The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	持ち家のソーシャル・キャピタル形成に与える影響に関する分析
Author(s)	布施, 匡章
Citation	大阪大学, 2008, 博士論文
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/86
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

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

The University of Osaka

博士論文

持ち家のソーシャル･キャピタル形成に与える影響に関する分析

布施　匡章

要　旨

近年、日本において地域やコミュニティの機能の低下に対して、ソーシャル・キャピタルの視点から再生・活性化を図る動きが出てきている。本論文では、持ち家のソーシャル・キャピタル形成に与える影響に関しての分析を中心に、ソーシャル・キャピタルとニュータウン再生について著した。また、ソーシャル・キャピタルを耐久消費財とみなして、家計の長期的な消費・貯蓄行動を分析することの必要性を考え、家計の消費・貯蓄行動に関する重要なパラメータである異時点間の代替弾力性の推定と、推定における耐久消費財の重要性について論じた。

まず、第１章ではソーシャル・キャピタルについて説明を行った。

第２章と第３章では、ニュータウン再生の現状を説明し、泉北ニュータウンをフィールドに行った住民アンケート調査とその分析方法、ソーシャル・キャピタルが地域コミュニティを通じてニュータウン再生に果たす役割について論じた。

第４章では、ソーシャル・キャピタル醸成の担い手となる住民として、持ち家の有無に焦点をあて、その効果と考えうる施策について論じた。その結果、持ち家がソーシャル・キャピタルの形成に有意に正に影響していることを確認した。また、隣人のソーシャル・キャピタルに対する行動がその個人のソーシャル・キャピタル行動にも影響を与えており、ソーシャル・キャピタルの代理変数や居住形態の違いによって影響の仕方も異なることが分かった。政策的には、持ち家に住む人の多い地域に対しては、持ち家の人の自発的な地域活動を促すような専門的・財政的支援が望ましい一方、借家に住む人の多い地域に対しては、住民に代わって継続的に地域活動に従事できるような人材を供給することが、地域のソーシャル・キャピタルに対する活動の活性化につながることを示した。

第５章では、ソーシャル・キャピタルの耐久消費財的側面から、その類似性と相違点を考えた。また、日米の文化風習の違いから、ソーシャル・キャピタルの意識を含めた社会意識の違いが現れていると予想した。

第６章では、経済学の基本的な問題である消費の異時点間の代替弾力性の推定について、これまで日米で行われた実証分析についてまとめた。耐久消費財の調整コストを考慮した推定を行うことで、推計値が改善する可能性にも言及した。

第７章では、耐久消費財を考慮した推定方法を用いて、日本における異時点間の代替弾力性の推定を行った。その結果、得られた推定値はアメリカの推定値よりも大きく、また、過去の日本における推定結果よりも大きな値になった。これは日本の消費者は、金利上昇等のショックに対する消費行動への反応が比較的大きいという結果である。

地域におけるソーシャル・キャピタルの把握と分析は、今後の新たな地域コミュニティ施策を創りだす重要な要件の一つである。

謝　辞

本論文の作成にあたり、多くの方々のご指導とご支援を賜りました。

大阪大学大学院経済学研究科における指導教官である伴金美教授には、長い目で見守っていただきながら、懇切丁寧なご指導をいただきました。

大阪大学大学院経済学研究科の本多佑三教授、チャールズ・ユウジ・ホリオカ教授には、計量経済分析の面白さ、奥深さを教わるとともに、有益な助言をいただきました。

本論文における研究の動機付けとなる調査の機会を与えていただいた、財団法人関西情報・産業活性化センターの皆様には、たいへんお世話になりました。特に、調査グループの皆様と太田智子部長からは、温かい励ましの言葉をいただきました。

ここに記して感謝いたします。

－ 目 次 －

第１章　ソーシャル・キャピタルについて 1
第１節　ソーシャル・キャピタルの概念 1
第２節　ソーシャル・キャピタルの定義 2
第３節　日本におけるソーシャル・キャピタル 4

第２章　ニュータウン再生について 5
第１節　ニュータウンの現状と課題 5
第２節　ニュータウン再生の動向 8

第３章　泉北ニュータウンとソーシャル・キャピタル 10
第１節　泉北ニュータウンの概要 10
第２節　泉北ニュータウン住民アンケートについて 11
第３節　ソーシャル・キャピタルの測定 12
第４節　ソーシャル・キャピタルの効果 13

第４章　持ち家のソーシャル･キャピタル形成に与える影響に関する分析 16
第１節　持ち家とソーシャル・キャピタル 16
第２節　先行研究 17
第３節　データと推計方法 18
第４節　推計モデルの特定化 21
第５節　推計結果とその解釈 24
第６節　政策的含意 29
第７節　総括と課題 31

第５章　耐久消費財と消費の異時点間代替弾力性について 32
第１節　ソーシャル・キャピタルの耐久消費財的側面 32
第２節　日米の寄附文化の相違について 36
第３節　消費の異時点間の代替弾力性とは 37
第４節　相対的危険回避度一定（CRRA）型効用関数とオイラー方程式 38
第５節　消費関数とリスク 39

第６章　異時点間の代替弾力性パラメータの推定に関するサーベイ.....42
第１節　代表的な非耐久消費財を用いたモデル.....42
第２節　C-CAPM型モデル.....43
第３節　労働供給を明示的に用いたモデル.....44
第４節　日本における異時点間の代替弾力性の推定.....44
第５節　耐久消費財を用いた異時点間の代替弾力性パラメータの推定.....45

第７章　耐久消費財を用いた異時点間の代替弾力性の推定.....52
第１節　理論モデル.....52
第２節　データ.....54
第３節　耐久消費財を用いた共和分アプローチについて.....54
第４節　推定.....56
第５節　総括.....58

おわりに.....60

参考文献.....63

第１章　ソーシャル・キャピタルについて

第１節　ソーシャル・キャピタルの概念

ソーシャル・キャピタルという単語そのものは 19 世紀から存在したと言われている。まず、1916 年、学校がうまく機能するためには、地域や学校におけるコミュニティ関与が重要であると論じた L.J.ハニファンの論文の中で用いられた。その後、1970～80 年代にかけて、アメリカの経済学者ラウリー、フランスの社会学者ブルデュー、アメリカの社会学者コールマンらによって、主として個人に注目した「ソーシャル・キャピタル」論が展開された。

現在議論されるソーシャル・キャピタルの概念は、アメリカの政治学者でありハーバード大学教授の R.D.パットナムによるイタリアの研究「Making Democracy Work（邦題；『哲学する民主主義』）」（1993）とアメリカの研究「Bowling Alone（邦題；『孤独なボウリング』）」（2000）が大きな契機となって形成されたものである。

「Making Democracy Work（邦題；『哲学する民主主義』）」は、イタリアの北部と南部で、州政府の統治効果に南北格差があるのは、ソーシャル・キャピタルの蓄積の違いによるものと指摘した著書である。これがきっかけとなり、同書での「ソーシャル・キャピタルとは、人々の協調行動を活発にすることによって、社会の効率性を高めることのできる、信頼、規範、ネットワークといった社会的仕組みの特徴」であるとする定義が広く理解されるに至った。パットナムによると、北部の方が効率的な統治制度をもつのは、中世から続く市民社会の伝統があるためだとし、水平的で自発的な市民同士の活動や団体の存在が民主主義にとって重要であることを提起した。

同様にアメリカを題材にした「Bowling Alone（邦題；『孤独なボウリング』）」では、地域のボウリングクラブには加入せず、一人で黙々とボウリングをしている孤独なアメリカ人の姿を象徴として、アメリカにおけるソーシャル・キャピタルの衰退状況を、包括的な州ベースのマクロデータを基に実証分析した。その結果、アメリカにおいては、政治・市民団体・宗教団体・組合・専門組織・非公式な社交などに対する市民の参加が減少していることが幅広く検証された。ソーシャル・キャピタル衰退の主な要因としては、テレビの台頭・女性の役割の変化（社会進出）・人々の地理的流動性の増加・ライフスタイルの変化・市民参加に関する価値観や行動の世代間変化などが指摘されている。

この２つの研究によって、ソーシャル・キャピタルの概念は、1990 年代後半から多くの研究者の強い関心を集めることとなった。よって、多くの研究において、ソーシャル・キャピタルの定義は、パットナムが著したものに従って「地域のネットワークによってもたらされる規範と信頼」、「人々の協調関係を促進し、社会を円滑に機能させるもの」とされる。

こうして展開されたソーシャル･キャピタルに対する議論は、宮川・大守編（2004）によってパットナムらの理論とともに紹介された。これにより、日本においても政策的なソーシャル・キャピタルの議論がなされるようになった。

第２節　ソーシャル・キャピタルの定義

前述した通り、現在多くの研究で用いられるソーシャル・キャピタルの定義は、パットナムが示したものと概ね同じであり、また、「信頼」、「規範」、「ネットワーク」という３つの要素から成る。さらに、それらから得られる「特徴」、「能力」、「資源」という解釈がなされている。

① 信頼

信頼は、あらゆる取引において重要な要素であり、信頼が存在すると、構成メンバー内の自発的な協力が生み出されるとともに、自発的な協力がさらに信頼関係を醸成する。

② 規範

規範は、判断、評価または行為などの拠るべき基準であるが、パットナムは、互酬性（相互依存的な利益交換）の規範を重視している。

③ ネットワーク

ネットワークは、職場内の上司と部下の関係などの垂直的なネットワークと合唱団や協同組合などの水平的なネットワークがある。家族や親類を超えた幅広い「弱い紐帯」を重視し、特に「直接顔をあわせるネットワーク」が核であるとされている。

また、パットナムはソーシャル・キャピタルの分類も行っている。それはソーシャル・キャピタルを結束型（Bonding）と橋渡し型（Bridging）とに分けるもので、それぞれに結びつきの度合い（強い／弱い）、特徴（排他的／包含的）、関係（同質／異質）といった性質の違いにより定義されている。特に、結束型は組織の内部における人と人との同質的な結びつきで、内部で信頼や協力、結束を生むものとしている。これに対し、橋渡し型は、異なる組織間における異質な人や組織を結び付けるネットワークであるとされている。

それぞれの社会的効果としては、結束型は社会の接着剤とも言うべき強いきずな、結束によって特徴づけられ、内部志向的であると考えられる。このため、この性格が強すぎると閉鎖性、排他性につながる場合もあり得る。これに対して橋渡し型は、より弱く、より薄いが、より開放的、横断的であり、社会の潤滑油とも言うべき役割を果たすとみられている。

より具体的な経済学におけるソーシャル・キャピタルの取り扱いに言及した論文としては、Glaser et al (2002)が挙げられる。Glaser et al (2002) では、次のような標準的な投資モデルを使って 8 つの仮説を導いた。ただし、$\phi = (1-\theta) + \theta\lambda$ とする。

$$\max_{I_0, I_1, \ldots, I_T} \sum_{t=0}^{T} \beta^t \left[S_t R(\hat{S}_t) - wC(I_t) \right] \tag{1.1}$$

$$\text{s.t.} \quad S_{t+1} = \delta\phi S_t + I_t \tag{1.2}$$

I_t：投資　　S_t：ソーシャル・キャピタル投資

$\hat{S}_t$：地域の平均ソーシャル・キャピタル

θ：移動確率　　λ：移動があった場合の SC 価値

β：割引率　　w：時間の機会費用

δ：減耗率

R：社会的スキルからの収益関数　　C：費用関数

とすれば、次のような１階条件が得られる。

$$wC'(I_t) = \frac{1-(\beta\delta\phi)^{T-i+1}}{1-\beta\delta\phi} R(\hat{S}) \tag{1.3}$$

ソーシャル・キャピタル（SC）投資は、(1)割引率とともに増え、(2)移動θとともに減り、(3)時間の機会費用wとともに減り、(4)社会的なスキルRに対する収益とともに増え、(5)SC の減耗率とともに減少し、(6)集計された SC とともに増え、(7)移動による資本減耗(1－λ)とともに減少し、(8)年齢とともに減少する。SC の二つの特徴として、SC はきわめて地域特殊的（highly community specific）であり、個人間の補完性（interpersonal complementarities）が強い。とくに補完性は社会乗数（Social Multipliers）となり、集計された SC の増加は個人の SC への投資を誘発し、集計された SC の弾力性は、個々の（Micro）の弾力性より大きなものとなる。この補完性は SC 投資のレベルに複数均衡が生じることを示唆する。

また、信頼（Trust）について、信頼は個人の SC のよい尺度とはいえないと主張する。つまり、個人が信頼することは、信頼する人ではなく信頼される人に便益をもたらす（しかし、他人を信頼すると答える個人は、信頼に値する行動を取ろうとする。従って、地域ごとの集計レベルでみた信頼を SC の尺度として用いることは適当である）。また SC（メンバーシップ数）を地域、宗教、人種等のダミー変数に回帰させてどの固定効果が最も説明的かを調べた。他人と接触の多い職業の人ほど SC が高かった。

本稿においても、ソーシャル・キャピタルの定義はパットナムのものを踏襲する。

すなわち、ソーシャル・キャピタルとは、地域のネットワークによってもたらされる規範と信頼を意味する。物的な社会資本ではなく、行政・企業・住民を結びつける人間関係、住民間のネットワークを指す。人々の協調関係を促進し、社会を円滑に機能させるものである。

第３節　日本におけるソーシャル・キャピタル

前述の通り、パットナムによって 1990 年代から有名になったソーシャル・キャピタルの概念だが、近年では、日本において地域やコミュニティの機能の低下に対して、ソーシャル・キャピタルの視点から再生・活性化を図る動きが出てきている。

2005 年 4 月、地域再生法に基づく地域再生基本方針が閣議決定され、地域再生のためのひとづくり・人材ネットワークづくりの促進の中で、地域固有のソーシャル・キャピタルを活性化することが明記された。2006 年 11 月には、内閣官房「地域活性化策の推進に関する検討チーム」が地域活性化の担い手としてソーシャル・キャピタルを挙げている。内閣府では、これらに先立ち、内閣府国民生活局（2004）が市民活動による経済効果をソーシャル・キャピタルの視点から計測・分析し、内閣府経済社会総合研究所（2005）はコミュニティの機能再生メカニズムへのソーシャル・キャピタルの関与について分析を行い、ソーシャル・キャピタルが地域活性化に貢献することを指摘している[1]。

特に日本におけるソーシャル・キャピタルと、経済を構成する諸要素との関係を著したのが、「日本のソーシャル・キャピタル（Social Capital in Japan、山内直人・伊吹英子編、2005）」である。「日本のソーシャル・キャピタル」では、内閣府（2003）等のデータを用いて、様々な観点からデータを用いた実証分析を行い、日本経済におけるソーシャル・キャピタルの影響と形成を見ている。その内容は、NPO やボランティアから、教育、出生率、投票率、地域力まで多岐に渡る。

これらの研究により、日本においてもソーシャル・キャピタルの意義と効用が認められ、ソーシャル・キャピタルを高めることがこれからの日本における重大な施策の一つと考えられる。

[1] 北海道、千葉県、静岡県、福井県、滋賀県、鹿児島県、さいたま市、堺市等の地方公共団体が、地域社会のあり方や防犯とソーシャル・キャピタルとの関係を検討している。

第２章　ニュータウン再生について

第１節　ニュータウンの現状と課題

１．代表的なニュータウンの開発経緯

高齢化社会を迎える日本において、今後大きな課題になると考えられるのがニュータウン再生の問題である。ニュータウンとは、戦後の高度成長期に都市に流入した労働力によって生じた住宅不足の解消のために建設・開発された、鉄筋コンクリート造り（4～5 階建）の集合住宅を基本とした標準設計、大量生産された団地や宅地をさす。この郊外の都市開発の特徴は、昭和 38 年施行の土地の強制収用を謳った新住宅市街地整備法にみられるように、住居や生活関連サービス施設以外は認めなかった点にある。ニュータウンは職住分離のもとで新たな都市型ライフスタイルを具現化したものであったが、今日では、社会経済状況の変化や少子高齢化、コミュニティの衰退、インフラの老朽化などさまざまな課題が生じている。

わが国のニュータウン開発は、高度経済成長期に大都市圏への人口集中による居住問題の解決のために、昭和 30 年代後半から大都市周辺部において進められた。そのさきがけとなったのが、大阪府の千里ニュータウンや泉北ニュータウンであり、良好な住環境を備えた住宅・宅地の大量供給として、昭和 35 年から 40 年頃にニュータウン事業がスタートしている。その大規模で計画的なまちづくりが可能となったのが「新住宅市街地開発法（新住法）」であり、地方公共団体、日本住宅公団、地方住宅供給公社等、公的な住宅事業主体が、この新住法や以降の土地区画整理事業等により、コミュニティ施設等の整った計画的な開発を行ってきた。特に千里ニュータウンでは近隣住区型（1 住区 1 小学校区）の住区構成を計画のベースにしているが、単純に近隣住区理論にとらわれることなく、将来の「成長」にも充分対応できる弾力性を計画の中に取り入れている。その後千里ニュータウンを取り巻いた周辺開発が、千里中央地区を核とした「グレータ千里」圏を構成できているのもその所以である。

千里ニュータウンに続いて開発された泉北ニュータウンでは、更にその計画に一層の熟度が加えられることとなる。なお、この泉北ニュータウンの詳細は、第３章で述べることとする。

次に、昭和 40 年から 48 年頃に開発されニュータウンの第 2 期に位置づけられるのが、多摩ニュータウンや千葉ニュータウンである。大規模ニュータウン事業の展開期であり、地域整備・地域振興の先導となったものである。これも近隣住区理論に基づいた開発が行われているが、ここでは 1 住区 1 中学校区が適用され、新住事業と土地区画整備事業として開発が進められた。

さらに昭和 40 年から 54 年頃には住宅需要の変化に伴い、住宅の質の向上と多様化への対応を余儀なくされ、ニュータウン事業は低迷期を迎えることとなる。この期に申出換地による区画整理事業として開発が進められたのが港北ニュータウンであり、今なお開発が進行している地域である。

表２－１に、代表的な４つのニュータウンの概要を表す。

表2－1 各種事業主体による主なニュータウン開発

	千里ニュータウン	泉北ニュータウン
人口	現在 9万人 （計画 15万人） ピーク時 13万人	現在 15万人 （計画 18万人）
規模	1,160ha	1,557ha
建設期間	昭和33年～45年	昭和40年～57年
立地条件	都心から10～15km	都心から20～25km
住宅以外の機能	商業、業務、文化施設、地域ガス供給施設、企業の電算センター、国立循環器病センター他	商業、業務、文化施設、大学、府立大型児童ビックバン、国際障害者交流センター他
事業手法	一団地の住宅経営と新住事業	新住事業と一般宅地造成事業
事業主体	大阪府	大阪府
地元市	2市 （豊中市、吹田市）	堺市
まちの目的、コンセプト	日本最初の大規模ニュータウン開発として、新住法（新住宅市街地開発法）の初適用など、その後の各ニュータウン開発に大きな影響を与えた。	多様な世代が居住する街をめざして、単身者向け集合住宅を整備するなど、独創的な街づくりが行われた。

	多摩ニュータウン	港北ニュータウン
人口	現在 19万人 （計画 34万人）	現在 12.9万人 （計画 22万人）
		横浜市全区の中で最も人口増減率（9.66%）が高く、2025年の将来人口推計でも全区でトップの指数（144、2000年を100とした場合） となっている。今後も人口が伸び続けるとされている。（H18.8.7横浜市行政運営調整局記者発表資料
規模	3,000ha	1,317ha
建設期間	昭和38年～事業中	昭和40年～平成8年
立地条件	都心から25～35km	都心から25km
住宅以外の機能	商業、業務、文化施設、都立大学等	商業、業務、文化施設等
事業手法	新住事業と区画整理事業	申出換地による区画整理 農業専用地区、既開発地区、他
事業主体	新住・東京都、住宅・都市整備公団、東京都区画整理・東京都	区画整理、住宅・都市整備公団
地元市	4市（多摩市、八王子市、稲城市、町田市）	横浜市（都筑区内）
まちの目的、コンセプト	戦後の高度経済成長期、東京区部での深刻な住宅難にともない地価が著しく上昇し、その結果として地価の安い市部に民間主導の無計画な開発が行われるようになった。この乱開発の防止と住環境の良好な宅地を供給することを目的に計画された。	横浜副都心 「緑の環境を最大限に保存するまちづくり」、「”ふるさと”をしのばせるまちづくり、「安全なまちづくり」、「高い水準のサービスが得られるまちづくり」を基本方針

２．ニュータウンの現状と課題

短期間でかつ大量に供給されたニュータウンは、近隣住区理論を基として都市施設を含めたマスタープランが策定され、これを受けて道路網、住宅、学校、公園、コミュニティ施設などの配置計画や設計が行われた。この良質な住環境と公共施設は、核家族を中心としたライフスタイルへの対応と居住水準の向上に一定の効果を果たしてきた。

しかしながら、開発初期のニュータウンでは、開発から 40 年が経過し、住宅やコミュニティ施設など都市基盤の老朽化が進み、改修や建替えを必要とするところが多くなっている。また、商業施設などはモータリゼーションの成熟とともに求心力も郊外型店舗に奪われつつあり、機能の見直しが求められている。また、少子高齢化のなか、近年、特に高齢化率の上昇が他地域と比較して顕著で、成熟した都市環境の中で予想外に転出入が少なく、

