

Title	家計の居住形態の質的選択モデル分析と不動産市場活 性化政策
Author(s)	吉岡,孝昭
Citation	国際公共政策研究. 2005, 9(2), p. 141-151
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/10604
rights	
Note	

## The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

# 家計の居住形態の質的選択モデル分析と 不動産市場活性化政策\*

A Qualitative Choice Models Analysis of Housing and Real Estate Market Demand Promotion Policies in Japan

## 吉岡孝昭\*\* Takaaki YOSHIOKA\*\*

#### Abstract

Japan experienced land price hikes at the end of 1980's, which is called a land price bubble. It has caused serious problems in the Japanese economy. Monetary and fiscal policies have been implemented toward an economic recovery after the bubble collapsed, but they have not worked well.

In this paper, I tried to verify that demand promotion policies of real estate according to individual lifecycles are highly important to our economic recovery by using individual data, such as the Japanese General Social Survey, and qualitative analysis techniques, such as the Probit and Logit Models.

I found that real estate information according to individual lifecycles highly promotes the Japanese real estate market through the use of IT infrastructure to get real estate information, which is determined by the Japanese real estate market.

**キーワード**:日本版総合的社会調査、プロビット・モデル、ロジット・モデル、 ライフサイクル、不動産市場政策

Keywords: Japanese General Social Survey, Probit Model, Logit Model, Lifecycle, Real Estate Market Policy

<sup>\*</sup> 本稿作成にあたり、楊継瑞教授(四川大学)、谷岡一郎教授(大阪商業大学)、跡田直澄教授(慶應義塾大学)から 有益なご教示を受けたことを記して、同教授に謝意を表したい。なお、含まれる誤謬の一切の責任が著者にあるこ とはいうまでもない。

<sup>\*\*</sup> 中国·四川大学経済学院客座教授

#### 1. はじめに

日本では、地価は、市場で決まるのであるから、市場の情報が必要な層に伝達され、情報の非対称性が生じないことが、不動産のマーケット機能を高める。

そこで本稿では、次の意識を持って議論を進めたい。すなわち、家計が土地を購入する場合、通常は、土地をダイレクトに購入するという行動は余り見られず、むしろ持ち家(一戸建て、集合住宅)取得を通じた土地購入が大宗を占めると考えることができよう。その意味で、本稿では、家計の不動産需要をみるのに、家計の居住形態の質的選択モデル分析を通じて、家計の不動産需要要因や選択行動等の解明を図り、不動産需要喚起政策を明らかにし、不良債権処理問題の解決の糸口を政策的に見いだすことを目的とする。

そもそも、日本の住宅市場は、建替え需要を除けば、土地購入を前提として行われることが多い。すなわち、家計が住宅・マンションを購入する場合、住宅では、住宅購入全体の予算制約の中で、まず、土地価格が与えられ、土地購入費を除いた残りの予算の中で、「上もの」である住宅等を建て、その上で、買うか、買わないかの選択をしていると考えることができよう。また、中古物件を除く、新築マンション等集合住宅の購入に当たっても、土地の価格は、「上もの」の価格と一体となって、販売されるため、マンションを購入しているつもりが、一体として土地も購入していることとなる。

そのように考えれば、日本の居住形態選択行動パターンは、予算制約条件の中で、効用を 最大化する居住形態を選択すると考えるのが妥当であろう。

こしたことから本稿では、日本の家計の居住形態の質的選択モデル分析を通じて、不動産 需要が発生する要因を明らかにし、このことを通じ、今後の土地等不動産需要喚起政策、す なわち、政策的にどのような手段を講ずれば、土地等不動産需要増加に効果的か、に関し解 明を行うことにある。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、2の「データと変数」では、わが国の家計が居住する住居の購入・賃貸の選択行動について分析するために本稿で用いた「Japanese General Social Survey(以下「JGSS」という。)」データに関して整理する。3の「家計の居住形態選択の質的選択モデル分析」では、JGSSデータに基づいて、我が国の家計が居住する住居形態を、まず、「賃貸か、持ち家か」という選択問題に置き換え、2項ロジット・モデルと、2項プロビット・モデルを用いて分析し、その後、「賃貸住宅か、持ち家(一戸建て)か、持ち家(集合住宅)か」という、選択肢が3つ以上ある多項反応データによる選択問題として、多項ロジット・モデル、ネスティッド・ロジット・モデルを用いて計量経済の手法を用いて分析を行うい。その後、これらの実証分析結果に基づき不動産市場活

