *Urban Economics and Real Estate Markets*. Englewood Cliffs, NJ : Prentice-Hall.

[16] Fisher, G. R. and M. McAleer, (1981), "Alternative Procedures and Associated Tests of Significance for Non-Nested Hyopotheses." *Journal of Econometrics*, 16, pp.103-119.

[17] Greene, W.H. (1997), *Econometric Analysis, 3rd ed.*, Prentice-Hall.

[18] Maddala, G. S. (1992), *Introduction to Econometrics, 2nd ed.*, Prentice-Hall.

[19] McAleer, M. (1994), "Sherlock Holmes and the Search for Truth : A Diagnostic Tale." *Journal of Economic Surveys*, 8(4), pp.317-370.

[20] McAleer, M. (1995), "The Significance of Testing Empirical Non-Nested Models." *Journal of Econometrics*, 67, pp.149-171.

[21] Peng, R. and W. C. Wheaton (1994), "Effects of Restrictive Land Supply on Housing in Hong Kong : An Econometric Analysis." *Journal of Housing Research*, 5, pp.263-291.

[22] Ramsey, J. B. (1969), "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis." *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 2, pp.350-371.

[23] Ramsey, J. and R. Gilbert (1972), "A Monte Carlo Study of Some Small Sample Properties of Tests for Specification Error." *Journal of American Statistical Association*, 67, pp.180-186.

[24] Ramsey, J. B. and P. Schmidt(1976), "Some Further Results on the Use of OLS and BLUS Residuals in Specification Error Tests." *Journal of American Statistical Association*, 71, pp.389-390.