今後は更に高齢化率が進むものと予想されている。さらに子供世代の独立や子育て世代のニュータウンへの住み替えが進まないため、単身高齢者等の小世帯化やそのために相続税による宅地の細分化などで、オールドタウン化問題が進行している。

今後、団塊の世代が大量に地域回帰するといわれる中、地縁的な活動である地区内の自治会への加入率の低下や単位自治会を解散する地区もあるなど、地区毎のコミュニティの維持が大きな課題となっており、元気な高齢者や団塊の世代が生き生きと活動するための受け皿となる場や機会の提供が喫緊の課題となっている。

以下に、ニュータウンにおける課題をまとめる。

① 老朽化した地区センター、近隣センター等の機能の転換
② 老朽化した集合住宅の改修、建替え（子育て世代の転入）
③ 地縁活動（自治会）への加入率低下
④ 団塊世代、子育世代の就業の場の不足
⑤ 高齢者が生き生き活動する場や交流の場の不足
⑥ 地域活動等の場と情報の不足

表２－２は先の主な４ニュータウンにおける現状と課題である。

表2－2 主なニュータウンの課題

	千里ニュータウン	泉北ニュータウン
高齢化率	25% ⇒ 今後さらに高齢化率が上昇	17.8% ⇒急激な高齢化が進む
児童数	18,000人（s50） ⇒4,700人（h16）	児童・生徒数の減少により、H17.4 2校が統合され1校に
住民の年齢層	1960年代に30～40歳代だった家庭が多い。90年代に入り子供の独立が一斉に進んだ。	開発期間が長期間（S42年-S54年）に亘ったこともあり、住区により年齢構成が異なる。転入時年齢が30～40歳代で同年齢階層の居住者が同地域に集まる
住宅環境	・2.4万/4.1万戸（6割） 公共賃貸住宅 その内、築後30～40年で建替え目安を過ぎている ・分譲集合住宅の容積の積み増しによる建替えや社宅の民間マンションとしての売却 ・公的賃貸時集合住宅の1部屋増築や住戸内リニューアル→土地利用計画の見直しも含めた検討 ・戸建（平均100坪）、関西有数の住居エリア 今後の維持管理、相続による敷地分割等 ・戸建住宅は、夫婦世帯や一人暮らしが増加。 庭の管理が負担となり、所有したまま離れ空き家が増加	・全体戸数の3/4が集合住宅、1/4が戸建等の低層住宅 ・単身高齢者や低所得者など福祉的対応による入居者が多い。 ・府公社賃貸住宅等集合住宅での空家が増加 ・住区により雇用促進住宅や勤労者施設跡地の民間への売却による新たな大規模集合住宅の建設 ・公団住宅等の部分的な改修

	多摩ニュータウン	港北ニュータウン
高齢化率	9.7%（h15） ⇒ 最近10年間で2倍以上増加	9.9（h17推計人口）、17.4%（h17横浜市・国勢調査） ⇒ 21.1（2025年 将来人口推計）
児童数	小中学校 6校が統廃合	14183人（h17学校基本調査） ⇒ 現在、児童数が増え続けており教室不足
住民の年齢層	団塊世代が多く、この世代のリタイア期の働く場の確保。 （学歴・社会経験や収入も高い人材が豊富）	2000年 子育て世代（20～40歳代）49.6% 2005年 同上 47.4%
住宅環境	・開発初期（46年）入居開始団地（永山） UR・分譲住宅（880戸）、公団賃貸住宅（3300戸） エレベーターのない中層5階建、階段室型住棟の大規模団地、住民は高齢化しており長く住み続けたいという要望、低所得者層の地域となりかねない	

第２節　ニュータウン再生の動向

前節のとおり、近年、わが国のニュータウンが抱える問題は深刻であり、その対応策が急がれるところである。

１．わが国の動向

2005年7月､ニュータウンを良好なストックとして活用するため､国土交通省において｢計画開発住宅市街地の今後のあり方（ニュータウン・グランドデザイン）検討委員会｣が設置され、同年11月「計画開発的住宅団地の再生に向けて」の提言が出されている。

ア）国土交通省「計画開発住宅市街地の今後のあり方」検討会（｢計画開発住宅市街地の再生に向けて」提言）概要

（１）取り組みの方向

- 基本的な機能「住む」に関して良好な住環境は、貴重な空間資源であり、これを活かしつつ、新しいニーズに対応
- ストックの有効活用による社会経済情勢に柔軟に対応できる形の機能更新
- 仕事と生活のバランスのとれた暮らし方など多様性のある地域形成
- 住民の活動を中心に行政が支援する形のまちづくり

（２）当面取り組むべき事項

① 都市基盤や住宅等既存の物的資産の最大限活用

- 老朽建築物の再生・建て替えを阻害する規制等の緩和、事業手法の整備

② ユニバーサルデザインのまちづくり

③ 既存施設の活用

学校、公的賃貸住宅の遊休化の地域のニーズの高い目的に転用

近隣センター等の機能の見直し、立地の見直し

（３）地域コミュニティの持つ力の積極的活用

① 地域住民による地域管理の実施　　地域の安全・安心を確保

② コミュニティビジネスの育成

居住関連ビジネス、介護・医療・福祉サービス、子育て支援サービス、生活支援サービスなど

（４）多様性のある地域形成

① センター地区等でのSOHO、テレワークセンター等、就業施設の立地

コミュニティビジネス、ボランティア活動の拠点施設の整備

② 多様な世代の交流とコミュニティの発展

- 居住に関する総合的なワンストップサービス
- 公的賃貸住宅への大学生の入居

（５）地域住民と関係主体が連携したまちづくり

イ）その他、関連する国土交通省等の取り組み

（１）千里ニュータウンのまちづくり指針（2004/04 施行）

（２）地域住宅協議会の設置（多摩ニュータウン、千里ニュータウンで実績）

（３）地域住宅交付金制度の創設（国庫補助 1,300 億円／5 ヵ年）

- ✧　地方公共団体が作成した「地域住宅計画」に基づき交付
- ✧　基幹事業（公営住宅整備等）＋提案事業（民間事業等）

（４）政策課題対応型都市計画運用指針（2005/08）

高齢者が生き生きと暮らせる環境の実現

２．海外の動向

一方、ヨーロッパにおけるニュータウン問題を統一的に研究する機構である European New Towns Platform（ENTP）では、2005 年 6 月、ニュータウンにおける都市再生を考える上で最も基本的な論点をまとめたレポートが出され、今後取り組むべき施策の方向性が提示されている。

ヨーロッパ、特に英国におけるニュータウンは、わが国より先行して開発されているが、いわゆる「ベッドタウン」として整備されたのとは状況を異にし、産業拠点としての意味合いが強い。従って、そこに居住する住民構成の変遷や政策的な位置づけは日本とは若干違ったものではあるが、計画的に整備されたニュータウンが包含する基本的な課題は共通するところが多く、参考になるものと思われる。

ENTP のレポートでは、ニュータウン再生にあたり最も重要であると考えられる以下の 8 つの課題を挙げている。後のポイントほど重要度が高いとしており、特に地域の中心となるタウンセンターが、時代変化とともに絶えず適合し、成長し続けるための継続的投資の重要性を訴えている。

表2－3　ニュータウン再生に重要な 8 つの課題

1.	経済ライフサイクルの崩壊
2.	公共施設整備の立ち遅れ
3.	「思春期」にあるニュータウン
4.	地域・近隣社会の衰退
5.	帰属意識の喪失
6.	住民の多様化による合意形成の難しさ
7.	新たに革新するための専門家の欠如
8.	暖かさの欠如

出典：The Top 8 Specific Challenges for Urban Regeneration in New Towns（European New Town Platform, 2005.6.）

第３章　泉北ニュータウンとソーシャル・キャピタル

第１節　泉北ニュータウンの概要

大阪都心部から約 20～25km 圏内に位置する、大阪府堺市南区の泉北ニュータウンは、昭和 40 年の着工から 17 年間にわたり、堺・和泉両市にまたがる泉北丘陵に、道路、公園、上下水道、商業施設、交通施設などの都市施設を含めたマスタープランのもと、大阪府企業局が事業主体となって開発されたニュータウンである。開発面積は 1,557 ヘクタール、現在は緑豊かな住宅都市として、5 万 3 千世帯、約 15 万人が暮らしている。

泉北ニュータウンにおいても、他のニュータウンと同様に、表３－１の通り、急速な少子高齢化、公共施設の老朽化、公共交通機関の利用者の減少、公共賃貸住宅の空き家化、近隣センターの販売額と店舗数の減少、住民の転出超過等の大きな変化が生じている。特に、自治会に非加入の世帯が増加し、組織率が低下しており、単位自治会が解散して、他単位自治会と連合が組織できない住区さえ出てきている。

表３－１(a) 泉北ニュータウンの概要

	面積(ha)	人口（5年間の増減）	65歳以上人口	持ち家率
泉北ニュータウン	1,557	143,495 (-2.5%)	24,663 (18.6%)	41.0%
大阪府他市平均	3,940	166,616 (-0.2%)	23,886 (14.3%)	54.3%

(政令指定都市である大阪市、堺市を除く)

出典：平成17年度国勢調査

表３－１(b)：泉北ニュータウンの動向

- 近隣住区理論に基づく施設整備、配置
  - 文化・福祉施設（12箇所）、体育施設（8箇所）と充実
  - 公共施設の老朽化が同時期に訪れる（例：泉北51橋中48橋に補修の必要）
- 公共交通機関の利用者の減少(泉北高速鉄道が5年間で177万人の減少（-9.8%））
- 公共賃貸住宅の老朽化・空家化（平成13年度 空家率：府営：8.3%、全体：10.1%）
- 戸建住宅の敷地分割や空家・空き地化
- 近隣センター商業機能の低下（1991年：25億円⇒2002年：13億円）
- 店舗数の減少（1991年：228店⇒2002年：131店）
  - 郊外型大型ショッピングセンターの影響、自家用車モビリティの増加
- 少子高齢化
  - 小学生数の減少（1981年：23,596人⇒2004年：8,867人）
  - 1996年からの10年間で高齢者増加率は201%
- ニュータウン内にNPO法人は17（堺市全体で136）
- 自治会非加入世帯の増加による自治会組織率の低下（平均68.4%）

第２節　泉北ニュータウン住民アンケートについて

平成 17 年度国民生活選好度調査（2005）によれば、「祭り、盆踊り、運動会など自分が住んでいる地域の行事が盛んなこと」、「市民センターや集会所などが自由に使えること」に対するニーズは、調査された生活関連の項目の中で最も低い項目の一つであり、特に、若者ほど地域の人々との交流を大切に思っている割合が低下している。従って、ソーシャル・キャピタルを地域活性化の視点に取り入れるにしても、地域住民の関心をそちらに向けさせない限り、地域の活性化は困難であると予想される。

2006 年に財団法人関西情報・産業活性化センターと財団法人堺都市政策研究所が共同研究を行った「ニュータウン再生を支える地域コミュニティ創生に関する調査研究」では、泉北ニュータウン住民に対するアンケート調査を実施した。アンケート内容は、内閣府（2005）を参考に作成し、地域のソーシャル・キャピタルを計測できるものである。

１．調査対象の抽出方法

アンケートの対象は、泉北ニュータウンの 3,000 世帯とした。ニュータウン全域を対象とせず、ニュータウンを構成する 16 住区のうち 5 住区を選定した。

選定基準は自治会の加入率である。これは上記調査の目的として、自治体が重視する自治会加入率とソーシャル・キャピタルの関係を観測するためであった。よって、自治会加入率の低い住区を 1 住区（住区 A)、比較的高い住区を 1 住区（B)、平均的な住区を 3 住区（C,D,E）選定した。

泉北ニュータウンの自治会加入率は平均で 68.8%であるが､住区毎の自治会加入率は 43.2～93.3%と幅がある。選定された 5 住区の自治会加入率は、高い順に 92.3, 69.2, 68.7, 63.0, 49.2%である。NTT 西日本の電話帳（2006 年 3 月版）を用いた無作為抽出によって、A、B、C～E 住区からそれぞれ 1,000 世帯、合計 3,000 世帯を抽出してアンケートを送付した。

２．アンケートの項目と回収率

アンケートの項目としては、下記のようなものであり、内閣府（2005）を参考としながら、狭く特殊なニュータウン地域におけるソーシャル・キャピタルを計測するための内容となっている。

- 地域の印象（住み心地、安全性、マナー等）
- 地域の行事
- 他人への信頼
- 日常的な付き合い
- 地域での活動（地縁、趣味、ボランティア等）
- 地域外での活動
- 日常生活での問題や心配事
- 地域活動の問題点や行政との関わり　等

表３－２　アンケート回収状況

住区	送付数	回収数	回収率
A	987	298	30.2%
B	991	399	40.3%
C	324	110	34.0%
D	330	148	44.8%
E	331	116	35.0%
計	2,963	1,071	36.1%

また、調査対象住区毎のアンケート回収状況は、表３－２に示す通りである。

自治会加入率と住区の関係は、住区 A（低い）、住区 B（高い）、住区 C、D、E（中間）であり、回収率は全体で 36.1%であった。

第３節　ソーシャル・キャピタルの測定

ソーシャル・キャピタルの計測においては、その影響の範囲を限定することが重要である。そこで、アンケートにおける質問表のはじめに、「地域」を「（被験者の住む）小学校区の範囲」と限定した。

ソーシャル・キャピタルの構成要素としては、内閣府（2005）と同様に、Putnam(1993)を参考に３つの指標を用いた。それぞれの定義については、表３－３の通りとした。

表３－３　ソーシャル・キャピタル指標の定義

ネットワーク	・付き合い・交流を持つこと ・趣味的活動に参加すること
社会的信頼	・他人を信頼できること ・マナーを守れること
互酬性の規範	・地縁的な活動に参加すること ・ボランティア的活動に参加すること

表３－３のそれぞれの指標をアンケート結果から読み取り、数値化を行う。アンケート設問項目とソーシャル・キャピタルとの対応関係は表３－４の通りとした。

表３－４　ソーシャル・キャピタル指標とアンケートの対応関係

ネットワーク	・近所付き合いの状況 ・友人・知人との付き合い状況 ・親戚・親類との付き合い状況 ・地域での活動状況（スポーツ、趣味、娯楽）
社会的信頼	・地域の安全性 ・ゴミ出しのマナー ・交通事故の発生件数 ・他人への信頼
互酬性の規範	・地域の行事の活動頻度 ・地域の行事の活動状況 ・地域での活動状況（自治会等の地縁的な活動） ・地域での活動状況（ボランティア、NPO、市民活動）

これらの項目についてそれぞれの回答を得点化し、住区ごと、要素ごとのソーシャル・キャピタル指標を算出した。算出に際しては、主成分分析（Principal Component Analysis）を用いて、アンケートの回答結果を数値化し、ネットワーク、社会的信頼、互酬性の規範の指標をそれぞれ４つの変数から合成して作成した。それぞれの設問は、1～2、1～4、1～5、もしくは、1～9 の選択肢があり、数字が増えるごとに肯定的な回答になる。例えば、「他人への信頼」の設問は、「あなたは、一般的に人は信頼できると思いますか。それとも信頼できないと思いますか。あなたの考えに近いと思うレベルの数値を選び、その数字に○をつけてください。（1 つに○）」と質問して、「ほとんどの人は信頼できる」が 9、「注意することに越したことはない」で１の値をとる[2]。

第４節　ソーシャル・キャピタルの効果

これら測定されたソーシャル・キャピタルが、実際に、住民の暮らしに影響しているのかを確かめる。地域の印象度として、「住み心地」と「地域の活気」のアンケート回答を、ソーシャル・キャピタル指標と同様に主成分分析より合成し分析に用いた。その地域の印象度を被説明変数とし、表３－４の３つの各ソーシャル・キャピタル指標値と個人属性を説明変数として３つの回帰分析を行った。

表３－５　地域の印象度とソーシャル・キャピタル指標の回帰結果

	（1）	（2）	（3）
ネットワーク	0.959 ***	－	－
	0.033		
社会的信頼	－	0.425 ***	－
		0.038	
互酬性の規範	－	－	0.190 ***
			0.033
年齢（歳）	0.008 *	0.002	0.013 ***
	0.004	0.005	0.005
性別（男性=1）	-0.192 *	-0.217 *	-0.216 *
	0.103	0.118	0.111
就業（就業=1）	-0.005	0.041	0.105
	0.107	0.124	0.118
定数項	-0.388	-0.026	-0.745 **
	0.107	0.340	0.312
F-test	4.74 ***	32.93 ***	10.99 ***
R-sq	0.022	0.197	0.063
サンプル数	822	542	656

表の下段は標準偏差、t-検定は有意水準***1%，**5%，*10%

[2] オリジナルの質問表では、数字が増えるほど否定的な回答になるように設計されていたが、計量分析を行うに当たって、推計結果の解釈を容易にするためにスケールの大小を入れ替えた。

表３－５より、地域の印象度とソーシャル・キャピタル指標の回帰分析では、それぞれに有意に正の関係があることが分かり、個人のソーシャル・キャピタルは住み心地や地域の活気に対して密接な関係があることが確認された。

次に、改めてソーシャル・キャピタルと自治会加入率の関係について考察を行う。表３－６は、住区別の自治会加入率とソーシャル・キャピタル指標の関係をまとめたものである。

表3－6 ソーシャル・キャピタルと自治会加入率

地域	自治会加入率	ネットワーク	社会的信頼	互酬性の規範	地域の印象
A	43.3%	-0.027	-0.107	-0.019	-0.110
B	89.5%	0.054	0.026	0.199	0.064
C	75.0%	-0.189	-0.093	-0.629	-0.311
D	69.4%	-0.027	0.376	0.267	0.211
E	63.2%	0.095	-0.209	-0.537	0.102

自治会加入率が最も高い住区がB、最も低い住区がAである。

ソーシャル・キャピタルの要素を見てみると、自治会加入率が最も高い住区 B はすべてプラスの数値であり、ソーシャル・キャピタルは高く計測されているが、２番目に加入率の高い住区 C では、すべてのソーシャル・キャピタル要素指標がマイナスとなっている。その一方で、自治会加入率が３番目に高い住区Dでは、「社会的信頼」、「互酬性の規範」の２要素がプラスであり、最も加入率が低い住区Aでは、「互酬性の規範」はマイナスであるものの、数値的には0.019とOに近い結果となった。

地域の印象としては、自治会加入率が最も高い住区 B ではプラスであり、肯定的、印象が良い結果であるが、同様に２番目に高い住区Cでは逆に否定的な回答であった。

以下は「ニュータウン再生を支える地域コミュニティ創生に関する調査研究」で堺市住民に対してヒアリングを行って得られた調査結果や、その他文献等から分かったことと、アンケート結果を総合し分析を行ったものである。

住区Bにおいては、自治会加入率とソーシャル・キャピタルが高い水準で両立しており、地縁型組織でありながら、組織内に目的志向型の部会を多数設け、NPO に類似した活動も行っているということで、地縁型組織とNPO型組織両面の機能を有している状況と言える。ニュータウンではコミュニティが崩壊しているとよく言われるが、住区 B においてはしっかりとした地域コミュニティが確立されていることが分かる。

その一方で住区 C では、自治会加入率は高いもののソーシャル・キャピタルは最低水準である。この理由としては、住区 C では分譲型マンションの住民が多く、この地域に限り極端な都市型となっている可能性がある。マンション等で自治会に加入はするものの、活動には参加していないという現状ではないかと推測される。

また住区 A では、自治会加入率は最低であっても、「互酬性の規範」である自治会活動、ボランティア、NPO 活動等に参加する住民は多く、自治会に加入していなくてもやれる活動はあることを示した例となった。

以上より、印象として、自治会加入率の向上によって得られるソーシャル・キャピタルは、「ネットワーク（社会的な繋がり）」と「社会的信頼」の部分が大きく、自治会加入が住民にもたらすものは、地域内の横の繋がりによる情報や、安全、マナーといったものではないかと推測される。「互酬性の規範」については、自治会活動、ボランティア、NPO 活動等、個人が活動を行う意思があるかどうかという意識に依るところが大きい。

よって、住区 B だけを見て、自治会加入率とソーシャル・キャピタルが完全に正の関係であり、自治会加入率を基準として、効果的な施策かどうかを判断するのは早計である。住区 A や C に着目すると分かる通り、「自治会組織＝地域コミュニティの創生」とは必ずしも言い切れない。行政としては、自治会加入率のみを判断材料として施策展開するには限界があることを認識し、新たな地域コミュニティを創生する施策を展開する上で、潜在的なソーシャル・キャピタルを形成している地域に目を向けることも重要である。

第４章　持ち家のソーシャル･キャピタル形成に与える影響に関する分析[3]

第１節　持ち家とソーシャル・キャピタル

第３章では、ニュータウンのような狭く特殊な地域であっても、地域内でソーシャル・キャピタルの蓄積には差があり、それは自治会加入率のような、自治体が推進する施策だけでは測りきれないことが分かった。しかし、ソーシャル・キャピタルの差が何から生じるものなのかは、地域によって様々な理由が存在すると考えられ、一概には言えない。