<sup>1)</sup> 多項プロビット・モデルは、回帰分析などとの比較からも自然で理解しやすいものであるが、モデル推定が難しいという大きな問題があり、実用的でない(縄田和満(1997)ほか)ため、本稿での検討から除外した。

性化策として如何なる政策が有効かについて論じる。最後に4の「おわりに」では、本稿の 一応の結論とともに、本稿の分析から導かれる政策的インプリケーションについて述べる。

#### 2. データと変数

そもそも日本では、住宅市場等の計量的な分析が欧米諸国に比べ遅れている。その大きな理由について、金本(2001)は、「日本では、各種統計の個表データを学術目的で利用することが極めて困難」であることを挙げ、日本でも個表データの学術利用の必要性を説いている。こうした中で、利用が限定されている中で大きな業績を挙げてきた瀬古(2001)等一部の学者を除けば、研究分野は違う<sup>2)</sup>とは言え、中川・片桐(1999)などに見られるように統計データ作成機関の内部利用によるものに限られ、再現・検証可能性等の面での問題を内包してきたのも事実である。

そこで、本稿は、東京大学社会科学研究所のデータアーカイブを通じて、公表されている「JGSS」データのうち、1999年秋の第二回予備調査を使用した<sup>3)</sup>。このデータは、大阪商業大学と東京大学とが共同で企画、実施、発信しているもので、今回は、その中の全国規模のデータを使用した<sup>4)</sup>。

本稿で利用した各個表データの変数は、表1とおりである。これらの個表データは、年齢(年齢のみ実年齢)の項目を除き、表1での分類に基づいて、各々「 $0\sim4$ 」の係数を当てはめ分析を行った。なお、表1での記述では説明が不足しているものもあるため、その変数の一部について更に説明を加えると次のとおりである。

すなわち、①自己の所属するグループ位置意識(記号:G)とは、「回答者の所属するグループレベルのこと」を表し、調査にあたっては、上位から  $1\sim10$ のレベルに当てはめて、回答者がどの水準のグループにいるのかについて、主観的判断に基づき回答したものを利用した。本稿では、その回答を 3 つの範疇に分け分析を行った。②世帯(同:F)は、「本人を含め世帯は何人か」という問いに対する回答である。③勤続(同:W)は、「勤続年数」のことである。④収入源年金(同:I)とは、「収入源が年金であるか、否か」についてであり、⑤収入源貯蓄(同:S)とは、「収入源が貯蓄であるか、否か」について問うたものである。⑥雇用契約(同:A)は、「雇用契約がどのようになっているか」について尋ねた

<sup>2)</sup> 中川・片桐(1999) は、「日本の家計の金融資産選択行動」について分析したものであり、住宅市場について直接分析したものではない。

<sup>3)</sup> JGSS第 2 回予備調査 (1999年10~11月) 概要は、次のとおり。すなわち、①サンプリングは、層化二段抽出法により、18歳以上1,200人 (81地点) を対象に、有効回答数 (率) 790人 (65%) のデータを得た。②データ収集方法は、面接および訪問留置の併用によった。

<sup>4)</sup> 大阪商業大学比較地域研究所(研究代表: 谷岡一郎教授)および、東京大学社会科学研究所付属日本社会研究情報センターから、谷岡一郎学長(大阪商業大学)の厚意により調査個票データの提供を受けた。