そこで、本章では、どのような住民が地域のソーシャル・キャピタルの蓄積に関心があるのか、という回答の一つとして、住民の持ち家の有無との関係に着目する。

DiPasquale and Glaeser（1999）は、アメリカとドイツのデータを用いて、持ち家に住む人ほどソーシャル・キャピタルに対してより多く投資することを実証的に示した。一般に、持ち家に住む人は、借家に住む人に比べて、転居の可能性が低いため、住環境に対して投資した分を将来に享受できるくらい長く住み続けると考えられる。

また、投資による住環境の改善は自分の資産価値の増加にも繋がるため、ソーシャル・キャピタルに投資するインセンティブが高いとも考えられる。

このような持ち家の有無がソーシャル・キャピタルの形成に与える影響について、後述するように海外においては理論・実証の両面からの分析が進められているが、日本における研究事例はほとんど見られない。こうした中、国土交通省住宅局「平成 15 年度住宅需要実態調査結果」（2004）は、「近隣の人たちやコミュニティとの関わり」において借家に住む人が持ち家に住む人より 10 ポイント以上も不満率が高いことを示した。このことは、持ち家に住む人の方が近隣との関わりから受ける満足度（便益）が大きいことを示唆している。また、吉岡（2004）は国勢調査のデータを用いて持ち家比率の高い市町村ほどソーシャル・キャピタルが厚いことを実証しており、内閣府（2005）も個人レベルの持ち家はソーシャル・キャピタルに影響しないが、（都道府県別の）持ち家比率が有意に正に影響することを示した[4]。

しかし、これらの研究には、大きく二つの問題点がある。一つは、ソーシャル・キャピタルと持ち家の内生性を考慮していない点である。持ち家に住むことを選ぶ個人は、ソーシャル・キャピタルの形成にも積極的な住民である可能性がある。この場合、最小二乗法で推計される持ち家変数の係数にはバイアスが生じる。二つ目は、ソーシャル・キャピタルの定義と範囲のあいまいさの問題である。先行研究では、市町村（吉岡（2004））や個人（内閣府（2005））と他のマクロ変数（市町村や都道府県）を同等に扱っているが、ソーシャル・キャピタルを政策変数として検討していくためには、ソーシャル・キャピタルの代理変数の妥当性を検証して、個人と居住する地域の相互作用が及ぼす範囲を明確にする必要がある。これに関連して、サンプルの集計上の問題も挙げられる。地域におけるソーシ

---

[3] 本章は久米功一氏（財団法人 関西情報・産業活性化センター）との共著であり、都市住宅学 60 号に掲載予定である。

[4] 吉岡（2004）は市町村レベルの刑法犯認知率関連変数を、内閣府（2005）はソーシャル・キャピタルに関連する 10 の質問項目を標準化して単純平均した指標を代理変数として用いている。

ャル・キャピタルは、地域の特性（住民の年齢・性別・職業等）によって大きく異なる。全国・全年齢層を対象としたデータでは、地域あるいは個人特殊的な変数で十分にコントロールしなければ、ソーシャル・キャピタルが減耗している地域とそうでない地域との地域差を識別できない可能性が生じる。従って、地域やサンプルを限定した上で、持ち家のソーシャル・キャピタルへの影響を検討する必要がある。

そこで、本章では、これらの点に注意しながら、個人の持ち家の有無がその個人の属する地域のソーシャル・キャピタルに与える影響について分析する。具体的には、少子高齢化が進む中でコミュニティのあり方の変革を迫られている地域である泉北ニュータウン（大阪府堺市）の住民を対象としたアンケート結果を居住区（丁あるいは台）単位で集計・分析してソーシャル・キャピタルの範囲を特定する。また、持ち家の有無とソーシャル・キャピタルの決定要因との内生性を考慮した推計を行い、持ち家のソーシャル・キャピタルへの影響を明らかにする。さらに、ソーシャル・キャピタルの社会的な相互依存性についても検証する。

第２節　先行研究

持ち家のソーシャル・キャピタル形成への影響について分析した研究はいくつか存在する。いずれの研究においてもソーシャル・キャピタルの定義と範囲が異なる点に注意すべきである。

まず、持ち家の効果を分析した最初の文献として、DiPasquale and Glaeser（1999）が挙げられる。持ち家に住むことを選ぶ人と借家に住むことを選ぶ人の二人の異なる個人をモデル化して、隣人のソーシャル・キャピタルへの投資が多くなるほど個人の投資も多くなることや、その個人自身の持ち家の有無をコントロールしてもなお、地域の平均的な持ち家比率が高いほど個人のソーシャル・キャピタルへの投資も増えることを理論的に示した。地方法制区を範囲として、社会的な繋がりの代理変数に NPO 会員数、学校長名の認知、地域の選挙への投票、庭の保有等を用いた。持ち家の内生性を考慮して、持ち家を促す他の変数（その地域の平均的な持ち家率）を操作変数とした操作変数法（IV）による推計をした。平均的な持ち家率はサンプルの平均とセンサス・データの二つを用い、データはアメリカのクロスセクションデータ、ドイツのパネルデータで検証した。その結果、個人の持ち家の有無が社会的な繋がりの変数に有意に正に影響することを実証した。

次に、Glaeser and Sacerdote（2000）は、持ち家が、地方選挙の投票、地域問題を解決する仕事、政治的な活動、庭仕事、大統領選挙の投票に有意に正の影響を与えることを示した。居住形態にも注目して、持ち家の代わりに、5 世帯以上のアパートメント、移動式住宅、2～4 世帯のアパートメントを説明変数に用いた。持ち家の内生性に対しては、その個人の値を除いた州レベルの平均値、他の外生変数と州レベルの平均値の交差項を持ち家変数に対する操作変数として用いた。その結果、大きなアパートメントの住民は隣人との距離が近いため、隣人との社会的な付き合いが多く、また、アパートメントの住民は公的なイン

フラや空間と繋がりが薄いため、地域の政治にあまり関与しないことが分かった。さらに、路上犯罪（窃盗、強盗）は大きなアパートメントの周辺でより多く起きており、これはアパートに住む人々と周辺の通りとの関わりが薄いことに起因すると結論づけている。

Hoff and Sen（2006）は、地域内における外部性によって、裕福な人は持ち家で健全な地域に住み、貧しい人は借家で機能不全の地域に住むことを選ぶという分化（segregation）現象について、地域の質が住民の地域に対する努力に依存するモデルを用いて説明した。さらに、持ち家の住人の負担になり過ぎない程度に一括税を課税して、借家に住む人に対する家を購入する際の補助金として分配する枠組みを考えた場合、持ち家の住人がコミュニティの質に関心をもつ限り、持ち家の人にとっても便益が生じること、また、持ち家の住人と借家の住人が同じ地域で住むという同化政策（Integration）を進めた場合、持ち家率は向上しないが、借家に住む人の住環境から得られる厚生が高まると主張している。

第３節　データと推計方法

第２章でも用いた、「ニュータウン再生を支える地域コミュニティ創生に関する調査研究」（2006）で実施したアンケート調査から得られたデータを用いる。前章でも説明した通り、ニュータウンを構成する 16 住区のうち 5 住区、自治会加入率の低い住区を 1 住区（住区 A)、比較的高い住区を 1 住区（B)、平均的な住区を 3 住区（C,D,E）選定した。泉北ニュータウンの自治会加入率は平均で 68.8%であるが、住区毎の自治会加入率は 43.2〜93.3%と幅がある。選定された 5 住区の自治会加入率は、高い順に 92.3, 69.2, 68.7, 63.0, 49.2%である。NTT 西日本の電話帳（2006 年 3 月版）を用いた無作為抽出によって、A、B、C〜E 住区からそれぞれ 1,000 世帯、合計 3,000 世帯を抽出してアンケートを送付した。

このようにして得られたデータの特性は表４－１、４－２の通りである。サンプル総数は 921 人、持ち家に住む人 645 人、借家に住む人 276 人であった。表４－１で地域の特徴を台単位でみると、持ち家率が高いほど自治会加入率が高い。丁単位でみると、丁によってはすべて持ち家あるいは借家となっているところがある。区画によって居住形態が異なるというニュータウンの区画整備の特徴が窺い知れる。表４－２で個人属性をみると、平均年齢は 63.3 歳と年配者が多く、男性は 69%であった。就業者は 24%であり、居住期間は 21.5 年と長かった。持ち家に住む人と借家に住む人の個人属性の平均値の差の検定をしたところ、各項目で有意な差を確認した。特に、借家に住む人は女性比率が比較的高く、転居意思があり、一人暮らし比率が高いことが特徴的である。

表４－１ 記述統計量（台/丁単位）

台	持ち家	借家	持ち家率	自治会率
A	99	152	39.4	49.2
B	298	50	85.6	92.3
C	97	28	77.6	69.2
D	72	25	74.2	68.7
E	79	21	79.0	63.0
計	645	276	70.0	n.a.

台	丁	持ち家	借家	持ち家率
A	1	16	53	23.2
	2	16	43	27.1
	3	35	18	66.0
	4	32	38	45.7
B	1	20	46	30.3
	2	166	1	99.4
	3	96	3	97.0
	4	16	0	100.0
C	1	48	6	88.9
	2	9	18	33.3
	3	6	4	60.0
	4	34	0	100.0

台	丁	持ち家	借家	持ち家率
D	1	13	6	68.4
	2	29	0	100.0
	3	6	12	33.3
	4	24	7	77.4
E	1	40	0	100.0
	2	0	16	0.0
	3	34	5	87.2
	4	5	0	100.0
計		494	230	(70.0)

表４－２　記述統計量（台/丁単位）

	全サンプル	持ち家	借家	t-検定
個人属性				
年齢（歳）	63.31	63.96	61.78	***
	10.24	9.91	10.86	
性別（男性=1）	0.69	0.73	0.58	***
	0.46	0.44	0.49	
就業（就業=1）	0.24	0.26	0.20	**
	0.43	0.44	0.40	
居住期間（年）	21.55	21.99	20.53	***
	6.42	5.88	7.44	
転居意思(継続=1,転居=3)	1.38	1.30	1.56	***
	0.62	0.55	0.72	
一人暮らし（単身=1)	0.09	0.05	0.18	***
	0.29	0.22	0.39	
就学前児童(あり=1)	0.03	0.02	0.05	*
	0.17	0.15	0.21	
高齢者(あり=1)	0.49	0.52	0.40	***
	0.50	0.50	0.49	
計	921	645	276	

表の下段は標準偏差、t-検定は有意水準 ***1%，**5%，*10%

さらに、第３章の表３－４に従い、ソーシャル・キャピタルの 12 の構成要素と３つの指標ごとに、主成分分析により持ち家住人と借家住人ごとで合成数値を作成した。結果は表４－３、４－４の通りとなった。

表４－３　記述統計量（12 種類、持ち家/借家別）

	全サンプル	持ち家	借家	t-検定
ソーシャル・キャピタル				
近所付き合い	2.63	2.65	2.57	*
(ない=1，ある=4)	0.66	0.62	0.75	
友人付き合い	3.47	3.49	3.44	
(ない=1，ある=5)	0.96	0.95	1.00	
親類付き合い	3.22	3.24	3.16	
(ない=1，ある=5)	0.82	0.80	0.87	
趣味	1.33	1.37	1.20	***
（ない=1，ある=2)	0.47	0.48	0.40	
地域の安全	2.44	2.44	2.44	
(悪い=1，よい=5)	0.73	0.70	0.80	
ごみ出し	2.99	3.11	2.71	***
(悪い=1，よい=5)	0.86	0.74	1.06	
交通事故	2.68	2.68	2.69	
(増加=1,減少=5)	0.79	0.75	0.91	
信頼	4.94	5.22	4.29	***
(しない=1，する=9)	2.08	1.98	2.16	
行事の頻度	2.93	2.97	2.84	**
（少ない=1，多い=4)	0.63	0.59	0.72	
行事の活動	2.71	2.85	2.34	***
（ない=1，盛況=4)	0.94	0.89	0.98	
地縁的活動	1.42	1.44	1.38	**
（ない=1，ある=2)	0.49	0.50	0.49	
ボランティア	1.22	1.24	1.17	**
（ない=1，ある=2)	0.41	0.43	0.38	
サンプル数	921	645	276	

表の下段は標準偏差、t-検定は有意水準 ***1%，**5%，*10%

表３－４　ソーシャル・キャピタル指標とアンケートの対応関係（再掲）

ネットワーク	・近所付き合いの状況 ・友人・知人との付き合い状況 ・親戚・親類との付き合い状況 ・地域での活動状況（スポーツ、趣味、娯楽）
社会的信頼	・地域の安全性 ・ゴミ出しのマナー ・交通事故の発生件数 ・他人への信頼
互酬性の規範	・地域の行事の活動頻度 ・地域の行事の活動状況 ・地域での活動状況（自治会等の地縁的な活動） ・地域での活動状況（ボランティア、NPO、市民活動）

表４－４　記述統計量（３指標、持ち家/借家別）

	全サンプル	持ち家	借家	t-検定
合成変数				
ネットワーク	0.00	0.10	-0.25	***
	1.28	1.26	1.30	
サンプル数	841	601	240	
社会的信頼	0.00	0.14	-0.46	***
	1.26	1.13	1.52	
サンプル数	550	419	131	
互酬性の規範	0.00	0.12	-0.33	***
	1.35	1.32	1.38	
サンプル数	668	497	171	

表の下段は標準偏差、t-検定は有意水準　***1%，**5%，*10%

持ち家に住む人と借家に住む人の違いについて、ソーシャル・キャピタル指標の平均値の差の検定を行ったところ、近所付き合いの頻度、趣味のつながり、ごみ出しのマナー、他人に対する信頼、地域の行事の頻度、地域の行事の活動、地縁的な活動、ボランティア活動において、借家に住む人に比べて持ち家に住む人の方が、統計的に有意にソーシャル・キャピタルを形成していることが分かる。

第４節　推計モデルの特定化

住民のソーシャル・キャピタルへの投資の決定要因は何であろうか[5]。本節では、前節で説明した持ち家のソーシャル・キャピタルへの影響に加えて、隣人のソーシャル・キャピタルへの投資からの影響も考察する。

まず、持ち家のソーシャル・キャピタルの影響についての推計モデルは、DiPasquale and Glaeser（1999）に従い、次式の通りとする。

$$SC_i = \alpha + \beta * Home_i + \gamma * x_i + \varepsilon \qquad (4.1)$$

SC_i：ソーシャル・キャピタル変数　　$Home_i$：持ち家ダミー変数
x_i：個人属性（年齢、性別、就業状態）

SC（*social capital*）は前述の個人レベルのデータで、第３章 第１節で説明した通り、1～2、1～4、1～5、もしくは、1～9 までの値をとる序数、*Home* は持ち家の人の場合に 1、借家の人では 0 の値をとるダミー変数、x_i は個人 *i* の属性を表す変数である。(4.1)式を Ordered Logit 法によって推計する。一つの問題として、持ち家を選ぶこととソーシャル・キャピタルに対する態度とが相関している可能性がある。例えば、持ち家のように好みに応じて間取り

[5] Glaser et al (2002) は標準的な投資モデルを使って次のような 8 つの仮説を導いている：ソーシャル・キャピタル(SC)への投資は、(1)割引率とともに増え、(2)移動率とともに減り、(3)時間の機会費用とともに減り、(4)社会的なスキルに対する収益とともに増え、(5)SCの減耗率とともに減少し、(6)集計されたSCとともに増え、(7)再分配による資本減耗とともに減少し、(8)年齢とともに減少する。

や外観を選択できる家屋を選ぶ人は、その人の住む地域の整備や景観に対しても関心が高いかもしれない。あるいは、家屋に対して所有権を欲する人は、その外延でもある居住地域に対する帰属意識がそもそも高いかもしれない。このような持ち家の内生性（持ち家の選択とソーシャル・キャピタルへの投資の相関）に対処するためには、持ち家の選択に影響して、ソーシャル・キャピタルに影響しないような操作変数が必要である。本稿では、DiPasquale and Glaeser（1999）、Glaeser and Sacerdote（2000）にならって、地域の住宅市場の変数として、その個人を除いて算出される地域 r の平均的な持ち家比率 $Home_{ier}$ および他の外生変数との交差項を操作変数として、第 1 段階では次式を Probit 推計する。

$$Home_i = \kappa + \theta * Home_{ier} + \delta * x_i + u_i \tag{4.2}$$

$Home_i$ ：個人 i の持ち家ダミー変数
$Home_{ier}$ ：個人 i を除いた地域 r の平均的な持ち家比率
x_i ：個人属性（年齢、性別、就業状態）

なお、地域の平均的な持ち家比率として、ソーシャル・キャピタルの範囲を限定するために、台単位の平均値と丁単位の平均値の二通りを用いる。さらに、地域の持ち家比率の代わりに、商業施設の有無、最寄り駅からの距離、平均的な地価の地域の住宅市場変数も用いる[6]。(4.2) 式を推計して得られた持ち家を選ぶ確率の理論値を代入した (4.1) 式をOrdered Logit法で推計する[7]。内生性についてはWu-Hausman検定および過剰識別検定（Hausman検定）を行う。内生性の検定の結果、持ち家の選択とソーシャル・キャピタルへの投資の関係が内生的である場合には操作変数法による推計を行い、外生的である場合には（4.1）式をそのままOrdered Logit法で推計した結果を持ち家のソーシャル・キャピタルへの効果として評価する。

次に、ソーシャル・キャピタルの社会的な相互依存性に注目する。もしソーシャル・キャピタルに外部効果が存在すれば、隣人によるソーシャル・キャピタルへの投資が他の個人の投資行動に影響を与える[8]。本稿では、ソーシャル・キャピタルの社会的効果の有無を検定するべく、Manski（1993）を参考に次式を推計する。

---

[6] これらの変数は持ち家の居住決定に影響するが、ソーシャル・キャピタルへの投資には影響しない識別変数として用いる。

[7] 効率性のある推定量を得るために、(1)(2)式の誤差項 u と ε が結合正規分布にしたがうと仮定し、(1)(2)を同時方程式とみなして、最尤法で推計する方法もある（Maddala（1983））。しかし、実際にこの方法で推計したところ、誤差項 u と ε の相関係数は有意でなかった。

[8] Manski（1993）では、次式を用いてソーシャル・キャピタルの社会的効果分析を行った。

$$SC_i = \alpha + z * \eta + \beta * E(SC_{-i} \mid y) + E(z \mid y) * \gamma + \varsigma$$

y は個人が属する地域の特徴、z は個人属性、$E(SC_{-i} \mid y)$ は地域レベルのソーシャル・キャピタルの平均値、$E(z \mid y)$ は地域における準拠集団の平均的な属性である。Manski（1993）は、$\beta * E(SC_i \mid y) + E(z \mid y) * \gamma$ を社会的効果と呼んでいる。Manski（1993）の定義によれば、$\beta * E(SC_i \mid y)$ は隣人からの純粋な影響を表す内生的な社会的効果であり、$E(z \mid y) * \gamma$ は平均的な分布に依存する外生的な効果を表す。Manski（1993）ではこれら二つの効果を識別するための仮定を示している。

$$SC_i = \alpha + \beta * SC_{ier} + \gamma * x_i + \eta * z_r + \zeta \qquad (4.3)$$

SC_i：個人iのソーシャル・キャピタル変数
SC_{ier}：個人iを除いた地域rの平均的なソーシャル・キャピタル
x_i：個人属性
z_r：地域rの地域特性変数

（4.3）式のβが有意に正であれば、ソーシャル・キャピタルに正の社会的効果が存在することを表す。

ただし、（4.3）式の推計にあたっては、二つの注意が必要である。第一に、個人のソーシャル・キャピタルへの投資SC_iが、地域rの平均的なソーシャル・キャピタルSC_{ier}に依存すると考えた場合、ソーシャル・キャピタルを促進するような地域固有の条例・法規の効果を誤って計測してしまう可能性がある。これを避けるために、地域特性を表す変数として、その地域の商業施設の有無を表すダミー変数、平均地価、最寄り駅からの距離を用いる[9]。

また、(4.1)式との関係で、地域平均のソーシャル・キャピタルSC_{ier}が持ち家の有無と相関が高い場合には、持ち家ダミー変数$Home_i$でコントロールしない限り、持ち家に住む人のデータと借家に住む人のデータをプールして推計することに特定化の誤り（Specification Error）の問題が生じる。ただし、この問題は地域平均のソーシャル・キャピタルと持ち家の有無との関係によるものであり、持ち家に住む人のみ、借家に住む人のみのデータを用いて推計を行う場合には問題は生じない。そこで、F 検定によって、ソーシャル・キャピタルのそれぞれについて、持ち家に住む人と借家に住む人のデータをプールしてよいかどうかをチェックしている。

最後に、本稿の注意点と欠点を挙げる。まず、本稿で取り上げる借家に住む人はすべて、公的賃貸（市営・府営・都市機構（旧公団）・公社など）に住む人である。泉北ニュータウンにおいては、集合住宅の住宅賃貸のうち、低所得者向けの公的賃貸が 89%、給与住宅は 11%である。従って、泉北ニュータウンにおいて持ち家と借家を比較する場合、厳密には持ち家と公的賃貸の借家の比較とならざるを得ず、持ち家の効果と所得の効果を識別することが困難になってしまう。また、本稿は個人の所得や教育水準のデータを欠いている。そこで、持ち家の効果を抽出するために、年齢、性別に加えて、稼得能力の代理変数である就業状態をコントロール変数として用いることで、これらの識別の問題に対処する[10]。

---

[9] 地域特性をコントロールするために地域ダミー変数を用いる方法がある。しかし、表 4-1 でみたように、地域と持ち家比率との相関が高く、地域ダミー変数と地域平均のソーシャル・キャピタルを同時に説明変数として用いた場合には多重共線性を引き起こす可能性があり、地域ダミー変数によるコントロールは行わない。

[10] Gleaser and Sacerdote (2000)、DiPasquale and Glaeser (1999)、内閣府(2005)は、所得や教育水準のソーシャル・キャピタル投資への正の効果を確認している。従って、これらの変数をコントロール変数から欠落させることによるバイアスが生じ、本稿における持ち家の正の効果は過大推計となる可能性がある。

もう一つ、Gleaser and Sacerdote（2000）では、家のタイプ（戸建住宅、移動式家屋、5 人以上の集合住宅等）によるソーシャル・キャピタルへの影響について考察しているが、本稿のデータは持ち家以上の情報をもっていない。特に、データをみると、持ち家と戸建住宅比率の間に正の相関があることから、ソーシャル・キャピタルに対する持ち家と戸建住宅の効果をそれぞれ識別することができない点に注意する必要がある[11]。

第５節　推計結果とその解釈

前節の方法に従って、二通りの推計：（1）持ち家のソーシャル・キャピタルに対する影響についての推計（4.1, 4.2 式）、（2）隣人のソーシャル・キャピタルの個人のソーシャル・キャピタルに関する行動に対する影響についての推計（4.3 式）を行った。

（１）持ち家の効果

持ち家のソーシャル・キャピタルへの効果を検証するために（4.1）および（4.2）式を推計した。推計手順は次の通りである。はじめに、操作変数法による推計と Wu-Hausman 検定および過剰識別検定による内生性の検定により、持ち家とソーシャル・キャピタルの内生性について検証する。変数の内生性が確認されれば、操作変数法による推計結果を採用する。変数に内生性がなければ、（4.1）式を Ordered Logit 法で推計する。（4.1）式の被説明変数として、12 種類のソーシャル・キャピタルと、4 種類から合成された 3 つのソーシャル・キャピタルの代理変数を用いる。合成変数は連続変数なので最小二乗法により推計する。説明変数には、持ち家ダミー変数、年齢、性別、就業状態の変数を用いる。

内生性の検定結果をみると、ソーシャル・キャピタルの代理変数を、交通事故の発生、地域行事の活動とした場合にのみ、内生性が確認された。従って、泉北ニュータウンにおける持ち家の内生性の問題はソーシャル・キャピタルの代理変数によっては深刻でないといえる。

第 1 段階である（4.2）式の推計結果は割愛するが、地域平均の持ち家比率は、台単位あるいは丁単位のいずれの平均を用いても、個人の持ち家の有無に対して有意に正であり、地域における持ち家の売買市場が個人の持ち家の選択に影響を与えることを示した。また、持ち家の有無に対して、商業施設ダミー、平均的な地価は有意に負に、最寄り駅からの距離は有意に正に影響し、駅・商業地から離れた郊外ほど地価が安く持ち家が増えることを示した。

第 2 段階として（4.1）式を推計したところ、どのソーシャル・キャピタルに対しても、年齢は正、性別は負の符号を示した。高齢、女性であるほど社会的なつながりや地域の活動に熱心であることを示唆している。就業状態については、地縁的活動とのつながりが薄く、ボランティアなど目的型の活動との正の効果を確認した。これらの個人属性の変数で

[11] 建築学・都市計画学の知見では、戸建住宅地と集合住宅地の公共空間のデザインの違い、住戸と公共空間の関係性の違いなどがコミュニティ形成に影響を与えることが明らかになっている。

コントロールを行い、持ち家ダミー変数のソーシャル・キャピタルへの影響を見ると表４－５の通りであった。

前述の通り、内生性のある、交通事故の発生、行事の活動を被説明変数とする場合には、台単位の地域平均の持ち家率を操作変数としたときの推計結果を取り上げ、内生性が深刻でない他の変数については Ordered Logit 法による推計結果を表４－５に纏めた。近所付き合い、親類付き合い、趣味のつながり、ごみ出しのマナー、他人に対する信頼、地域の行事の頻度、地域の行事の活動、地縁的な活動、ボランティア活動に対して、持ち家に住むことが有意に正の影響を与えていることが分かる。前節の平均値の比較でみたように、個人属性をコントロールした後も、持ち家に住む人ほどソーシャル・キャピタルにつながる活動に従事していることを示している。

表４－５　持ち家のソーシャル・キャピタルへの影響

説明変数	被説明変数	個人のSC				
		近所付合	友人付合	親類付合	趣味	地域安全
持ち家ダミー	推計方法	Ologit	Ologit	Ologit	Ologit	Ologit
	係数	0.38 ***	0.15	0.24 *	0.87 ***	-0.11
	標準誤差	0.15	0.13	0.14	0.19	0.14
	信頼係数	0.03	0.02	0.00	0.08	0.01
	Prob>chi2	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00
	サンプル数	920	911	917	849	912

説明変数	被説明変数	個人のSC				
		ごみ出し	交通事故	信頼	行事頻度	行事活動
持ち家ダミー	推計方法	Ologit	IV	Ologit	Ologit	IV
	係数	0.94 ***	-1.58 ***	0.80 ***	0.39 **	1.99 ***
	標準誤差	0.16	0.47	0.13	0.17	0.37
	信頼係数	0.03	0.01	0.02	0.01	0.03
	Prob>chi2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	サンプル数	901	561	921	797	789

説明変数	被説明変数	個人のSC		ソーシャル・キャピタル(合成変数)		
		地縁的活動	ﾎﾞﾗﾝﾃｨｱ	ネットワーク	互酬性の規範	社会的信頼
持ち家ダミー	推計方法	Ologit	Ologit	OLS	OLS	OLS
	係数	0.29 *	0.40 *	0.39 ***	0.45 ***	0.54 ***
	標準誤差	0.15	0.19	0.10	0.12	0.12
	P-R2,Adj R2	0.01	0.01	0.08	0.05	0.08
	P>chi2,P>F	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
	サンプル数	872	849	841	668	550

1.有意水準 ***1%, **5%, *10%

2.操作変数には台単位の地域平均の持ち家率を用いた。

なお、台単位の集計による操作変数法の結果では、持ち家のソーシャル・キャピタルへの影響の有意性が大きく低下した。また、丁単位で集計した場合、Ordered Logit法で得られた結果と類似していた。これらの結果は、操作変数として用いる地域の持ち家比率の集計

範囲を、台と丁のいずれを用いるかによって、操作された持ち家ダミー変数のソーシャル・キャピタルへの影響が大きく異なることを示している[12]。

最後に、合成されたソーシャル・キャピタルについては、表４－５の通り、ネットワーク、互酬性の規範、社会的信頼の 3 つの変数のいずれにおいても持ち家の効果が確認された。個別のソーシャル・キャピタルの尺度を用いた場合に持ち家の効果が確認できなくても、合成された指標では統計的に見て有意な持ち家の効果が確認できた。このことは、ソーシャル・キャピタルの定義の違いによって、持ち家のソーシャル・キャピタル形成への効果が変わることを示唆している。

（２）隣人のソーシャル・キャピタルの効果

隣人のソーシャル・キャピタルの個人への影響について（4.3）式を推計した。推計手順は、次の通りである。はじめに、F検定を行い、持ち家に住む人と借家に住む人のデータをプールしてよいかどうかを判断する。係数が等しいというF検定の帰無仮説を棄却した場合には、データをプールせず、持ち家と借家をそれぞれのサンプルに分けて推計する。コントロール変数として、①隣人のソーシャル・キャピタルのみ、年齢、性別、就業状態、さらに①に加えて、②商業施設、平均的な地価、最寄り駅からの距離、を用いた[13]。地域の平均値である隣人のソーシャル・キャピタルとして、台単位の平均と丁単位の平均の二通りを計算した。推計結果は表４－６、４－７の通りとなった。

---

[12] 本稿のデータは 5 つの台、20 の丁の居住区から構成されているため、台単位で集計した場合には、変動が極めて小さくなる。ソーシャル・キャピタルの範囲として台と丁のどちらが適切であるかを判断するには、もっと多くのサンプルが必要である。

[13] コントロール変数間のVIF（Variance Information Factor）は平均 1.80 であり、多重共線性の影響は小さいと判断した。

表４－６　ソーシャル・キャピタルの相互依存効果（台単位）

説明変数	式	被説明変数	個人のSC				
			近所付合	友人付合	親類付合	趣味	地域安全
		推計方法	Ordered Logit				
地域平均SC（台単位）	1	全サンプル	-1.30	-1.04	-9.99 ***	0.98	1.83 ***
		持ち家	-4.16 *	-0.05	-11.14 ***	-0.50	1.97 ***
		借家	-2.04	-3.10	-8.24	-1.32	1.61
		F検定	棄却	採択	棄却	棄却	採択
	2	全サンプル	-24.84 ***	-1.15	-12.14 ***	-1.07	1.78 ***
		持ち家	-16.53 ***	-0.21	-13.03 ***	0.12	0.84 ***
		借家	-36.86 ***	-3.15	-9.55 *	-2.43	0.07
		F検定	棄却	採択	棄却	棄却	採択

説明変数	式	被説明変数	個人のSC				
			ごみ出し	交通事故	信頼	行事頻度	行事活動
		推計方法	Ordered Logit				
地域平均SC（台単位）	1	全サンプル	1.48 ***	-2.91 ***	0.46	0.98 ***	1.54 ***
		持ち家	1.48 **	-0.15	-0.15	1.15 ***	1.35 ***
		借家	-0.44	-4.72 ***	0.19	0.40	1.21 ***
		Chow検定	棄却	採択	棄却	採択	棄却
	2	全サンプル	-0.60	-2.74 **	-0.73	1.26 **	1.13 ***
		持ち家	1.05	-1.54	-0.12	1.57 ***	0.92 **
		借家	0.00	-7.82 ***	-1.17	1.02 *	2.81 ***
		F検定	棄却	採択	棄却	棄却	棄却

説明変数	式	被説明変数	個人のSC		ソーシャル・キャピタル(合成変数)		
			地縁的活動	ﾎﾞﾗﾝﾃｨｱ	ネットワーク	互酬性の規範	社会的信頼
		推計方法	Ordered Logit		OLS		
地域平均SC（台単位）	1	全サンプル	0.99	-3.33	-0.38	1.26 ***	1.59 ***
		持ち家	1.02	-5.39	-0.48	0.93 ***	1.77 **
		借家	0.24	-3.00	-1.57	2.32 ***	-0.58
		F検定	採択	採択	棄却	棄却	棄却
	2	全サンプル	0.61	-17.40 ***	-0.83	1.17 ***	1.35 **
		持ち家	1.45	-12.39 **	-0.12	1.27 ***	1.94 ***
		借家	-1.53	-41.99 ***	-1.60	1.42 **	-0.23
		F検定	棄却	棄却	棄却	棄却	棄却

1.有意水準　***1%，**5%，*10%
2.1式は隣人のソーシャル・キャピタル、年齢、性別、就業状態
　2式は1式の説明変数に商業施設、平均的な地価、最寄り駅からの距離を追加。

はじめに、表４－６の台単位の平均を用いた場合の推計結果をみる。F 検定の結果から、友人付き合い、地域の安全、交通事故の発生については、データをプールしてよいと考えられる。他のソーシャル･キャピタルの尺度では､F 検定の帰無仮説を棄却されたことから、データをプールせず、住居形態ごとに推計する必要がある。

データをプールした場合（全サンプル）、地域の安全ではソーシャル･キャピタルの地域平均（隣人のソーシャル・キャピタル活動）が有意に正に、交通事故の発生は有意に負に影響していた。持ち家と借家のそれぞれで推計した場合、持ち家の人にはごみ出しのマナーの正の社会的効果がみられた。行事の頻度や行事の活動は居住形態に関係なく有意に正

であった。逆に、近所付き合い、親類付き合いは理論に反して有意に負になった。

表４－７　ソーシャル・キャピタルの相互依存効果（丁単位）

説明変数	式	被説明変数	個人のSC				
			近所付合	友人付合	親類付合	趣味	地域安全
		推計方法	Ordered Logit				
地域平均SC（丁単位）	1	全サンプル	0.17	0.27	-0.16	1.53 *	1.13 **
		持ち家	-1.69 *	0.30	-0.66	0.95	1.27 **
		借家	0.92	0.15	0.26	-1.83	0.86
		F検定	採択	採択	棄却	棄却	採択
	2	全サンプル	-0.78	0.14	-0.42	1.28	0.91 *
		持ち家	-2.70 ***	0.22	-0.57	1.15	1.24 *
		借家	-0.77	0.10	-2.17	-2.94	-0.60
		F検定	棄却	採択	棄却	棄却	採択

説明変数	式	被説明変数	個人のSC				
			ごみ出し	交通事故	信頼	行事頻度	行事活動
		推計方法	Ordered Logit				
地域平均SC（丁単位）	1	全サンプル	1.39 ***	-0.25	0.37 ***	1.14 ***	1.31 ***
		持ち家	1.24 ***	-0.26	-0.26	0.77 ***	1.08 ***
		借家	0.20	-0.18	0.08	1.47 ***	1.19 ***
		F検定	棄却	採択	棄却	採択	棄却
	2	全サンプル	0.92 **	0.28	0.06	1.11 ***	0.97 ***
		持ち家	0.72	0.01	-0.31	0.68 ***	0.53 *
		借家	-1.11	0.43	-0.24	1.37 ***	0.96 ***
		F検定	棄却	採択	棄却	採択	棄却

説明変数	式	被説明変数	個人のSC		ソーシャル・キャピタル(合成変数)		
			地縁的活動	ﾎﾞﾗﾝﾃｨｱ	ネットワーク	互酬性の規範	社会的信頼
		推計方法	Ordered Logit		OLS		
地域平均SC（丁単位）	1	全サンプル	1.41 **	-1.67	0.22	0.77 ***	0.81 ***
		持ち家	0.12	-0.78	0.04	0.35	0.71 **
		借家	3.58 ***	-9.44 **	-0.04	1.40 ***	-0.09
		F検定	棄却	採択	棄却	棄却	棄却
	2	全サンプル	1.23 **	-4.61 **	0.11	0.53 **	0.68 **
		持ち家	-0.13	-1.57	-0.08	0.29	0.62 *
		借家	2.90 ***	-17.33 ***	-0.40	0.46	-0.59
		F検定	棄却	棄却	棄却	採択	棄却

1.有意水準 ***1%，**5%，*10%
2.1式は隣人のソーシャル・キャピタル、年齢、性別、就業状態
　2式は1式の説明変数に商業施設、平均的な地価、最寄り駅からの距離を追加。

次に、丁単位で地域の平均値をとって隣人の範囲を小さくすると、表４－７の通りとなった。丁単位のソーシャル・キャピタル平均値を隣人からの外部効果の変数として用いた場合、台単位では有意に負であった親類付き合いや交通事故の発生の係数の有意性がなくなった。また、借家に住む人の地縁的活動の係数が有意に正になった。このことは、ソーシャル・キャピタルの社会的な相互依存効果を推計するにあたり、その範囲の定義によって社会的効果の有無が変わることを意味する。

また、台・丁単位のいずれの集計区分を用いても、地域平均のソーシャル・キャピタルが個人の行動に影響を及ぼすものは、地域の安全、ごみ出し、行事の頻度、行事の活動、互酬性の規範、社会的信頼であり、いずれも有意に正である一方、近所付き合いは持ち家のみ負、地域の安全やごみ出しは持ち家のみ正、地縁的活動は借家のみ正、ボランティアは借家のみ負となるなど、ソーシャル・キャピタルの社会的効果が、個人の居住形態によって大きく異なることが分かった。

以上の通り、持ち家・借家の居住形態の違いによるソーシャル・キャピタルへの影響とソーシャル・キャピタルの社会的な相互依存性の存在が明らかになった。次節では、補足的な検討として、同じデータセットを用いて、居住形態の違いに注目した上で、地域やコミュニティ機能の再生に向けた施策について検討する。

第６節　政策的含意

前節までの議論で、住民の持ち家の有無が、ソーシャル・キャピタルへの投資行動に影響することが確認された。それでは、持ち家に住む人と借家に住む人にはどのような違いがあるのだろうか。アンケートでは、住民の日常生活での問題や心配、相談する相手について１～５で質問しており、平均値の差の検定によって統計的に有意な差が確認された項目を纏めた結果を表４－８に示す。

表４－８ 日常生活での問題や心配

（心配事）	全サンプル	持ち家	借家	t-検定
自身の健康	3.43	3.35	3.63	***
老後の自分の世話	3.54	3.42	3.83	***
職探し・就職	2.26	2.10	2.66	**
自分の将来	3.01	2.81	3.51	***
近隣での人間関係	2.44	2.36	2.65	***
近隣での生活環境	2.72	2.60	3.01	***
生活上の孤立	2.57	2.43	2.91	***
地域での犯罪	3.30	3.19	3.58	***
（相談する相手）	全サンプル	持ち家	借家	t-検定
親戚	3.94	4.00	3.80	***

有意水準　***1%，**5%，*10%

借家に住む人であるほど、自身の健康、老後の自分の世話、職探し・就職、自分の将来、近隣での人間関係、近隣での生活環境、地域での犯罪に対して問題・心配を感じている。また、相談相手について、持ち家に住む人は家族や親戚を頼りに感じているが、借家に住む人はそのような人間関係が比較的薄い。

さらに、地域活動を進める上で問題となることや行政に求めることを質問し、０または１で評点した。それらのうち、持ち家の有無別に平均値を計算して有意な差を確認した項

目のみを表４－９に纏めた。持ち家に住む人は、活動への理解不足や特定の人に負担がかかることを問題に感じているが、借家に住む人は相談相手がいないことを挙げている。また、行政に対して、持ち家に住む人は、経済的支援、啓発活動、情報提供を求めるのに対して、借家に住む人は行政職員の支援を求めている。以上のように、持ち家に住む人は経済的支援や人の負担の平準化など、活動に対する調整支援を望んでいる一方、借家に住む人はより直接的な人的支援を求めているといえる。

表４－９ 地域活動を進める上での問題や行政に求めること

（問題点）	全サンプル	持ち家	借家	t-検定
活動への理解	0.33	0.35	0.29	*
相談相手	0.16	0.12	0.24	***
特定の人への負担	0.37	0.39	0.32	**
（行政に求めること）	全サンプル	持ち家	借家	t-検定
経済的支援	0.39	0.41	0.35	*
啓発活動	0.21	0.22	0.16	**
情報提供	0.37	0.40	0.30	***
行政職員の支援	0.19	0.17	0.24	***

有意水準 ***1%，**5%，*10%

最後に、地域活動における課題と解決策について、その対応に注意して、持ち家の有無の区分ごとに偏相関係数を計算したところ、表４－１０の通りとなった。居住形態の違いに注目してみると、法律知識の不足という問題に対して、持ち家に住む人は解決策として情報提供を挙げているが、借家に住む人は活動場所の提供を挙げている。借家に住む人にとって活動場所は法律知識にアクセスするための拠点となると考えられる。また、リーダー不足に対しては、持ち家の人は専門家の派遣を望み、借家人は行政職員の支援・参加を要求している。これらの結果から、地域活動において、持ち家に住む人は、経済的支援、情報提供、専門家の派遣等、活動における財政面あるいは専門的・技術的な支援を必要としているのに対して、借家に住む人は行政職員の支援・参加や活動場所の提供を求めている。

先の推計結果で支持されたように、一般に、持ち家の多い地域の地域活動は自発的で継続的であるが、借家の多い地域は表４－２に見られるように住民の転居意思が高く、活動が継続せず、ソーシャル・キャピタルが醸成・蓄積しにくい環境にある。従って、持ち家の多い地域には自立的な活動を促す支援（経済的支援、専門家の派遣）が有効であり、借家の多い地域には、継続的に活動に取り組むことのできる人材や資源の直接的な支援（行政職員の参加・活動場所の提供）が有効であるといえる。

表４－１０　課題と解決策

	解決策							
	経済的支援		啓発活動		情報提供			
問題点	持ち家	借家	持ち家	借家	持ち家	借家		
経済的負担	0.42 **	0.50 **	-0.04	-0.08	0.03	-0.07		
手段のなさ	-0.04	0.11 **	0.19 **	0.13 **	0.19 **	0.23 **		
法律知識の不足	0.07	0.10	0.01	0.04	0.10 **	0.11		
相談先がない	0.01	0.07	0.08	0.00	0.04	0.07		
リーダー不足	-0.03	0.10	0.06	0.06	0.01	0.03		
特定の人への負担	0.20 **	0.19 **	-0.01	0.01	0.05	0.13 **		
新しいメンバーの不足	0.09 **	-0.01	-0.01	0.09	0.05	0.04		