ものである。⑦結婚(同:M)は、「未婚か、既婚(有配偶者・離死別)か」について問うたものである。⑧高齢者の生活保障(同:D)は、「高齢者の生活保障は誰の責任か」との問いに回答した結果である。⑨年齢(同:D)については、回答者の実年齢に基づいて、データ分析を行った。そのため、年齢欄だけは、1歳当たり上昇するとどれだけ影響があるかを見ることができる。もっとも、本調査データは、18歳以上が対象となっている。

表1:分析データの概要

	_		1 . 23.012	7 07 194.54		
	記号	0	1	2	3	4
賃貸・購入選択	H 2	賃貸(含む社宅)	持ち家 (一戸建て・ 集合住宅)			
賃貸・一戸建て・ 集合住宅選択	Н 3	賃貸(含む社宅)	持ち家 (一戸建て)	持ち家 (集合住宅)	,	
自己の所属する グループ位置意識	G	一番上8~10	一番上4~7	一番上1~3		
世帯	F	1人	2人	3人	4人	5人以上
兄 弟 姉 妹	В	なし	あり	1.4.1.2.0		
所 得 (年)	Y	150万円未満。	150万円~ 449万円未満	450万円~ 850万円未満	850万円~ 1600万円未満	1600万円以上
勤続	w	4年以下	5~19年	20年以上		
職業	J	公務員	非製造業	製造業	建設業	農林漁業鉱業
収入源年金	I	はい	いいえ			
収入源貯蓄	S	はい	いいえ			
生活の満足度	SF	不満・やや不満・ どちらとも言えない	満足・やや満足			
雇用契約	Α	期限の定めあり・ 雇用契約なし	期限の定めなし	4		
結 婚	M	未婚	既婚			
3 世代同居判断	Т	望ましくない・ 場合による	望ましい			2
高齢者の生活保障	D.	国・自治体 の責任	個人や家族 の責任			
高 齢 者 の 医療・介護	К	国・自治体 の責任	個人や家族 の責任			
性 別	SX	男	女			
年 齢	0	実年齢による	0			

(資料) JGSSに基づいて作成。

## 3. 家計の居住形態選択の質的選択モデル分析

### 3.1:重回帰モデル、2項ロジット・モデル、2項プロビット・モデルによる分析

本稿では、JGSSを用いて、家計所得、年齢、家族構成、職業、居住地域、老後への不安の有無といった、様々な属性や個人を取り巻く生活環境が、家計の居住形態の選択に如何なる影響を与えているかについて分析した。その際、ここで、賃貸・購入選択関数を H2として、以下の(3-1)の関数型で、重回帰モデル、2項ロジット・モデル、2項プロビット・モデルを用いて分析を行った50。

#### (3-1) H2=F (G, F, B, Y, W, J, I, S, SF, A, M, T, D, K, SX, O)

推計結果(表2)をみると、①所得が高ければ、高いほど、また、②世帯人員が多ければ 多いほど、さらに、③年齢が高ければ高いほど、持ち家を選択している結果を得た。また、 未婚者は、既婚者より持ち家に居住しているとの結論を得た。

	重回帰モデル			2項ロジット・モデル			2項プロビット・モデル		
	係数	t 値	p値	係数	t 值	p値	係数	t 値	p値
定数項	-0.041	-0.33	0.744	-4.335	-4. 34	0.000	-2.384	-4, 25	0.000
グループ	0.039	1.40	0.162	0.328	1.49	0.137	0.188	1. 53	0. 127
世帯	0.092	8.12	0.000	0.714	7. 46	0.000	0.393	7. 53	0.000
兄弟	-0.012	-0. 43	0.665	-0.130	-0.62	0.532	-0.084	-0.72	0.469
所得	0.027	1.73	0.083	0.199	1.55	0. 121	0.124	1.73	0.083
勤続	0.034	1. 38	0.169	0.280	1. 44	0.150	0.140	1.30	0.195
職業	-0.015	-0.51	0.611	-0.066	-0.28	0.781	-0.035	-0.27	0.789
年金	0.059	1. 19	0.233	0.242	0.58	0.559	0. 105	0.47	0.637
貯蓄	0.111	1.59	0.111	0.756	1.49	0.137	0.464	1.64	0.100
満足	-0.028	-1.05	0. 295	-0.218	-1.06	0.291	-0.110	-0.94	0.347
契約	-0.005	-0.14	0.887	-0.132	-0.51	0.607	-0.091	-0.62	0.536
結婚	-0.169	-3.51	0.000	-1.366	-3.97	0.000	-0.694	-3.67	0.000
世代	-0.014	-0.54	0.590	0.003	0.02	0.987	-0.001	-0.01	0.996
保障	0.020	1. 15	0.251	0.166	1. 25	0. 213	0.090	1.19	0. 233
医療	0.005	0.26	0.792	0.043	0.31	0.754	0.026	0.34	0.737
性別	-0.005	-0.19	0.852	-0.063	-0.30	0.765	-0.043	-0.37	0.715
年齢	0.010	7. 33	0.000	0.076	6. 74	0.000	0.041	6.74	0.000
adj. R²	0. 157						_		
対数尤度				-319.8			-321, 6		
観測数	790			790			790		