	解決策					
	行政職員の支援･参加		活動場所の提供		専門家の派遣	
問題点	持ち家	借家	持ち家	借家	持ち家	借家
経済的負担	-0.02	0.26 **	0.10 **	0.15 **	0.01	0.16 **
手段のなさ	-0.05	0.00	0.10 **	-0.02	-0.04	0.02
法律知識の不足	0.17 **	0.15 **	-0.02	0.19 **	0.16 **	0.15 **
相談先がない	0.09 **	0.25 **	0.02	0.15 **	0.09 **	0.08
リーダー不足	0.06	0.14 **	0.10 **	0.05	0.11 **	0.03
特定の人への負担	0.06	0.07	0.07	0.16 **	0.16 **	0.26 **
新しいメンバーの不足	0.05	-0.01	0.00	0.01	0.13 **	0.10

有意水準 **5%

第７節　総括と課題

本稿では、地域活性化の基盤として注目されているソーシャル・キャピタルの形成要因について、地域を限定した住民アンケートから得られたユニークなデータを用いて、住民の居住形態の視点から実証的に分析した。持ち家のソーシャル・キャピタル形成に対する内生性を考慮して分析を進めた結果、持ち家がソーシャル・キャピタルの形成に有意に正に影響していることを確認した。また、隣人のソーシャル・キャピタルに対する行動がその個人のソーシャル・キャピタル行動にも影響を与えており、ソーシャル・キャピタルの代理変数の違いや持ち家の有無によって影響の仕方が異なることも分かった。政策面では、持ち家に住む人の多い地域に対しては、自発的な地域活動を促すような専門的・財政的支援が望ましい一方、借家に住む人の多い地域に対しては、住民に代わって継続的に地域活動に従事できるような人材（自治体職員など）を供給することが地域のソーシャル・キャピタルに対する活動の活性化につながることを示した。

ただし、これらの結果には、いくつかの留保が必要である。一つは、前述の通り、推計においてコントロールするべき変数を欠いていることである。特に、所得や資産に関する変数が無いため、持ち家の有無がそのまま資産の有無と解釈できる可能性がある。次に、ニュータウンという特殊な地域を対象としている点にも注意が必要である。ソーシャル・キャピタルの推計にあたっては、定義を明確にして、地域を限定することが重要であるが、本稿で得られた結果を安易に一般化することはできない。本稿での分析結果の是非を確認するためにも、他の地域（都市部、農村部など）を対象として、台または丁レベルでのソーシャル・キャピタルを分析する必要もある。これらの点については今後の研究課題としたい。

第５章　耐久消費財と消費の異時点間代替弾力性について

第１節　ソーシャル・キャピタルの耐久消費財的側面

前章までで、ニュータウン地域におけるソーシャル・キャピタルの役割について、特に持ち家の有無という観点から分析を試みた。

ここでソーシャル・キャピタルをもう一度考えると、それは信頼や規範、ネットワークといった、目に見えないが経済活動とって有用な資源と考えられるものを、経済的資本と同様に計測可能かつ蓄積可能な「資本」と位置づけたものと言える。よってソーシャル・キャピタルの醸成とは、地域における活動やマナー・近所付き合いといった行動であるが、それらは自らの住む地域に対する投資であり、ソーシャル・キャピタル形成のための支出は消費支出として観測されることからも、それは目に見えない耐久消費財の形成である、と言い換えて良いと考える。

１．耐久消費財とは

そもそも消費財とは生産財の対語で、個人の欲望の充足のために供給されるものを言う。その中でも、購入してから長期間できるものを耐久消費財と呼び、自動車、家具、家電製品などが挙げられる。各種統計においては、「原則として想定耐用年数が１年以上で比較的購入価格が高いもの」を耐久消費財と定義することが多い。景気変動や所得変動により、耐久消費財の消費量は変動を受けやすいと言われる。

２．耐久消費財の特徴

耐久消費財には次のような２つの大きな特徴がある。

レンタル市場の存在：耐久財には通常の消費財と同じ売買市場の他に、貸借（レンタル）市場が存在する。ここから派生する問題点は、需給に一致した耐久財価格によってレンタル料が決まれば、レンタル市場の需給と関係なくレンタル料が決まる。しかし、レンタル市場の需給を均衡させるレンタル料から導出される耐久財価格は、耐久財市場の需給を一致させないという点である。

持続的な消費：自動車や家電製品などの耐久財は、購入した時点だけでなく、将来の一定期間にわたって所有者に便益を与え続ける。この場合、今期の消費支出は今期の消費だけでなく、将来の消費にも影響を及ぼす、すなわち持続性を有することになる。このような消費の持続性が存在する場合、恒常所得の過去のイノヴェーションが今季の消費支出水準と相関を持つことになる。

上記の２つの特徴とも関連して、耐久財が経済学においてどのように説明されるかを記す。耐久財はその性質上、購入して使用し尽くすのではなく、耐久財から提供されるサービスフローを享受するために購入するものである。これらの財から享受するサービスの流れを説明するには、資本財が恒常の産出物に相応しているのと同じように、耐久財につい

ては個人の所得に相応していると言える。さらに、今期及び過去の産出物が投資の重要な決定要因であるのと同様に、今期及び過去の所得の流れは、耐久消費財の現在高の水準を説明するのに用いるべきである。また、非耐久財及びサービスの購入が恒常所得に相応しているのと同じく、耐久消費財の購入もまた恒常所得に相応している。

３．ソーシャル・キャピタルと耐久消費財

ソーシャル・キャピタルと耐久消費財の類似性を考える。まず、ソーシャル・キャピタルは、前述の耐久消費財の特徴である、持続的な消費に適合する。地域のソーシャル・キャピタルは長く地域に存在しうるものであり、住民が消費できる消費財である、という考え方である。

また、地域のソーシャル・キャピタルに加入するのは（住環境に対する投資は必要だが）基本的に無料であり、将来を考えながら長期的な視野に立って投資・消費を行う。これは、レンタル市場とまでは言えなくとも、耐久消費財を借りてレンタル料を支払うことと共通した考えである。

さらに、ソーシャル・キャピタルの存在により家計の支出が節約されるという点も、耐久消費財を購入し、サービスを享受することに類似する特徴と言えるかも知れない。

これらの特徴を考慮しながら、個人のソーシャル・キャピタルの形成を経済学モデルに応用したのが Glaser et al (2002)である。Glaser et al (2002)では、次のようなモデルを用いて、ソーシャル・キャピタルの議論を行った。（第１章より再掲）

まず、個人の移動確率を考慮して、$\phi = (1-\theta) + \theta\lambda$ とした。次に個人の行動を、個人のソーシャル・キャピタル投資と、地域の平均的ソーシャル・キャピタルから得られる収益との積から労働機会費用を差し引いたものを最大化するとした。実際、第４章の議論においても、個人のソーシャル・キャピタル投資は、隣人（地域の平均的なソーシャル・キャピタル）に影響されることが実証された。

個人のソーシャル・キャピタル投資は（1.1）式で表され、それに付随する個人のソーシャル・キャピタル蓄積に関する制約式は（1.2）式となる。

$$\max_{I_0, I_1, \ldots, I_T} \sum_{t=0}^{T} \beta^t \left[S_t R(\hat{S}_t) - wC(I_t) \right] \tag{1.1}$$

$$\text{s.t.} \quad S_{t+1} = \delta\phi S_t + I_t \ , \quad \forall t. \tag{1.2}$$

I_t：投資　　S_t：ソーシャル・キャピタル投資

$\hat{S}_t$：地域の平均ソーシャル・キャピタル

θ：移動確率

λ：移動があった場合のソーシャル・キャピタル価値

β：割引率　　w：時間の機会費用

δ：減耗率

R：社会的スキルからの収益関数　　C：費用関数

とすれば、次のような１階条件が得られる。

$$wC'(I_t) = \frac{1-(\beta\delta\phi)^{T-i+1}}{1-\beta\delta\phi} R(\hat{S}) \tag{1.3}$$

（1.1）（1.2）式の最大化問題より得られた、（1.3）式で表される１階の条件より分かることは、ソーシャル・キャピタル投資は、

(1) 割引率βとともに増加する。
(2) 移動θとともに減る
(3) 時間の機会費用wとともに減る。
(4) 社会的なスキルに対する収益Rとともに増える。
(5) ソーシャル･キャピタルの減耗率δとともに減少する。
(6) 地域の平均ソーシャル・キャピタルとともに増える。
(7) 移動による資本減耗(1－λ)とともに減少する。
(8) 年齢とともに減少する。

ということである。

特に、（1.3）式より、最適条件は限界的な社会的収益と限界的な機会費用が等しいところで決まり、個人のソーシャル・キャピタル投資は影響しない。また、住居の移動により減少する。この２点が、耐久消費財には見られない特徴となる。

実際に、第４章ではソーシャル・キャピタルと持ち家の有無について分析を行った。内容は、持ち家の人間は、借家の人間に比べて転居の可能性が低いため、住環境に対して投資した分を将来に享受できるくらい地域に長く住むことが予想される。推計結果においても、持ち家に住む人ほどソーシャル・キャピタルにつながる活動に従事していることが分かった。

また、表４－２において、いくつかの個人属性について持ち家に住む人と借家に住む人のサンプルを分けて平均値の差の検定を行った。その結果、「居住期間（年）」と「転居意思（継続=1、転居=3）」に関しては、ソーシャル・キャピタルを醸成する持ち家に住む人とソーシャル・キャピタルを醸成しにくい借家に住む人とで有意な差が見られた。これにより、住居の移動によるソーシャル・キャピタルの減少は存在すると考える。

表４－２ 個人属性の平均値の差の検定（再掲）

	全サンプル	持ち家	借家	t-検定
個人属性				
年齢（歳）	63.31	63.96	61.78	***
	10.24	9.91	10.86	
性別（男性=1）	0.69	0.73	0.58	***
	0.46	0.44	0.49	
居住期間（年）	21.55	21.99	20.53	***
	6.42	5.88	7.44	
転居意思(継続=1,転居=3)	1.38	1.30	1.56	***
	0.62	0.55	0.72	
計	921	645	276	

表の下段は標準偏差、t-検定は有意水準 ***1%，**5%，*10%

さらに、Glaser et al (2002)では、ソーシャル・キャピタルの二つの特徴として、きわめて地域特殊的（highly community specific）であることと、個人間の補完性（interpersonal complementarities）が強いことを指摘している。特に、補完性は社会乗数（Social Multipliers）となり、集計されたソーシャル・キャピタルの増加は個人のソーシャル・キャピタルへの投資を誘発し、集計されたソーシャル・キャピタルの弾力性は、個々の（Micro）の弾力性より大きなものとなる。この補完性はソーシャル・キャピタル投資のレベルに複数均衡が生じることを示唆している。

本稿では、この補完性についても、第４章においてソーシャル・キャピタルの社会的相互依存効果（隣人のソーシャル・キャピタルの効果）の有無として実証分析を行っている。その結果、個人のソーシャル・キャピタル投資は、地域の平均的なソーシャル・キャピタルから影響を受け、ソーシャル・キャピタルの社会的相互依存効果が存在することが実証された。また、その効果は個人の居住形態（持ち家か借家か）に大きく依存することも分かった。

地域特殊的であることに関しては、第４章の２つの分析において、ソーシャル・キャピタルを形成する地域の範囲を台（小学校区）単位とするか、丁（台の 1/4 程度）単位とするかで分析結果が一部異なった。これはアンケートを行ったニュータウンという特殊な地域の影響もあるが、ソーシャル・キャピタルが持つ「地域特性」の影響が窺える結果である。

以上、表５－１にまとめた様に相違点はあるが、ソーシャル・キャピタルの醸成を考えるに際しては、耐久消費財の形成という観点からのアプローチが可能であると考える。

表５－１　耐久消費財とソーシャル・キャピタルの相違点

	耐久消費財	ソーシャル・キャピタル
共通する性質	消費が持続性を持つ	地域のソーシャル・キャピタルは長く地域に存在しうるものであり、持続的な消費が可能
	レンタル市場が存在し、レンタル料を支払うことでサービスを享受できる	レンタル市場は存在しないが、地域に属することで消費可能となり、将来を考えながら長期的な視野に立って投資・消費を行う
異なる性質	地域特殊的ではない	地域特殊的であり、転居によってソーシャル・キャピタルは減少する
	社会的効果は存在しない	社会的な相互依存性が存在し、地域（隣人）のソーシャル・キャピタルが個人のソーシャル・キャピタル投資行動に影響する

第２節　日米の寄附文化の相違について

もう一つの考えとして、ソーシャル・キャピタル醸成に関する文化的な側面を見る。

第４章の議論の結果より、ソーシャル・キャピタルの醸成には、ソーシャル・キャピタルそのものに住民の関心を向けさせない限り、ソーシャル・キャピタルを生かして地域を活性化することは困難であると考えられる。

平成 19 年 1 月の「社会意識に関する世論調査」によると、ここ数年、国民の社会への貢献意識は徐々に高まっていることが窺える。最近では、男性の 40 歳代という勤労者世代における意識の高まりが特徴的であり、企業の社会貢献活動に影響を与えていると考えられる。この意識を活動に繋げる一つの手段が、NPO 法人等による地域活動である。

特定非営利活動促進法が 1998 年に制定･施行され､この法律に基づく NPO 法人は､医療、福祉、社会教育、地域づくりの分野などで急速に増加し、2007 年 6 月末現在、約 3 万 2,000 団体が認証されている。これら NPO 法人の地域活性化における役割は大きいと考えられているが、財政基盤が脆弱である故に、NPO が存続していくためには寄附とボランティアが不可欠の要素となる。

日本のボランティア活動の経済分析としては、山内直人氏の『ノンプロフィット・エコノミー』が有名であるが、その他、三和総合研究所(2000)、大阪大学 NPO 研究情報センター（2004）等が存在する。中島・中野・今田(2005)では、『社会生活基本調査』のデータを用いて家計属性別・個人属性別にボランティア活動との関係を 2 時点のデータを用いて推

定しており、ある程度までは年収が高い方がボランティア活動を行う、年齢的には中高年層がもっとも高い、持ち家、高学歴、要介護人を有している世帯がボランティア活動を行う。社会的なボランティア活動に従事している個人は、地方に行くほど増えているという結果を得ている。

近年、企業の社会的責任（CSR）という言葉が広まっているが、企業の寄附金額の推移を見ると、純粋に公益性の高い「指定寄附金」は 0.4%程度にとどまっている。家計の寄附金額は、平均年間 3,000 円程度で低迷しているが、阪神・淡路大震災時のみ突出している。山内他(2004)では、既存のマクロデータから個人と法人の寄附とボランティアの分野別データを推計している。その結果、個人では宗教、法律・政治に対する寄附が大きな割合を占め、法人では文化・レクリエーション、環境に対する寄附が大きい。ボランティアとしては、開発・住宅、社会サービスに対する活動が大きいことが考察されている。

しかし、他の先進国と比較すると、日本の寄附は質・量ともに圧倒的に劣る。その違いは第一に、寄附税制が整備されていないことによる。米国では、生命保険の受取人を NPO に指定することで保険料を免税対象にする等、寄附を促進する制度が存在する。第二に、寄附文化成熟度の違いがある。米国の学校では、学生に地域の NPO を調べさせ、その上で助成金申請のプログラムを説明するといった教育システムが広まりつつある。これは国民の支援によって公共サービスがなされている事実を忘れず、次世代にもフィランソロピーの精神を伝えようとする努力である。

わが国においても、近年、寄附を財源とした地域活性化の動きが出はじめている。大阪府の「桜の会」や「天満天神繁昌亭」、京都市の「京町家まちづくりファンド」等である。その一方で、1993 年に開始した「世田谷まちづくりファンド」では、事業開始当初は順調であったが、最近は寄附金の減少やファンド運営の担い手不足等の課題が生じ、事業の見直しの必要性が認識されている。

そこで本章以降では、日米の寄附行動の違いを生じさせているものの一端として、家計行動を、しばしば経済学で取り上げられる家計の消費・貯蓄行動に関する重要なパラメータである消費の異時点間代替弾力性について論じ、日本の家計の特徴を捉える。

第３節　消費の異時点間の代替弾力性とは

消費の異時点間の代替弾力性(Intertemporal Elasticity of Substitution：IES) とは、そもそも異時点間における家計の貯蓄と消費に関する考え方を決定するパラメータである。２期間だけ生存する家計を例に取ると、家計の時点効用関数を $u(C_t)$、２期間の予算制約を $P_1C_1 + P_2C_2 = W$ として、異時点間の代替弾力性は $-[\partial(C_1/C_2)/\partial(P_1/P_2)][(P_1/P_2)/(C_1/C_2)]$ で定義され、１期と２期の消費財の価格比が１％変化した時に、消費比率が何％変わるかを示すものとして書ける。

もう少し一般的に、動学的な t 期と t + 1 期の関係で示すと、

$$IES = -\frac{\partial(C_t/C_{t+1})}{\partial(1+r_t)}\frac{1+r_t}{C_t/C_{t+1}} = \frac{\partial\left[\ln(C_t/C_{t+1})\right]}{\partial\ln\left[(1+r_t)\right]} \tag{5.1}$$

C_t ：消費　　$1+r_t$ ：資産収益率

と書ける。ここで$1+r_t$は資産収益率を表す。

不確実性が存在する場合においては、同様に

$$IES = \frac{\partial E_t\left[\ln(C_t/C_{t+1})\right]}{\partial E_{t+1}\ln\left[(1+r_t)\right]} \tag{5.2}$$

と示される。上式より、少し異なる言い方をするならば、異時点間の代替弾力性は消費者が予想される資産収益の期待変分に対して、期待消費の伸び率をどれだけ変化させるかを決めるパラメータである。

第４節　相対的危険回避度一定（CRRA）型効用関数とオイラー方程式

多くの異時点間の代替弾力性を推定した論文では、時点効用関数$u(C_t)$に相対的危険回避度一定(Constant Relative Risk Aversion：CRRA) 型の効用関数を用いている。CRRA 型効用関数とは、一般的に次式のように表される効用関数である。

$$u(C_t) = \frac{C_t^{1-\theta}}{1-\theta}, \quad \theta > 0 \tag{5.3}$$

$u(\cdot)$ ：時点効用関数　　C_t ：消費

この場合、$-Cu''(C)/u'(C)$で定義される相対的危険回避度はθ、任意の２時点における消費の代替弾力性はその逆数の$1/\theta$で表され、Cとは独立となる。CRRA 型の消費関数を用いる理由としては、相対的危険回避度θが、Cと独立であることから派生する問題よりも、θが期間を通じて一定であるという消費モデル計算の便利さを取っている。

CRRA 型時点効用関数のさらなる特徴としては、第１に $C^{1-\theta}$ は $\theta<1$ であれば C の増加関数であるが、もし$\theta>1$ になると減少関数となる。そこで$C^{1-\theta}$ を $1-\theta$ で割ることにより、消費の限界効用がθの値に関わらず正の値をとることが保証されている。第２に、$\theta \to 1$ という特殊な場合において、この時点効用関数は $\ln C$ に簡略化される。

CRRA 型効用関数を用いた代表的個人の消費モデルは、一般的に次のように書ける。生涯効用関数と予算制約式を、以下のように定義する。

$$U = E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t u(c_t)\right] \tag{5.4}$$

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\theta}}{1-\theta}, \quad \theta > 0 \tag{5.5}$$

$$\text{s.t.}\ \ c_t + \sum_{i=1}^{N} p_{it}A_{it} \le \sum_{i=1}^{N}\left[p_{it} + d_{it}\right]A_{it-1} + Y_t \tag{5.6}$$

β ：主観的割引率　　c_t ：t 期の実質消費

p_{it} ：第ｉ資産の価格　　d_{it} ：第ｉ資産の配当
A_{it} ：第ｉ資産の保有量　　Y_t ：所得

この効用最大化問題から導かれるオイラー方程式は

$$E_t\left[\beta\frac{u(c_{t+1})}{u(c_t)}(1+r_{it+1})\right]=1 \tag{5.7}$$

$$\rightarrow E_t\left[\beta\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{\frac{1}{\theta}}(1+r_{it+1})\right]=1,\ i=1,2,\ldots,N \tag{5.8}$$

となる。このオイラー方程式を用いて異時点間の代替弾力性(=$1/\theta$) の推定を行うのが、代表的な異時点間の代替弾力性推定モデルである。

第５節　消費関数とリスク

ここで、危険（リスク）についての経済学的議論を記す。

１．リスクと期待効用

経済学に「リスク」という概念を最初に導入したのは、F.H.Knight：Risk, Uncertainty and Profits(1921) であると言われている。ここでは広義の「不確実性」を情報量の制約であると定義した上で、確率からの測定可能な不確実性をリスク、また事象の希少性から確率を測定し得ない不確実性を「真の不確実性」と定めた。

リスクは不確実性下における消費者の行動を左右する。そこで提唱されたのが、期待効用仮説である。期待効用仮説によると、個人は不確実な状況においては期待効用を最大にするように行動する。個人の選好が自然な公理体系を満たすならば、期待効用仮説が成立することが、Neumann and Morgenstern(1944) によって示された。

消費者は、リスクに対する個人の行動の違いによって３つに区分される。縦軸に効用U、横軸に所得xを取った効用関数のグラフにおいて、個人の効用関数のグラフが上方に凸ならば、すなわち限界効用$U'(x)$が逓減するならば、その個人は危険回避的であり、同様に$U'(x)$が逓増するならば、そのような個人は危険愛好的と呼ばれる。また、効用関数のグラフが直線であるような個人は危険中立的と呼ばれる。さらに、期待効用点で平均的に実現する所得x^eと同じ効用を与える所得をx^*とした時に、その差x^e-x^*をリスク・プレミアムと呼ばれる。また、

$$\rho=\frac{x^e-x^*}{x^e}$$

と定義されるρはリスク・プレミアム・レートと呼ばれる。この式を変形すると$(1-\rho)x^e=x^*$となり、ρの値は、確実な所得x^*と比較した不確実な所得x^eの割引率であると言える。個人が危険回避的であるならば$\rho>0$、危険愛好的であるならば$\rho<0$、危険

中立的であるならば$\rho = 0$である。

投資家が危険愛好的である場合、期待収益が同一であっても収益のリスクが大きい方を選好する。この収益のリスクには、資本損失を被ることに加えて、資本利得を発生させる可能性が含まれる。大きな資本利得を得るために、資本損失の犠牲をいとわず、進んで大きなリスクを受容するタイプの投資家になる。逆に、投資家が危険回避的である場合、同一の期待収益をもたらす資産であっても、不測の資本損失を招くリスクが大きいものを避けて、リスクの小さい方を選好する。危険回避的な投資家がリスクを負担するには、より大きなリターンが必要になる。この危険回避的な投資家の行動におけるリスク回避度を定義したのが、Arrow(1964) と Pratt(1964) である。彼らは危険回避の定義を表す指標として、絶対的危険回避度（Absolute Risk Aversion：ARA）$-U''(x) < U'(x)$と、相対的危険回避度（Relative Risk Aversion：RRA）$-xU''(x) < U'(x)$を定義した。これらは、危険回避の尺度として所望の性質を満たすことが知られている。

２．保険と資産選択

期待効用最大化の基準を用いて、消費者の保険加入や資産選択の行動が説明される。ここで前提とされるのは、個人は不確実性下において、確率αで状態１に、確率$1-\alpha$で状態２になるとする。個人は各状態において所得を手に入れ、その額は各状態で異なる可能性があるとする。個人の効用は所得に依存し、所得がxの時の効用を$U(x)$とする。その期待効用$V(x_1, x_2)$は、

$$V(x_1, x_2) = \alpha U(x_1) + (1-\alpha) U(x_2) \tag{5.9}$$

x_i：第 i 期の所得　　$U(x)$：所得xに対する効用

と書ける。

まず、保険を購入する際の行動を説明する。個人の所得は不確実であり、状態１では、y_1状態２ではy_2になるとする。ただし$y_1 < y_2$とする。この個人に保険会社は次のような保険を販売する。保険１口に加入した場合、もし所得y_1が実現したならば、保険会社は個人に１円の保険金を支払う。他方、所得y_2 が実現したならば、個人は保険会社に保険料として１口につきp円支払う。

この保険に個人がh口加入したならば、各状態における個人の所得は

$$x_1 = y_1 + h, \quad x_2 = y_2 - ph \tag{5.10}$$

となる。個人は保険に加入することによって、不確実な所得の当初の状況（y_1、y_2）を上記の（x_1、x_2）に変えることができる。この時の予算制約式は

$$px_1 + x_2 = py_1 + y_2 \tag{5.11}$$

となる。

期待効用を最大化しようとする個人は、期待効用関数

$$V(x_1, x_2) = \alpha U(y_1 + h) + (1-\alpha) U(y_2 - ph) \tag{5.12}$$

を最大にする条件

$$\frac{\alpha U'(y_1+h)}{(1-\alpha)U'(y_2-ph)}=p \tag{5.13}$$

となるようにhを選択することになる。

一方、保険会社は保険１口につき確率αで個人に保険金１円を支払い、確率$1-\alpha$で個人から保険料p円を受け取るから、期待収益は$-\alpha+p(1-\alpha)$である。保険会社はこの値が負にならないようにpを設定するため

$$p \geq \frac{\alpha}{1-\alpha} \tag{5.14}$$

となる。

次に、個人の資産選択行動を説明する。資産には様々な形態のものが存在する。貨幣、株式、債権等の金融資産と家屋、土地といった実物資産が代表的である。いろいろな資産を組み合わせた資産の保有形態をポートフォリオと呼ぶ。したがって、資産選択のことをポートフォリオ・セレクションという。

個人は資産をW円所有しているとする。その一部を貨幣で保有し、残りを債権に投資することを考えている。貨幣の利子率は確実であり、それをrとする。他方、債権に投資した場合の利回りは不確実であり、１円の投資につき状態１ではs_1円、状態２ではs_2円の収益があるとする。ここでは意味のある状況として、$s_1<r<s_2$であると仮定する。

個人が資産のうちm円を貨幣で保有し、残り$W-m$円を債権に投資すると、各状態iにおける個人の資産x_iは

$$x_i=(1+r)m+(1+s_i)(W-m),\quad i=1,2 \tag{5.15}$$

で示される。この時の予算制約式は

$$\frac{s_2-r}{r-s_1}x_1+x_2=\left[\frac{s_2-r}{r-s_1}(1+s_1)+(1+s_2)\right]W \tag{5.16}$$

である。

個人の期待効用関数は

$$V(x_1,x_2)=\alpha U(1+r)m+(1+s_1)(W-m)+(1-\alpha)U((1+r)m+(1+s_2)(W-m)) \tag{5.17}$$

で、m について最大となるための条件は

$$\frac{\alpha U'((1+r)m+(1+s_1)(W-m))}{(1-\alpha)U'((1+r)m+(1+s_2)(W-m))}=\frac{s_2-r}{r-s_1}x_1+x_2 \tag{5.18}$$

となる。

第６章　異時点間の代替弾力性パラメータの推定に関するサーベイ

本章では、消費の異時点間の代替弾力性(Intertemporal Elasticity of Substitution：IES)パラメータの推定に関する先行研究をまとめる。

まず、耐久消費財の扱いについて、耐久財の購入は従前からのストックに依存し、他の消費財の購入よりもはるかに容易に延期され得るものであり、あるいは蓄積の効く財である。また、耐久財にはレンタル市場も存在する。よって、耐久消費財の購入パターンは、その他の非耐久消費財の購入パターンと異なっていることは想像に難くない。

そこで、Hall(1988) をはじめ以下の異時点間の代替弾力性の推定研究については、耐久財の消費と非耐久財の消費が分離可能であると仮定し、非耐久財のみを用いて分析を行っている。

第１節　代表的な非耐久消費財を用いたモデル

消費の異時点間の代替弾力性パラメータを推定した有名な論文としては、まず、Hall(1988)が挙げられる。Hall はまず消費 $c_t = \log(C_t)$ の異時点間関係式を恒常所得仮説より

$$\bar{c}_t = \sigma \bar{r}_{t-1} + c_{t-1} + k + \varepsilon_t \tag{6.1}$$

$$r_t = \bar{r}_t + v_t \tag{6.2}$$

と書き、消費の期待変化率を表すパラメータとして IES：σ を定義した。ここで ε_t と v_t はホワイトノイズである。この式の背後にある時点効用関数は

$$\sum \exp[-\sigma t + [1-(1/\sigma)]c_t] \tag{6.3}$$

である。推定に際しては、上式を変形して、

$$\Delta c_t = \sigma \bar{r}_{t-1} + \varepsilon_t \tag{6.4}$$

という線形モデルを用い、時間集計の問題を考慮して年次、月次、四半期のそれぞれで異時点間の代替弾力性 σ を操作変数法を用いて推定を行った。データは U.S. National Income and Product Accounts の 1920 年～1983 年を用いている。Hall における異時点間の代替弾力性の推定値は、いずれも 0.1 を超えない小さい値、または負の値であった。また、この線形モデルにおいては、相対的危険回避度と異時点間の代替弾力性は異なるものとして扱われている。

Campbell and Mankiw(1989) では、Hall(1988) が恒常所得仮説を下敷きに線形モデルを作成したのに対して、経験に基づくモデル(rule-of-thumb) として以下のような説明変数に今期の所得の変化 Δy_t を加えた線形モデルを提示し、異時点間の代替弾力性 σ の推定を行った。

$$\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t + \theta r_t + \varepsilon_t, \qquad \theta = (1-\lambda)\sigma \tag{6.5}$$

説明変数に Δy_t を加えることで、流動性制約下にある消費者まで考慮に入れたのである。アメリカの 1953 年～1986 年の年次データを用いて求められた推定値は、やはり 0.1 を超

えない小さな値であった。

Patterson and Pesaran(1992) では、推定方法として新たに移動平均モデルを用い、操作変数の組み合わせを変えつつ Hall(1988) と Campbell and Mankiw(1989) の推定結果を再検証している。さらにイギリスにおける推定結果との比較も行っている。データは 1955 年～1989 年の四半期データであり、その異時点間の代替弾力性の推定結果は、アメリカの値が 0.038～0.213、イギリスの値が 0.044～0.386 であった。

また、Beaudry and Wincoop(1996) は、Campbell and Mankiw(1989) のモデルに、1978 年～1991 年四半期のアメリカ 19 州のパネルデータを用いて異時点間の代替弾力性の推定を行った。州パネルを用いた IES の推定結果は、国単位での推定結果と比較して大きく、１前後で有意正値を得ることに成功している。

Jorgensen(2002) においては、U.S. Consumer Expenditure Survey から疑似パネルデータを作成し、株主と債権者を分類し、異時点間の代替弾力性を推定している。その結果は、株主が 0.3～0.4、債権者が 0.8～1 というものであった。

第２節　C-CAPM 型モデル

C-CAPM（消費に基づく資本資産価格決定モデル）とは、代表的家計の動学的行動から得られた最適化条件に基づいて、資産収益率の変動を分析しようとする試みである。動学的行動であるから IES パラメータも推定されることになる。

C-CAPM に関連した異時点間の代替弾力性の推定を行った代表的な論文としては、Hansen and Singleton (1996) が挙げられる。Hansen and Singleton(1996) では、オイラー方程式の推定方法として GMM 法(Generalized Method of Moments) を用いている。推定方法として操作変数法を包含する GMM 法を用いる利点としては、先決変数を操作変数として用いることができること、また、誤差項に何らかの仮定をおく必要がないこと等が挙げられる。

Hansen and Singleton(1996) は、

$$E\int_0^{\infty} e^{-\delta t} U[c_t]dt \tag{6.6}$$

$$U(c_t)=\left(\frac{c_t^{\gamma+1}-1}{\gamma+1}\right),\quad \gamma<0 \tag{6.7}$$

という代表的個人の生涯消費関数からオイラー方程式を導き、GMM 法でオイラー方程式を直接推定するという方法で消費の異時点間の代替弾力性γを求めた。消費データはアメリカの 1962 年 9 月～1985 年 12 月のもので、非耐久財＋サービスという定義である。γの推定値は 1.01～2.14 という結果であった。

Neely et al(2001) において、米国の金融資産を資産価格として用いたC-CAPM 分析という形で推定された異時点間の代替弾力性においても、推定値はやはり負の値か非常に小さい

値という結果であった。

第３節　労働供給を明示的に用いたモデル

労働供給を考慮したモデルの例としては、Kugler(1988) が挙げられる。Kugler は、共和分推定法を用いてアメリカ、イギリス、スイス、西ドイツの 1966～1985 年の異時点間の代替弾力性を求めた。ここで用いられた時点効用関数は

$$U(C_i, L_i) = \frac{c_i^{1-\alpha}}{1-\alpha} D_{1i} + \frac{L_i^{1-\alpha}}{1-\alpha} D_{2i},\ i = t, t+1, \ldots \tag{6.8}$$

C_i ：消費　　L_i ：余暇

D_{1i}, D_{2i} ：シフトパラメーター

という、消費 C と余暇 L を用いた相対的危険回避度一定（CRRA）型のものであり、D_{1i}, D_{2i} は観測されないシフトパラメーターである。得られる一階の条件式は、

$$E_t\left[\frac{1}{1+\rho}\frac{D_{1t+1}}{D_{1t}}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\alpha}\frac{P_t(1+r_t)}{P_{t+1}}\right] = 1, \tag{6.9}$$

$$E_t\left[\frac{1}{1+\rho}\frac{D_{2t+1}}{D_{1t}}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\alpha}\frac{W_t(1+r_t)}{W_{t+1}}\right] = 1, \tag{6.10}$$

$$\frac{D_{1t}C_t^{-\alpha}W_t}{D_{2t}L_t^{-\alpha}P_t} = 1 \tag{6.11}$$

である。(6.11) 式の対数を取って変形することにより、

$$c_t - l_t = \frac{1}{\alpha}(w_t - p_t) + \frac{d_{2t} - d_{1t}}{\alpha}$$

というシンプルな異時点間のスロープを表す関係式が得られる。ここで $c_t - l_t$ と $w_t - p_t$ の共和分関係を用いることにより、共和分推定法から CRRA 型の効用関数における異時点間の代替弾力性である $1/\alpha$ を推定したのがこの論文における推定方法である。アメリカにおける推定値は 0.88～1.05、イギリスその他は 0.65～0.85 であった。

第４節　日本における異時点間の代替弾力性の推定

日本における異時点間の代替弾力性の推定では、C-CAPM 分析として、福田(1993) において日本における金利の基幹構造を利用した推定を行っている。この分析では異時点間の代替弾力性の符号条件が満たされていない。金子(1991)では 0.483～0.812、赤木(1995)では 0.450～1.100 という推定結果が得られている。

次に、Hamori(1996) が、日本国内の金融資産を資産価格として用いた C-CAPM 分析において推定を行っており、1.037～2.096 という値を得ている。

また、堀(1996) においては、同様に株式収益率、国債最終利回、コール資金を用いた CRRA

モデルを推定し、操作変数の選択によってはモデルが成立することを示している。異時点間の代替弾力性の推定値は、およそ 15 から 20 程度という大きな値が得られた。

Nakano and Saito(1998) においても、公示地価を資産価格として同様に C-CAPM を推定している。消費データは国民経済計算のものを用いており、推定結果は異時点間の代替弾力性γが 2.50 というものであった。CRRA モデルの符号条件は満たされていない。

このように、日本における異時点間の代替弾力性の推定値の多くは、アメリカのものよりも比較的大きな値をとっている。

第５節　耐久消費財を用いた異時点間の代替弾力性パラメータの推定

前節までの推定は、全て耐久消費財と非耐久消費財の選好は分離可能であるという仮定の下、消費データとして非耐久消費財、あるいは非耐久消費財＋サービスを用いたものであるが、これらの論文における異時点間の代替弾力性の推定結果では、推定値が非常に小さい、符号条件を満たしていないケースがしばしば見られる。それが耐久消費財の存在や、耐久消費財と非耐久消費財の間に存在すると考えられる「同時点間の代替弾力性(Intratemporal Elasticity of Substitution)」を考慮していないがために、非耐久消費財への支出の変化と実質資産収益率との関係にバイアスが生じたことが原因であると考え、推定を行うのが、耐久消費財を用いた異時点間の代替弾力性パラメータの推定である。

１．耐久消費財を考慮した効用関数

耐久消費財の消費に見られる特殊性を、効用関数にどのように用いるかということは重要な問題である。多くの耐久消費財を考慮した効用関数を用いた論文においては、耐久消費財の持続的な消費に着目し、投資理論のような形で効用関数に用いている。

耐久消費財を用いた恒常所得仮説の検定を行った Hayashi(1985) では、効用関数を次のように定義した。

$$E_t\left[\sum_{s=0}^{\infty}\beta^s U\left(c_{t+s},\eta_{t+s}\right)\right] \tag{6.12}$$

β ：主観的割引率　　$U(\cdot)$ ：時点効用関数

c_t ：耐久消費財の消費（減耗）　　η_{t+s} ：シフトパラメーター

ここで c_t が耐久財消費、η_{t+s} はシフトパラメーターである。耐久財消費の持続性を次のように定義した。

$$c_t=\sum_{k=o}^{M}\left(\rho_k C_{t-k}\right)\equiv\rho(L)C_t \tag{6.13}$$

ρ ：減価償却率　　C_t ：耐久消費財支出

一方で、予備的貯蓄の存在を推定した Wilson(1998) では、効用関数を

$$E_t \sum_{j=0}^{T-t} (1+\beta)^{-j} U(CN_{t+j}, K_{t+j}) \tag{6.14}$$

β ：主観的割引率　　$U(\cdot)$ ：時点効用関数

CN ：非耐久消費財　　K ：耐久財ストック

と表した。ここで CN_j が非耐久消費財、K_t が耐久財ストックである。耐久財ストックについては

$$K_{t+j+1} = (1-\delta)K_{t+j} + CD_{t+j+1} \tag{6.15}$$

δ ：減価償却率　　CD ：耐久財消費

という形で表した。ここで CD_t は t 期の耐久財消費である。

２．耐久消費財と恒常所得

耐久財消費の持続性について、どのような問題があるのかを石原(2001) を参考に説明する。まず、恒常所得仮説の仮定として、不確実性下における恒常所得 y_t^P を

$$y_t^P = rw_t + r\sum_{s=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r}\right)^{s+1} E_t[x_{t+s}] \tag{6.16}$$

y_t^P ：恒常所得　　x_t ：労働所得

w_t ：非人的資産　　r ：資産収益率

c_t ：消費

と定義する。ここで x_t は労働所得、w_t は非人的資産、資産収益率 r は期間を通じて一定とする。この時、非人的資産の遷移式は

$$w_{t+1} = (1+r)w_t + x_t - c_t \tag{6.17}$$

となる。また、恒常所得のイノヴェーションを、恒常所得の変化のうち、労働所得の期待割引和で表される人的資産価値に関する予測の修正で生じた部分として、

$$\xi_{t+1} = r\sum_{s=1}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r}\right)^{s} (E_{t+1} - E_t)x_{t+s} \tag{6.18}$$

と定義する。

次に、今期の消費 c_t と今期及び過去の支出 c_{t-k} との関係が

$$c_t = \sum_{k=0}^{\infty} \rho_{t-k}^k c_{t-k} = \rho(L)c_t \tag{6.19}$$

という自己回帰型モデルで表され（持続的な消費を表す）、時点効用関数 $u(c_t)$ が２次関数

$u(c_t)=c_t\left(a-\frac{b}{2}c_t\right)$であるとする。この代表的家計の生涯効用関数$V_t$を、時間加法性を仮定して、

$$V_t=u(c_t)+\delta u(c_{t+1})+\delta^2 u(c_{t+2})+\ldots \tag{6.20}$$

と定義する。家計の期待効用最大化問題は、

$$Max\, E_t[V_t] \tag{6.21}$$

$$s.t.\ \ w_t+\sum_{s=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r}\right)x_{t+s}\geq\sum_{s=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r}\right)c_{t+s} \tag{6.22}$$

と書ける。またこの問題の予算制約式は、両辺の期待値をとることで恒常所得y_t^Pを用いて、

$$\sum_{s=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+r}\right)^{s+1}E_t[c_{t+s}]\leq\frac{y_t^P}{r} \tag{6.23}$$

と書き直せる。

この時、c_tに関する１階の条件

$$E_t\left[\sum_{k=0}^{\infty}\delta^k\rho^k u'(c_{t+k})\right]=E_t\left[(1+r)\delta\sum_{k=0}^{\infty}\delta^k\rho^k u'(c_{t+k+1})\right] \tag{6.24}$$

が成り立つ。時点効用関数が２次関数であり、$(1+r)=1/\sigma$が成り立っている時、上式は

$$c_{t+1}-c_t=\rho(L)(c_{t+1}-c_t)=e_{t+1} \tag{6.25}$$

と変形でき、さらに

$$c_{t+1}-c_t=e_{t+1}-\rho e_t \tag{6.26}$$

が得られる。ここから、

$$E_t[c_{t+s}]=c_t-\rho e_t,\quad \text{for all } s=1,2,3,\ldots \tag{6.27}$$

が得られ、これを予算制約式に代入すると、恒常所得y_t^Pに関する消費関数が

$$\begin{aligned}c_t&=y_t^P+\frac{\rho}{1+r}e_t\\&=y_t^P+\frac{\rho}{1+r}(c_t-c_{t-1})=y_t^P+\frac{\rho}{1+r}\left[c_t-(1-\rho)\sum_{k=0}^{\infty}\rho^{k-1}c_{t-k}\right]\end{aligned} \tag{6.28}$$

$$\rightarrow c_t=\frac{1+r}{1+r-\rho}y_t^P-\frac{\rho(1-\rho)}{1+r-\rho}\sum_{k=0}^{\infty}\rho^{k-1}c_{t-k} \tag{6.29}$$

となる。上式を資産蓄積の遷移式に代入し、さらに恒常所得の定義式に代入すると、恒常所得y_t^P及び消費c_tの時系列に関して、

$$y_{t+1}^{P} = y_t^{P} + \xi_{t+1} - \frac{r}{1+r}\rho e_t \tag{6.30}$$

$$\begin{aligned} c_{t+1} &= y_t^{P} + \frac{\rho}{1+r} e_{t+1} = y_t^{P} + \xi_{t+1} + \frac{r}{1+r}\rho e_t + \frac{\rho}{1+r} e_{t+1} \\ &= c_t + \xi_{t+1} - \rho e_t + \frac{\rho}{1+r} e_{t+1} \end{aligned} \tag{6.31}$$