表 2:家計の居住形態の質的選択モデル分析(重回帰・2項ロジット・2項プロビットモデル)

<sup>(</sup>資料) JGSSに基づいて作成。

<sup>5)</sup>本節の分析(3.1、3.2)は、モデルの同定よりは、如何なる要因が家計の居住形態の選択に影響を与え、逆に如何なる要因は影響していないかについての要因検出を重点に分析を行った。

この中で、注意すべき点は、所得と未婚者の解釈の仕方であろう。所得に関しては、重回帰モデル・2項プロビット・モデルにおいて、漸く、10%基準程度でクリアしているに過ぎず、判断が難しいところがある。しかし、ここで言えることは、所得が高い人ほど、持ち家需要が大きいことはむしろ当然であり、この結果から判断する限り、所得が持ち家行動を決める最大の要因ではなく、むしろ所得は、持ち家選択に当たって、住宅購入予算の制約条件として、やや後退した形で、選択行動に影響を表しているとみるのが、素直な解釈であり、妥当性を持つものと判断してよいであろう。一方、未婚者の扱いは、自己所有というよりは、両親等が所有して住んでいる持ち家に同居していることによるもので、除外して考えていくのが正しいと思われる。ある意味、この点については、世帯人員が多ければ多いほど、持ち家を選択するという行動と裏腹の関係とみることもできよう。

いずれにしても、このように考えていくと、「世帯人員が多ければ多いほど、さらに、年齢が高ければ高いほど、所得制約のない人が、持ち家を選択している」と解し得る。そうであるならば、家計の持ち家選択行動は、所得要因の重要性は、いささかも減ずることはないが、選択に踏み切る強い要因は、むしろ、世帯人員や年齢等、ライフサイクル上の実需に大きく影響を受けているとみるのが、妥当であろう。

こうした結果から、政策的な一応の結論をみると、所得面での優遇策も必要であるが、むしろ、各人のライフサイクルに応じた、必要とされる層に、必要な物件等の情報を適切に発信・管理されることが重要であり、現在のように、住みたい地域の街の不動産屋へ日参し、情報を収集するというよりは、距離が離れていようと、必要な不動産情報入手が物理的距離を超えて可能となるよう、不動産情報のIT化の促進等、インフラを整備することにより、不動産マーケットを一段と活性化させていくことが必要と思われる。

#### 3.2:多項ロジット・モデル、ネスティッド・ロジット・モデルによる分析

ここでは、3.1のモデルを拡張し、「賃貸住宅か、持ち家(一戸建て)か、持ち家(集合住宅)か」という、選択肢が3つ以上ある多項反応データによる選択行動を、賃貸・一戸建て・集合住宅選択関数を*H3*として、以下の(3-2)の関数型で、多項ロジット・モデルと、ネスティッド・ロジット・モデルを用いて分析を行った。

#### (3-2) H3 = F (G, F, B, Y, W, J, I, S, SF, A, M, T, D, K, SX, O)

推計結果 (表 3、4) をみる前に、多項ロジット・モデルと、ネスティッド・ロジット・モデルのうち、いずれを採用するのが妥当かについて、 IIA (Independence of Irrelevant Alternatives) の条件が満たされているのか、それとも、IIA条件が成立す

るという帰無仮説は棄却されるのかを、まず検討する<sup>6)</sup>。そのうえで、家計の持ち家選択行動が何によって行われるのかについて具体的にみていくこととする。なお、本節では、多項ロジット・モデルと、ネスティッド・ロジット・モデルの推計に当たり、賃貸(土地を購入していない)を基準としている<sup>7)</sup>。

ネスティッド・ロジット・モデルの推定結果は、表 4 のとおりである。 $H_0: \sigma = 0$ 、 $H_1: \sigma \neq 0$  として有意水準 5 %で t 検定を行うと、 t 値は、1.57、 p 値は、0.117となり、帰無仮説は採択され、この場合、ネスティッド・ロジット・モデルを使う必要はなく、分析には、多項ロジット・モデルによることとなる。

IIAの検定結果を受けて、多項ロジット・モデルの推計結果により、家計の持ち家選択 行動が何によって行われているのかについて具体的にみていくこととする。

	持ち	家(一戸類	生て)	持ち家 (集合住宅)				
	係数	t 値	p値	係数	t 値	p値		
定数項1	-4. 706	-4.63	0.000	-3.091	-1. 39	0.165		
グループ	0. 338	1. 52	0. 129	0.302	0.68	0. 494		
世帯	0.736	7. 59	0.000	0. 435	2. 28	0. 023		
兄弟	-0.140	-0.67	0.505	-0.075	-0.18	0.859		
所得	0. 213	1, 64	0.100	0.003	0.01	0.992		
勤続	0. 287	1.46	0.143	0.129	0.33	0.742		
職業	-0.028	-0.12	0.908	-0.875	-1, 50	0.133		
年金	0.225	0.54	0. 288	0.490	0.61	0.543		
貯蓄	0.747	1.46	0.146	0.858	0.75	0. 450		
満足	-0.238	-1.14	0. 253	0.018	0.04	0.967		
契約	-0.165	-0.64	0.524	0.383	0.66	0.510		
結婚	-1, 333	-3.83	0.000	-1, 526	-2, 25	0.024		
世代	0.072	0.35	0.725	-1.052	-2. 28	0.023		
保障	0.162	1. 21	0. 227	0.210	0.77	0.441		
医療	0.068	0.49	0.622	-0.306	-1.08	0. 280		
性別	-0.015	-0.07	0. 943	-0.689	-1.61	0. 107		
年齢	0.078	6.82	0.000	0.055	2. 39	0.017		
対数尤度	-427. 5							
観測数	790							

(資料)JGSSに基づいて作成。

<sup>6)</sup> Maddala(1983)、McFadden(1984)、Amemiya(1985)、Davidson, R. and J. MacKinnon(1993)、縄田(1997)、Johnston, J. and DiNardo(1997)、Greene(2000)、松浦克己・コリン=マッケンジー(2001) 等参照。

<sup>7)</sup> パラメーターを 0 に基準化する。

持ち家(一戸建て) 持ち家 (集合住宅) 係数 係数 t 値 p値 t 値 p値 定数項1 -8.605-0.400.688-0.250-0.120.907グループ -2.168-0.650.5150.4921.45 0.147世帯 7, 432 1.97 0.0490.262 0.262 1.12 兄弟 3.388 0.87 -0.3820.383-1.110.2652.512 1.03 0.304 所得 0.046 0.22 0.825 1.39 勤続 5.344 0.1660.0150.05 0.964職業 4.939 0.94 0.348 -0.286-0.730.463 年金 2.843 0.49 0.627-0.071-0.120.907 貯蓄 -11.605-0.710.4751, 427 2, 15 0.031満足 1.707 0.53 -0.3530.303 0.598-1.03契約 -0.687-0.213-0.170.864-0.470.635 -5.732 結婚 -1.160.246-1.294-2.530.011世代 5.791 1.31 -0.3380.190-1.000.317保障 -3.157-1.130.2580.368 1.67 0.0944.239 医療 1.45 0.147-0.228-0.960.336 性別 4.291 1.08 0.278-0.385-1.140.253 年齢 0.4051.79 0.0740.0512.83 0.005