が得られる。

この時、さらに消費 c_t と恒常所得 y_t^{P} の時系列はそれぞれ、

$$y_{t+1}^{P} - y_t^{P} = \xi_{t+1} - \frac{\rho r}{1+r-\rho}\xi_t \tag{6.32}$$

$$\begin{aligned} c_{t+1} - c_t &= \frac{1+r}{1+r-\rho}\xi_{t+1} - \frac{\rho(1+r)}{1+r-\rho}\xi_t \\ &= \sum_{k=1}^{\infty}(-\rho)^k (c_{t-k+1} - c_{t-k}) + \frac{1+r}{1+r-\rho}\xi_{t+1} \end{aligned} \tag{6.33}$$

となり、その１階の階差 Δc_t 、Δy_t^{P} は共に自己相関を持つことになる。また、消費の時系列式の右辺には１期前の恒常所得のイノヴェーション ξ_t が含まれ、ρ が正、すなわち財が耐久消費財である場合にはその係数が負となるが、労働所得の予期された変化 $E_t\Delta x_t$ は、恒常所得の過去のイノヴェーション ξ_{t-s} と負の相関を持つことから、自己相関の存在を考慮せずに推定を行った場合、消費の増分 Δc_t と労働所得の予期された変化 $E_t\Delta x_t$ との間に正の相関が観測されることになる。

また、上式より消費のイノヴェーション e_t と人的資産のイノヴェーション ξ_t との間には

$$e_t = \frac{1+r}{1+r-\rho}\xi_t \tag{6.34}$$

という関係が成り立つ。右辺の係数 $\frac{1+r}{1+r-\rho}$ は、ρ が正の場合１より大きくなるため、

$$\mathrm{Var}(e_{t+1}) = \frac{1+r}{1+r-\rho}\mathrm{Var}(\xi_{t+1}) > \mathrm{Var}(\xi_{t+1}) \tag{6.35}$$

となって、消費の変動は恒常所得の変動よりも大きくなる。

以上より、耐久消費財のような消費に持続性がある財の場合には、Δc_t の自己相関を考慮しない誤った推定の下で、過剰感応が導かれる可能性があり、消費関数に用いる場合に注意が必要となる。

３．耐久消費財を用いた異時点間の代替弾力性推計モデル

耐久消費財を考慮したモデルを用いた異時点間の代替弾力性の推定を行った論文をいくつか紹介する。Dunn and Singleton(1986) においては、

$$E_0\sum_{t=0}^{\infty}\frac{\beta\left\{c_t^{\delta}d_t^{(1-\delta)}\right\}^{\gamma-1}}{\gamma},\quad \gamma<1,\quad 0<\delta<1 \tag{6.36}$$

c_t ：非耐久財消費

d_t ：耐久財消費から得られるサービス

という形で効用関数を定義し、また

$$d_t=\frac{\theta}{1-\theta}k_t=\theta\sum_{j=0}^{\infty}(1-\theta)^j d_{t-j} \tag{6.37}$$

という形で d_t を定義した。ここから導かれる c_t と d_t の限界効用は

$$MU_c(t)=E_t\left[\sum_{j=0}^{m}\alpha_j\delta\beta^{t+j}\left\{c_{t+j}^{\delta\gamma-1}d_{t+j}^{(1-\delta)\gamma}\right\}\right] \tag{6.38}$$

$$MU_d(t)=E_t\left[\sum_{j=0}^{m}\theta(1-\theta)^j(1-\delta)\beta^{t+j}\left\{c_{t+j}^{\delta\gamma-1}d_{t+j}^{(1-\delta)\gamma-1}\right\}\right] \tag{6.39}$$

の２式であり、オイラー方程式は

$$E_t\left[MU_c(t)-MU_c(t+n)\gamma_t^k\right]=0 \tag{6.40}$$

$$MU_d(t)-p_{dt}MU_c(t)=0 \tag{6.41}$$

となる。ここで、 p_{dt} は非耐久財の価格を１とした時の耐久財の相対価格である。推定値はこの２本のオイラー方程式を、操作変数法を用いて同時推定することで求められた。

National Income and Product Accounts 1959 年～1978 年の月次データを用いて得られた異時点間の代替弾力性（$=1/1-\gamma$）の推定値は用いる資産収益率によって多少のばらつきがあったが、0.52～0.82 という結果であった。

次に、Fauvel and Samson(1991) はカナダの消費データを用いて推定を行っている。家計の効用関数と予算制約式は次のようである。

$$E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty}\delta^t U(C_t,K_t)\right],\ 0<\delta<1 \tag{6.42}$$

$$U(C_t,K_t)=\left(\frac{1}{1-\gamma}\right)\left[C_t^{1-\beta}+\phi K_t^{1-\beta}\right]^{\frac{1-\gamma}{1-\beta}} \tag{6.43}$$

$$C_t+p_{kt}\left[K_t-(1-\theta)K_{t-1}\right]+\sum_{i=1}^{N}p_{it}Q_{it}\le\left[p_{it}+d_{it}\right]Q_{it-1}+Y_t \tag{6.44}$$

C_t ：非耐久財消費　　K_t ：耐久財ストック
γ ：異時点間の代替弾力性　　p_{it} ：第 i 資産の価格、
d_{it} 第 i 資産の配当　　Q_{it} ：第 i 資産の保有量
Y_t ：所得

Fauvel and Samson(1991) では、Dunn and Singleton(1986) と異なり、耐久財消費を得られるサービスではなくストックで効用関数に用いている。ここから導かれる２本のオイラー方程式は同様に、$Z_t = \left[C_t^{1-\beta} + \phi K_t^{1-\beta}\right]^{\frac{1}{1-\beta}}$ として、

$$E_t\left[\delta\left(1+r_{it+1}\right)\left(\frac{C_t}{C_{t+1}}\right)^{\beta}\left(\frac{Z_{t+1}}{Z_t}\right)^{\beta-\gamma}\right]=1 \tag{6.45}$$

$$E_t\left[\delta\left(1+r_{kt+1}\right)\left(\frac{C_t}{C_{t+1}}\right)^{\beta}\left(\frac{Z_{t+1}}{Z_t}\right)^{\beta-\gamma}\right]=1-\left(\frac{\phi}{p_{kt}}\right)\left(\frac{C_t}{K_t}\right)^{\beta} \tag{6.46}$$

となる。ここで $1+r_{kt+1}=\left(1-\theta\right)\frac{p_{kt+1}}{p_{kt}}$ である。用いられたデータは四半期で 1961:3～1986:4 である。オイラー方程式両式の同時推定を行うことで異時点間の代替弾力性を推定し、γ の推定結果は 0.444～0.685 であった。

さらに Ogaki and Reinhart(1988) では、同様のモデルを用いながら、耐久消費財と非耐久消費財の同時点代替弾力性を Cannonical Cointegrating Regression という方法で共和分ベクトルを推定することにより推定し、それを用いてオイラー方程式を GMM で推定するという２段階の方法で異時点間の代替弾力性 を推定している。

$$U = E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left(\frac{\sigma}{1-\sigma}\left[u_t^{1-(1/\sigma)}-1\right]\right)\right],\ \sigma>0, \beta>0 \tag{6.47}$$

$$u_t = \left[aC_t^{1-(1/\varepsilon)} + S_t^{1-(1/\varepsilon)}\right]^{1/[1-(1/\varepsilon)]},\ a>0,\ \varepsilon>0 \tag{6.48}$$

σ ：異時点間の代替弾力性　　β ：時間選好率
C_t ：非耐久消費財
S_t ：耐久財消費から得られるサービス　ε ：同時点間の代替弾力性

この耐久消費財との同時点間代替を考慮した共和分アプローチによって、アメリカの 1947 年～1983 年のデータを用いて得られた消費の異時点間の代替弾力性の推定値は 0.329～0.447 という有意正値であった。

４．耐久財の調整コスト

Ogaki and Reinhart(1988) の方法では、他の耐久消費財を用いた異時点間の代替弾力性の推定を行った論文と異なり、耐久財の調整コストに着目している。耐久財消費の決定に調整コストが重要な役割を果たしていることは、Bernanke(1984) や Lam(1989) 等で明らかにされている。Ogaki and Reinhart(1988) においては、耐久消費財と非耐久消費財の同時点間の代替弾力性 $\ddot{\imath}$ と異時点間の代替弾力性 $\hat{u}$ を同時推定するのでは無く、先に同時点間の代替弾力性 $\ddot{\imath}$ を共和分アプローチにより推定することで、観測された耐久財ストックと消費しようとした耐久財ストックとの間の調整コストを考慮している。

この点において、Ogaki and Reinhart(1988) で行われた耐久財を用いた異時点間の代替弾力性の推定方法が現時点で優れていると考えられる。

第７章　耐久消費財を用いた異時点間の代替弾力性の推定[14]

第６章で紹介した Ogaki and Reinhart(1998) で用いられた２段階推定法を、日本における異時点間の代替弾力性（Intertemporal Elasticity of Substitution : IES）の推定に活用し、その効果を確認し、違いを観測するのが本章の目的である。

第１節　理論モデル

Ogaki and Reinhart(1998) に従って、モデルを作成する。

まず、代表的個人の生涯効用関数を(7.1)、(7.2) 式のように定義する。ここで、(7.1) 式の σ が異時点間の代替弾力性である。また、(7.2) 式は非耐久財消費と耐久財の購入から得られるサービスとを考慮した CES 型の効用関数であり、その同時点間の代替の弾力性を ε で表す。

$$U = E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left(\frac{\sigma}{\sigma-1}[u_t^{1-(1/\sigma)}-1]\right)\right], \sigma>0, \beta>0 \tag{7.1}$$

$$u_t = [aC_t^{1-(1/\varepsilon)} + S_t^{1-(1/\varepsilon)}]^{1/[1-(1/\varepsilon)]}, a>0, \varepsilon>0 \tag{7.2}$$

σ ：異時点間の代替弾力性　　β ：主観的割引率

C_t ：非耐久財消費

S_t ：耐久財購入により得られるサービス

ε ：同時点間の代替弾力性

次に、この代表的個人の予算制約式を定義する。

$$C_t + P_t D_t + \sum_{i=1}^{N} p_{it} A_{it} \le \sum_{i=1}^{N}[p_{it} + d_{it}]A_{it-1} + Y_t \tag{7.3}$$

P_t ：非耐久財の価格を１とした時の耐久財価格

D_t ：耐久財消費支出

p_{it} ：第ｉ資産の価格　　d_{it} 第ｉ資産の配当

A_{it} ：第ｉ資産の保有量　　Y_t ：所得

ここで、耐久財購入により得られるサービス S_t は、

$$S_t = D_t + \delta D_{t-1} + \delta^2 D_{t-2} + \cdots, 0<\delta<1. \tag{7.4}$$

上式の問題から導かれるオイラー方程式は(7.5) 式で表される。

[14] 本章の内容はApplied Economics Letters vol.11 に掲載済である。

$$E\left[\frac{\beta R_{t+1}\mu_{t+1}}{\mu_t}\right]=1, \tag{7.5}$$

$R_{t+1}=(p_{it+1}+d_{it+1})/p_{it}$ ：実質資産収益率

μ は同時点間の限界効用であり、(7.6) 式で定義される。

$$\mu_t = C_t^{-1/\varepsilon}[aC_t^{1-(1/\varepsilon)}+S_t^{1-(1/\varepsilon)}]^{(\sigma-\varepsilon)/[\sigma(\varepsilon-1)]} \tag{7.6}$$

またここで、C_t と S_t の動学的な関係は

$$\mu_{2t} = P_t\mu_t - \beta\delta E_t[\mu_{t+1}P_{t+1}]. \tag{7.7}$$

と導かれる。μ_{2t} の定義は

$$\mu_{2t} = S_t^{-1/\varepsilon}[aC_t^{1-(1/\varepsilon)}+S_t^{1-(1/\varepsilon)}]^{(\sigma-\varepsilon)/[\sigma(\varepsilon-1)]}. \tag{7.8}$$

である。

耐久財サービスの利用コスト Q_t は、将来得られるサービスを現在の段階で割り引いたものと考えると、

$$Q_t = P_t - \delta E_t\left[\frac{\beta P_{t+1}\mu_{t+1}}{\mu_t}\right] \tag{7.9}$$

P_t ：非耐久財の価格を１とした時の耐久財価格

のように表される。ここで、(7.9) 式のままでは Q_t が求められないため、次式のように近似する。

$$Q_t \cong P_t - \frac{\delta E_t P_{t+1}}{E_t[R_{t+1}]} \tag{7.10}$$

また、Q_t は耐久財と非耐久財の限界代替率に等しいことから、一階の条件より、

$$Q_t = a^{-1}\left[\frac{S_t}{C_t}\right]^{-1/\varepsilon}. \tag{7.11}$$

が導かれる。この式は異時点間の代替弾力性 推定において a を求めるために使用する。以下、共和分制約の導出のため、P_t を(7.1)、(7.2) 式の一階の条件より求める。

$$P_t = \frac{\partial U/\partial C_t}{\partial U/\partial D_t} = E_t\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^\tau\delta^\tau\mu_2(1+\tau)\right]/\mu_t \tag{7.12}$$

$$P_t\left[\frac{C_t}{D_t}\right]^{-1/\varepsilon} = E_t\left[\sum_{t=0}^{\infty}\beta^\tau\delta^\tau\left[\frac{S_{t+\tau}}{D_t}\right]^{-\varepsilon}\left[\frac{C_t}{C_{t+\tau}}\right]^{-\varepsilon}\frac{\mu_{t+\tau}}{\mu_t}\right]. \tag{7.13}$$

均衡において $c_t^* = log[C_t^*]$、$d_t^* = log[D_t^*]$ であり、c_t^*、d_t^* が階差定常であるとすると、(7.13)

式の右辺は定常であり、結果左辺も定常となる。よって(7.13) 式の左辺は共和分関係にあると言える。

第２節　データ

耐久財 D_t と非耐久財 C_t のデータは、国民経済計算年報より四半期データで 1970 年から 1998 年までのものを世帯あたりに換算し、季節調整を行ったものを使用した。相対価格 P_t はデフレータ比を用いた。利子率 R_t のデータには、銀行金利、コールレート、国債利回をそれぞれ用いた。また、耐久財の利用コスト Q_t は、(7.10) 式において R_{t+1} と P_{t+1} に 3 期のラグを用いたベクトル自己回帰モデル（VAR モデル）から作成した予測値をあてはめて導出した。

第３節　耐久消費財を用いた共和分アプローチについて

１．同時点間の代替弾力性

Ogaki and Reinhart(1988) で用いられた共和分アプローチの優れている点は、前章で既に述べたように、同時点間の代替弾力性 ε を用いることにより、耐久財消費から得られるサービスを異時点間の代替弾力性 の推定に用いていることである。

Hall(1988) や Hansen and Singleton(1996) で行われた異時点間の代替弾力性の推定では、耐久財と非耐久財の選好は分離可能であるという仮定の下、非耐久財消費のみを用いて行われた。その結果、Hall(1988) では弾力性の値が 0.1 を越えず、負になる可能性もあった。Hansen and Singleton(1996) では負になった。

しかし、耐久財と非耐久財の消費には関連性が存在する。例えば、今年実質利子率が上昇する場合には、耐久財の利用コストが高いために耐久財の利用をやめて非耐久財の消費を増やす。よって非耐久財消費の伸び率から推定された異時点間の代替弾力性には、下方バイアスが存在する可能性がある。また、耐久財から得られるサービスは非耐久財のそれよりも実質利子率の変化に対して敏感である。つまり、非耐久財だけの推定では異時点間の代替弾力性は正しく得られないのである。

次に、Dunn and Singleton(1986)、Eichenbaum and Hansen(1990)、Fauvel and Samson(1991) 等の、同じく耐久財と非耐久財の分離可能性の定義を緩めて異時点間の代替弾力性の推定を行った論文との違いは、非耐久財のみを用いた異時点間の代替弾力性の推定値が耐久財利用から受けるバイアスの存在によって小さく推定されていたことに着目していることである。よって耐久財消費に対する調整コストの存在を認識し、ファーストステップで耐久財と非耐久財の同時点間の代替弾力性 ε を推定する際に、共和分ベクトルを推定する形で求めるという方法を用いている。

セカンドステップの GMM 推定では、求められた ε を非耐久財消費の一階条件から導かれたオイラー方程式に代入し、異時点間の代替弾力性のみを導出するという２段階の方法を取っている。

２．CCR 法による共和分推定

まず $X(t)$ を二次元の階差定常過程と定義する。つまり

$$X(t)-X(t-1)=\Phi+e(t) \quad \text{for} \quad t\geq 1 \tag{7.14}$$

ここで、Φ は二次元のドリフトベクトル、$e(t)$ は平均 0 の定常過程である。$X(t)$ が共和分ベクトル $(1,-\gamma)$ を持ち共和分関係にあるとする。

$$X_1(t)=\theta_c+\gamma X_2(t)+e_c(t) \tag{7.15}$$

ここに Park(1992) の canonical cointegrating regressions (CCR) 法を適用する。

CCR 法では推定を行う前に、データを内生変数と系列相関項に分けて変形する必要がある。$v(t)=(e_c(t),e_2(t))$ と定義する。ここで $e_2(t)$ はベクトル $e(t)$ の第 2 要素である。次に、$\Phi(i)=E[v(t)v(t-i)']$、$\Sigma=\Phi(0)$、$vCT=\sum_{i=0}^{\infty}\Phi(i)vC$、$\Omega=\sum_{i=-\infty}^{\infty}\Phi(i)$ をそれぞれ定義する。ここで、Ω は $v(t)$ の共分散行列である。さらに

$$\begin{aligned}\Omega_{11,2}&=\Omega_{11}-\Omega_{12}\Omega_{22}^{-1}\Omega_{21}\\ \Gamma_2&=(\Gamma_{12},\Gamma_{22})'\end{aligned} \tag{7.16}$$

を定義する。$\Omega_{i,j}$ と $\Gamma_{i,j}$ はそれぞれ Ω と Γ の (i,j) 要素である。$\Omega_{11,2}>0$ とも定義する。これらを用いて行列を変形する。

$$X_1^*(t)=X_1(t)-\Pi_1'v(t) \tag{7.17}$$

$$X_2^*(t)=X_2(t)-\Pi_2'v(t) \tag{7.18}$$

ここで $v(t)$ が定常であるから、$X_1^*(t)$ と $X_2^*(t)$ は $X_1(t)$ と $X_2(t)$ と同じ共和分行列 $(1,-\gamma)$ を持ち、Π_1、Π_2 と共和分関係にある。このような Π_1、Π_2 を、$X_1^*(t)$ と $X_2^*(t)$ で OLS 推定するによる漸近的効率性から探し出すのが CCR のアイデアである。

$$\Pi_1=\Sigma^{-1}\Gamma_2\gamma+(0,\Omega_{12}\Omega_{22}^{-1})' \tag{7.19}$$

$$\Pi_2=\Sigma^{-1}\Gamma_2 \tag{7.20}$$

CCR 推定量は本質的に漸近的正規分布に従い、その標準誤差は通常の標準誤差として統計的な解釈が可能である。重要な CCR 法の固有性は、線形制約が χ^2 テストで検定可能であるということである。CCR 法を次式に応用する。

$$X_1(t)=\theta_c+\sum_{i=1}^{\infty}\eta_i t^i+\gamma X_2(t)+e_c(t) \tag{7.21}$$

上式は(7.15) 式に見せかけの決定論的トレンドを加えた式であり、この式を用いて確率論的、決定論的な共和分検定を行う。ここで、$H(p,q)$ を仮説 $\eta_{p+1}=\eta_{p+2}=\ldots=\eta_q=0$ に従う Wald 統計量とすると、$H(p,q)$ は共和分関係にあるという帰無仮説に従う、$\dot{y}^2_{q\grave{a}p}$ 分布の統

計量に収束する。特に、$H(0,1)$は決定論的な共和分検定であり、また、$H(1,q)$は確率論的な共和分検定である。

第４節　推定

まず同時点間の代替率εを canonical cointegrating regressions (CCR) を用いて推定し、得られたεを用いて(7.5) 式より GMM 法にて異時点間代替率σを推定するという、２段階の方法で推定を行う。

１．Canonical Cointegrating Regressions について

仮定より$c_t^* - d_t^*$がドリフトを伴った階差定常（difference stationary with drift）であり、$P_t\left[\frac{C_t}{D_t}\right]^{\frac{1}{\varepsilon}}$が定常であるから、$p_t = \ln[P_t]$も階差定常であり、その結果、$[p_{t,}c_t - d_t]$ は共和分ベクトル $(1,-1/\varepsilon)$ を持つ共和分関係にある。

CCR の推定式は $X_t = [c_t - d_t, p_t]$ が共和分ベクトル$(1,-\gamma)$を持つとして、

$$X_1(t) = \theta_c + \sum_{i=1}^{\infty} \eta_i t^i + \gamma X_2(t) + e_c(t) \tag{7.22}$$

と、トレンドをつけた形で定義する。

ここで、$H(p,q)$を仮説$\eta_{p+1} = \eta_{p+2} = ... = \eta_q = 0$に従う Wald 統計量とすると、$H(p,q)$は共和分関係にあるという帰無仮説に従う、$\chi^2_{q-p}$分布の統計量に収束する。特に、$H(0,1)$は決定論的な共和分検定であり、また、$H(1,q)$は確率論的な共和分検定である。

２．推定手順

まず CCR によりεを推定し、次に(7.11) 式より、

$$\alpha = \exp\left\{\frac{\ln[C_t/S_t]}{\varepsilon} - \ln Q_t\right\} \tag{7.23}$$

の平均値を計算してαとする。

さらに、ε、α、β= 0.99 またはβ=0.995 を代入して、(7.5) 式のオイラー方程式より、GMM 法を用いてσを推定する。

３．推定結果

ε の推定結果は表７－１の通りとなった。(　) 内は P 値である。

表７－１　CCR の結果

ε	$H(0,1)$	$H(1,2)$	$H(1,3)$	$H(1,4)$
0.4884	3.8681	2.3151	3.7613	3.9503
S.E=0.0003	(0.0492)	(0.1281)	(0.1524)	(0.2668)

( ) 内は P 値

$H(0,1)$ の共和分検定においては、5%有意水準でモデルは棄却されるが、残りの $H(1,q)$ の共和分検定では、モデルは共和分ベクトルを有して成立していると言ってよいという結果であった。

異時点間の代替弾力性 σ の推定結果は表７－２の通り。

表７－２　耐久消費財を用いたモデルによる GMM 推定結果

	β	a	σ	$\chi 2$
銀行金利	0.990	59.545	4.425	49.651
			(0.052)	(0.000)
	0.995	59.545	3.723	50.455
			(0.038)	(0.000)
コールレート	0.990	59.545	13.46	41.504
			(0.388)	(0.000)
	0.995	59.545	8.391	43.611
			(0.226)	(0.000)
国債利回	0.990	59.545	6.948	48.460
			(0.135)	(0.000)
	0.995	59.545	5.350	49.262
			(0.009)	(0.000)

( ) 内は P 値

GMM 法を使用するにあたって、操作変数として定数項、資産収益率、C_t の伸び率、C_t/D_t の伸び率、さらに政府支出の伸び率を、それぞれ２期のラグを取って用いた。

異時点間の代替弾力性の推定値 σ は、銀行金利と国債利回の $\beta = 0.995$ で 5%の有意水準で有意かつ正値で推定された.