表4:家計の居住形態の質的選択モデル分析(ネスティッド・ロジット・モデル)

(資料) JGSSに基づいて作成。

13.356

対数尤度

観測数

1.57

ここでも、3.1で分析した、重回帰モデル、2項ロジット・モデル、2項プロビット・モデルと、概ね同様の結論を導くことができるが、ここでは、3つの選択肢を並列して扱っているため、若干の解釈に変更を加える必要が生じる。すなわち、

0.117

-424.8

790

持ち家(一戸建て)は、3.1での分析結果と同様、「世帯人員が多ければ多いほど、さらに、年齢が高ければ高いほど、所得制約の少ない人が、持ち家を選択している」と考えてよいであろう。そうであるならば、家計の持ち家選択行動は、所得要因の重要性は、いささかも減ずることはないが、選択に踏み切る強い要因は、むしろ、世帯人員や年齢等、各人のライフサイクルに基づく実需に大きく影響を受けているとみるのが、妥当であろう。

また、持ち家(集合住宅)は、3.1で分析したモデルと比較して、「世帯人員が多ければ多いほど、さらに、年齢が高ければ高いほど、持ち家を選択している」点は、同様の結論を得ているが、ここでは、所得要因がほとんど効いておらず、むしろ未婚・女性が、有意に効いている。未婚・女性の考え方と符合するように、3世代同居についても「望ましくない。場

合による。」とする項目が、有意に効いている。このことから解釈すると、家計の持ち家選択行動において、集合住宅(マンションが含まれる。)の選択に踏み切る強い要因は、むしろ、世帯人員や年齢、未婚の女性の親からの自立等、一戸建てとは異なるライフサイクル上の実需に大きく影響を受けているとみるのが妥当であろう。

## 4. おわりに

家計の居住形態の質的選択モデル分析を通じた不動産市場活性化政策をみてきたが、以上を取りまとめ、政策的な一応の合意についてみると、所得面での優遇策が必要であることは間違いないが、むしろ、各人のライフサイクルに応じた、必要とされる層に、必要な所得面での優遇策や物件等の情報を適切に発信・管理することが重要である。そのためにも、家計のライフサイクルに応じ、必要な土地・住宅物件情報の入手が可能となるよう、不動産情報のIT化促進等のインフラ整備が必要であるう。

このように考えると、現在の景気浮揚策や金融再生<sup>8)</sup>への一つの処方箋とするため、そのマーケット機能を高めるための方策として、REIT等の不動産の証券化<sup>9)</sup>、リバース・モーゲージ<sup>10)</sup>等の不動産需要喚起策は言うに及ばず、本稿での分析結果にもあるように、家計のライフサイクルに応じた、必要な所得面での優遇策や、情報入手が容易となるような不動産情報のIT化促進等のインフラ整備を行うことにより、不動産マーケット<sup>110</sup>を一段と活性化させ、今後の適時適切な政策運営を行うことが求められる。

今後も更に研究を深め、土地の問題を都市・地域に軸足を置いて、不動産市場活性化政策 とともに、その裏側にある日本の不良債権問題への処方箋作りの解明に引き続き取り組んで いきたい。

また、金本(2001)が指摘するように、今後の日本の政策分析を欧米並みにするために も、プライバシーの保護と学術研究を両立させつつ、個表データの利用等が拡大され、効率 的かつ有益な政策分析の深化が図られることを期待したい。

<sup>8)</sup> 安孫子·吉岡 (2003a,b) 参照。

<sup>9)</sup> Fabozzi (1988)、片山 (1998)、小澤·高田 (2000)、川口 (2001)、吉岡 (2003) 等参照。

<sup>10)</sup> 都銀懇 (2000)、田中・熊田 (2000)、吉岡 (2001) 等参照。

<sup>11)</sup> 地価は、市場で決まるのである(吉岡・山田 (2002)、吉岡 (2002) ほか) から、市場の情報が必要な層に伝達され、情報の非対称性が生じないことが、不動産のマーケット機能を高めることは明らかであろう。

### 参考文献

- 安孫子勇一・吉岡孝昭 (2003a)、「パネル・データを用いた地域貸出と地域経済に関する実証分析」、 『大阪大学経済学』、第53巻第2号、pp53-70
- 安孫子勇一・吉岡孝昭(2003b)、「地方銀行の再建成功事例と現代的解釈―戦後の北部九州の1銀行の事例」、『大阪大学経済学』、第53巻第3号、pp265-290
- Amamiya, T.(1985), Advanced Econometrics, Harvard University Press, New York.
- Davidson, R. and J. MacKinnon (1993), Estimation and Inference in Econometrics, Oxford University Press, New York.
- Frank J. Fabozzi(1988), The Handbook of Mortgage-Backed Securities, Revised Edition, Probus Publishing., 日本債券信用銀行訳 (1989)、『続・証券化の戦略と実務』、東洋経済新報社
- Green, H.(2000), Econometric Analysis, 4th ed., Prentice-Hall., 斯波恒正・中妻照雄・浅井学訳 (2000)、『グリーン計量経済分析 I・II』、エコノミスト社
- Johnston, J. and DiNardo (1997), Econometric Methods, 4th ed., McGraw Hill, New York.
- 金本良嗣(2001)、「エディトリアルノート」、『季刊住宅土地経済』、(財)日本住宅総合センター、 No.40、pp 8
- 片山さつき (1998)、『SPC法とは何か一資産の証券化と流動化に向けて一』、日経BP社 川口有一郎 (2001)、『不動産金融工学』、清文社
- Maddala, G. S.(1983), Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Cambridge University Press, New York.
- McFadden, D. (1984), "Regression Based Specification Test for the Multinominal Logit Model," *Journal of Econometrics*, Vol.34, pp63-82.
- 松浦克己・コリン=マッケンジー(2001)、『EViewsによる計量経済分析』、東洋経済新報社
- 中川忍・片桐智子(1999)、「日本の家計の金融資産選択行動」、『日本銀行調査月報』、11月号
- 縄田和満(1997)、「Probit, Logit, Tobit」、蓑谷千凰彦・廣松毅編、『応用計量経済学Ⅱ』、第4章、 多賀出版
- 小澤寛・高田創(2000)、「日本版REITは不動産金融を大きく変える」、『金融財政事情』、10月2日号瀬古美喜(2001)、「高齢世帯の住み替え行動」、『季刊住宅土地経済』、(財)日本住宅総合センター、No.40、pp10-18
- 田中正秀・熊田禎宣(2000)、「中小不動産業の経営実態とリバース・モーゲージの評価一過去・現在、将来のビジネスチャンスの可能性一」、『日本不動産学会誌』、第14巻第2号
- 都銀懇話会(2000)、「リバース・モーゲージ普及に向けた商品の方向性と課題」、『金融財政事情』、10 月30日号
- 吉岡孝昭(2001)、「不動産を活用した我が国の高齢者対策について-リバース・モーゲージを中心に-」、『日本不動産学会梗概集』、pp105-108

吉岡孝昭(2002)、「地価とマーケット・ファンダメンタルズ」、『季刊 住宅土地経済』、2002年夏季号、pp28-35

吉岡孝昭・山田浩之(2002)、「戦後日本の地価変動の時系列分析」、『日本不動産学会誌』、第16号第2巻、pp54-64

吉岡孝昭・山田浩之(2002)、「都市の中心性と地価構造」、『応用地域学研究』、第8号1巻、pp19-30吉岡孝昭(2003)、「不動産証券化に関する分析」、『国際公共政策研究』、第7巻第2号、pp71-89.