Ogaki and Reinhart(1998) におけるアメリカの異時点間の代替弾力性 の推定値は 0.329～0.447 であり、それと比較すると推定値は大きい。日本の消費者は、アメリカの消費者に比べて金利上昇等のショックに対する消費行動への反応が比較的大きいという結果である。

また、非耐久財のみを用いた１財モデル（$\alpha=1$、$\sigma=\varepsilon$）での推定結果は次の表７－３の様であった。

表７－３　非耐久消費財のみを用いたモデルによる GMM 推定結果

	β	σ	χ^2
銀行金利	0.990	4.758	49.826
		(0.048)	(0.000)
	0.995	4.056	50.639
		(0.035)	(0.000)
コールレート	0.990	13.88	40.984
		(0.379)	(0.000)
	0.995	8.978	43.248
		(0.226)	(0.000)
国債利回	0.990	7.017	48.417
		(0.120)	(0.000)
	0.995	5.573	49.242
		(0.081)	(0.000)

（ ）内は P 値

こちらの結果も銀行金利と国債利回の β = 0.995 で 5%有意となり、推定値の大きさも耐久財を用いた２財モデルとほぼ変わらない結果となった。

第５節　総括

本章では、耐久消費財を考慮した推定法を用いて、日本における異時点間の代替弾力性を推定した。

以前までの異時点間の代替弾力性推定は、耐久消費財と非耐久消費財の選好は分離可能であるという仮定の下、消費データとして非耐久消費財、あるいは非耐久消費財＋サービスを用いたものであった。これらの論文における異時点間の代替弾力性の推定結果では、推定値が非常に小さい、符号条件を満たしていないケースがしばしば見られた。その要因が、耐久消費財の存在や、耐久消費財と非耐久消費財の間に存在すると考えられる「同時点間の代替弾力性(Intratemporal Elasticity of Substitution)」を考慮していないがために、非耐久消費財への支出の変化と実質資産収益率との関係にバイアスが生じたことが原因である

と考え、推定を行ったのが、Ogaki and Reinhart(1998)の耐久消費財を用いた異時点間の代替弾力性パラメータの推定法である。

まず、Ogaki and Reinhart(1998)の推定結果では、アメリカの 1947 年～1983 年のデータを用いて得られた消費の異時点間の代替弾力性の推定値は 0.329～0.447 という有意正値であった。これは、Hall(1988)や Campbell and Mankiw(1989)が 0 に近い値を推定したものよりも大きく、また、同じデータにて非耐久消費財のみで推定した結果は有意となっておらず、耐久消費財を用いた異時点間の代替弾力性の推計の有効性を示している。

次に、本章では、Ogaki and Reinhart(1998)と同様の方法を用いて、日本の異時点間の代替弾力性を推計した。得られた推定値は、Ogaki and Reinhart(1998) におけるアメリカの値よりも大きく、また、金子(1991)、赤木(1995)、Hamori(1996)等の過去の日本における推定結果よりも大きな値となった。しかし、同じデータにて非耐久消費財のみを用いて推定した結果も、いくつかは統計的に有意で大きさも変わらない推定値となった。

また、本章における推定結果は、過去の日本における異時点間の代替弾力性の推定と同様に、アメリカにおける推定結果よりも大きな値を推定した。消費の異時点間の代替弾力性とは、相対的危険回避度一定（CRRA）の効用関数の下では、相対的危険回避度の逆数である[15]。つまり、日本の消費者は、アメリカの消費者に比べて相対的危険回避度が小さく、金利上昇等のショックに対する消費行動への反応が比較的大きいという結果である。これを日米の貯蓄率の違いと結びつけて考えることも可能であると考える[16]。

表７－４　異時点間の代替弾力性の推計結果比較

研究	異時点間の代替弾力性	推定期間	データの種類（出展）
Ogaki and Reinhart(1998)	0.329～0.447	1947～1983	アメリカ
金子(1991)	0.483～0.812	1974～1984	日本(全国消費実態調査)
赤木(1995)	0.450～1.100	1970～1990	日本 (国民経済計算)
Hamori(1996)	1.037～2.096	1955～1993	日本 (家計調査年報)
本論文	3.723～5.350	1970～1998	日本 (国民経済計算)

[15] 本稿 第 5 章 第 3 節の議論を参照。
[16] 橘木・田中(1999)では、様々な経済数値から、日本人はアメリカ人に比べての危険回避的であり、貯蓄率の差についてもそこから考えられることを示し、心理的要因の重要性を述べている。

おわりに

最近、ソーシャル・キャピタルが地域コミュニティを通じてニュータウン再生に果たす役割の大きいことが注目されているが、本論文では、ソーシャル・キャピタル形成における持ち家の役割に着目して分析している。分析結果によれば、ソーシャル・キャピタル形成の担い手である住民意識に対して、持ち家の有無がソーシャル・キャピタル形成に大きな影響を持つことが明らかにされている。実際、持ち家をある地域に持つことは、その地域との関わりを持つことであり、地域での生活を行っていく上で、ソーシャル・キャピタルの形成は、家計にとっても重要課題となる。ただ、ソーシャル・キャピタルは耐久消費財とは異なり、観測することはできないが、ソーシャル・キャピタル形成のための支出は消費支出として観測される。その意味で、ソーシャル・キャピタルを耐久消費財とみなして、家計の長期的な消費・貯蓄行動の中で分析することが必要となる。本論文では、家計の長期的な消費・貯蓄行動の中で大きな役割を持つ異時点間の代替の弾力性の推計において、耐久財の役割を見直すことが重要であるとの考え方を重視しているが、それはソーシャル・キャピタルが耐久財と同じような役割を持っているとの考え方に基づく。

そこで、ソーシャル・キャピタルの形成を家計の長期的な消費・貯蓄行動の視点から分析するために、ソーシャル・キャピタルの形成と耐久消費財について、類似性と相違点を考えて分析を進め、さらに、日米家計の長期的な消費・貯蓄行動における耐久消費財の存在と調整費用を考慮して異時点間の代替弾力性を計測し、日米間の比較をすることで、ソーシャル・キャピタル形成の意識を含めた社会意識の違いについて分析した。

ところで、地域やコミュニティの機能の低下に対して、政府や自治体レベルで、ソーシャル・キャピタルの視点から再生・活性化を図る動きが出てきている現在であるが、地域のソーシャル・キャピタルを捉えて経済分析を行う研究は、日本においてはまだまだ少ない。

そこで、ソーシャル・キャピタルが地域コミュニティを通じてニュータウン再生に果たす役割について論じ、泉北ニュータウンにおける住民アンケートデータを用いて、ソーシャル・キャピタルの形成において、持ち家の住民が借家の住民に比べて、ソーシャル・キャピタルの形成につながる行動をとっていることを実証分析により明らかにした。また、隣人のソーシャル・キャピタルに対する行動がその個人のソーシャル・キャピタル行動にも影響を与えることも示した。

ソーシャル・キャピタルは、耐久消費財の特徴である、持続的な消費に適合する。つまり、地域のソーシャル・キャピタルは長く地域に存在しうるものであり、住民が消費できる財と考えることができる。さらに、地域のソーシャル・キャピタルに加入するのは基本的に無料であり、ソーシャル・キャピタルを享受する住民は、将来を考えながら長期的な視野に立って投資・消費行動をとる。これは、耐久消費財におけるレンタル市場とまでは

言えなくても、耐久消費財を借りてレンタル料を支払うことと共通した考え方であるとも言える。また、ソーシャル・キャピタルの存在により家計の支出が節約されるという点も、耐久消費財を購入し、サービスを享受することに類似する特徴と言える。

その一方で、ソーシャル・キャピタルと耐久消費財の違いは、ソーシャル・キャピタルの特徴である地域特殊性と社会的な相互依存性であることを示した。確認したように、転居によってソーシャル・キャピタルは減少し、また、地域（隣人）のソーシャル・キャピタルは、個人のソーシャル・キャピタル投資行動に影響を及ぼす。この２点は、耐久消費財には見られない特徴である。

その耐久消費財を用いることで、経済学の基本的な問題である異時点間の代替弾力性の推定が、推定値を改善できる可能性があることが議論されている。耐久消費財を用いた推定方法の優位性について示し、実際に、日本における耐久消費財を用いた異時点間の代替弾力性の推定を行った。得られた推定値は、アメリカの値よりも大きく、また、過去の日本における推定結果よりも大きな値となった。

消費の異時点間の代替弾力性とは、相対的危険回避度一定（CRRA）の効用関数の下では、相対的危険回避度の逆数である。つまり、日本の消費者は、アメリカの消費者に比べて相対的危険回避度が小さく、金利上昇等のショックに対する消費行動への反応が比較的大きいという結果である。これを日米の貯蓄率の違いと結びつけて考えることも可能であると考える。

消費の異時点間の代替弾力性について、日本の方がアメリカよりも大きな値であった、という結果は、前述したように日本人は危険回避的であり、さらに推測するとそれが日本人の国民性を表しているとも考えられる。

日本人の国民性としてしばしば議論されるのは「安全志向」という点である。日本人はまず家計の貯蓄率が高い、生命保険需要が諸外国に比べて高い、定期性預貯金の比率に比べて有価証券の比率が低い、といった事項があげられる。

持ち家については、日本はアメリカに比べて若年層の持ち家率が極端に低い。年齢が上がるにつれて、特に 40 代程度から急に、この格差は縮まる。つまり、日本人は、病気や失業といった事態に直面する前に、最低限住む場所だけは確保したいというリスク回避的な持ち家行動をとると考えられる。しかし日本では、アメリカに比べると所得に対する住宅価格がまだまだ高く、若い世代で住宅を購入することは難しいという理由がある。

本論文では、持ち家に住む人と借家に住む人でソーシャル・キャピタルの形成に差があることを示した。若年層の持ち家率が低いことは、地域のソーシャル・キャピタル形成においてマイナス要因である。日米の社会意識の違いは、この点からも説明できるかも知れない。

一方で、アメリカでは、引退後に持家を売って賃貸住宅に住み替える高齢者が存在する。一般に、アメリカの高齢者は、子供が独立するなどして家族が少なくなると、広い家から小規模な家に買い替え、その売買から得た差額利益を第二の人生の老後資金として金融資

産に転換する。その際に、持ち家から借家へという選択肢もあり、老後も多様な住み替えの方法が用意されている。

日本では、住み慣れた場所で一生暮らしたい、もしくは持ち家を子供に残してあげたいという思いがあり、老後において柔軟に住み替えるという考えはあまりないように見える。この点はソーシャル・キャピタル形成に関してはプラスの要因である。しかしながら、最近では、郊外の戸建住宅から都心や駅近のマンションへ、田舎暮らしを求めて見知らぬ土地へ、さらには海外移住など、第二の人生を踏み出す際に思い切った住み替えをする高齢者が増えている。特に、団塊の世代がリタイアを迎える昨今、こうした動きが一般化する可能性がある。

団塊の世代がリタイアする際に、その能力や知識をコミュニティ機能が低下している地域の活性化につなげたいという考えを政府や自治体は持っている。特にニュータウンは、そこに住みたいと考えた住民が集まっている地域であり、地域のために何か活動をしたいという思いは強い。ソーシャル・キャピタルは地域に依存し、居住地の移動によって減少する。同じ地域に長く住む住民ほど、ソーシャル・キャピタルの形成には熱心である。

以上より、地域のソーシャル・キャピタルを醸成するためには、若年層の持ち家率の向上と、リタイア後の住民を地域に惹きつける施策が肝要である。それには、その地域で住宅を購入すること、また、住み続けることが資産であると感じられる地域でなくてはならない。

ソーシャル・キャピタルは地域の新たな価値指標となり得るものである。活気があり、魅力ある「まち」として地域の資産価値を高めていくためにも、地域におけるソーシャル・キャピタルの把握と分析は、今後の新たな地域コミュニティ施策を創りだす重要な要件の一つである。家計の長期的な消費・貯蓄行動を決定する異時点間の代替弾力性の推定が、耐久消費財を用いることで改善する可能性があるのと同様に、地域のソーシャル・キャピタルを考慮した経済分析は、地域の新たな側面を浮き彫りにし、新たな施策を生み出す可能性がある。

参考文献

Arrow, K.J. (1964) ”The Role of Securities in the Optimal Allocation of Risk-bearing.” Quarterly *Journal of Economics* Vol.31, pp.91-96.

Beaudry, Paul and Eric Van Wincoop (1996) ”The Intertemporal Elasticity of Substitution: An Exploration using a US Panel of State Data.” *Economica* Vol.63, No.251, pp.495-512.

Bernanke, Ben S.(1984) ”Permanent Income, Liquidity, and Expenditure on Automobiles:Evidence from Panel Data.” *Quarterly Journal of Economics* Vol.99, pp.587-614.

Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw (1989) ”Consumption, Income, and InterestRates Reinterpreting the Time Series Evidence.” in O. Blanchard and S. Fischer ed., *NBER Macroeconomics Annual* 1989 (Cambridge MA, MIT Press)

DiPasquale, Denise and Edward L. Glaeser (1999) “Incentives and Social Capital; Are Homeowners Better Citizens?” *Journal of Urban Economics* 45(2) pp.345-384.

Dunn, Kenneth B. and Singleton, Kenneth J.(1986) ”Modeling the Term Structure of Interest Rates under Non-separable Utility and Durability of Goods.” *Journal of Financial Economics* Vol.17, pp.27-55.

Durlauf , Steven N. (2002) “On The Empirics of Social Capital” *Economic Journal*112 November) F459-479.

Eichenbaum, Martin and Lars P. Hansen(1990) ”Estimating Models with Intertemporal Substitution Using Aggregate Time Series Data.” *Journal of Business and Economic Statistics* Vol.8, No.1, pp.53-69.

Fauvel, Yvon and Lucie Samson(1991) ”Intertemporal Substitution and Durable Goods: An Empirical Analysis.” *Canadian Journal of Economics* Vol.24, pp.192-205.

Fuse, M.（2004）”Estimating Intertemporal Substitution in Japan”, *Applied Economics Letters*, 11, pp.267-269.

Glaser, Edward L. , David Laibson and Bruce Sacerdote (2002) “An Economic Approach to Social Capital” *Economic Journal* 112(Novermber) F437-458.

Glaeser, Edward L. and Bruce Sacerdote (2000) “The Social Consequences of Housing” *Journal of Housing Economics* 9 pp.1-23.

Hall, Robert E. (1988) ”Intertemporal Substituion in Consumption.” *Journal of Political Economy* Vol.96, No.2, pp.339-357.

Hansen, Lars P. and Kenneth J. Singleton(1996) ”Efficient Estimation of Linear Asset-Pricing Models With Moving Average Errors.” *Journal of Business and Economic Statisitics* Vol.14, No.1, pp.53-68.

Hamori, Shigeyuki(1996) ”Consumption Growth and the Intertemporal Elasticity of Substitution : Some Evidence from Income Quintile Groups in Japan.” *Applied Economic Letters* Vol.3, pp.529-532.

Hayashi, F.(1985) ”The Permanent Income Hypothesis and Consumption Durability: Analysis Based on Japanese Panel Data.” *Quarterly Journal of Economics* Vol.100, pp.1083-1113.

Hoff, Karla and Aruit Sen (2006) “Homeownership, Community Interactions, and Segregation” *American Economic Review* 95(4) pp.1167-1189.

Jorgensen, Annette V.(2002) ”Limited Asset Market Participation and the Elasiticity of Intertemporal Substitution.” *Journal of Political Economy* Vol.110, No.4, pp.825-853.

Kugler, Peter (1988) ”Intertemporal Substitution, Taste Shocks and Cointegration.” *Economics Letters* Vol.26, pp.235-239.

Lam, Pok-sang(1989) ”Irreversibility and Consumer Durables Expenditures.” *Journal of Monetary Economics* Vol.23, pp.135-150.

Maddala, G.S. (1983) “Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics” *Cambridge University Press London U.K.*

Manski, Charles (1993) “Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem” *Review of Economic Studies* 60(3) pp.531-542.

Nakano, Katsura and Makoto Saito(1998) ”Asset Pricing in Japan.” *Journal of the Japanese and International Economies* Vol.12, pp.151-166.

Neuman, J.V, and O. Morgenstern(1944) ”Theory of Games and Economic Behavior.” *Princeton University Press*, 2nd ed., 1947.

Ogaki, Masao and Carmen M. Reinhart(1998) ”Measuring Intertemporal Substitution: The Role of Durable Goods.” *Journal of Political Economy* Vol.106, No.51, 1079-98.

Park, Joon Y.(1992) ”Canonical Cointegrating Regressions.” *Econometrica* Vol.60, 119-143.

Patterson, Kerry D. and Bahram Peseran(1992) ”The Intertemporal Elasticity of Substitution in Consumption in the U.S. and in the U.K.” *Review of Economics and Statistics* Vol.74, No.4, pp.573-584.

Pratt, J.W.(1964) ”Risk Aversion in the Small and in the Large.” *Econometrica* Vol.32, pp.122-136.

Putnam, Robert D.(1993):“Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy”, *Princeton University Press.*
河田潤一訳『哲学する民主主義――伝統と改革の市民的構造』（NTT 出版, 2001 年）

Putnam, Robert D.(2000) “Bowling Alone: the Collapse and Revival of American Community”, *Simon & Schuster.*
柴内康文訳『孤独なボウリング――米国コミュニティの崩壊と再生』（柏書房, 2006 年）

Wilson, Bradley K.(1998) ”The Aggregate Existence of Precautionary Saving: Time-Series Evidence from Expenditures on Nondurable and Durable Goods.” *Journal of Macroeconomics* Vol.20, No.2, pp.309-323.

赤木博文（1995）「効用関数のパラメーター推定について:　生活関連の社会資本を含むケース」『オイコノミカ』第 31 巻 第 2-4 号 pp.365-374.
石原秀彦（2001）「ライフサイクル/恒常所得仮説と予備的貯蓄：理論的合意と実証上の問題点」ESRI Discussion Paper Series No.2.
大阪大学 NPO 研究情報センター(2004) 『日本の寄付とボランティア』.
金子能宏（1991）「資本所得課税の分析とわが国における世代別家計の消費の異時点間弾力性」『フィナンシャル・レビュー』第 20 号　pp.34-52.
財団法人関西情報・産業活性化センター、財団法人堺都市政策研究所（2007）「ニュータウン再生を支える地域コミュニティ創生に関する調査研究」NIRA 助成研究報告書.
国土交通省住宅局（2004）「平成 15 年度住宅需要実態調査結果」.
三和総合研究所（2000)「NPO に対する寄付とボランティアに関する実態調査報告」.
橘木俊詔・田中承（1999）「郵便貯金・簡易保険の存在と、日本人の危険回避（安全志向）が貯蓄率に与える効果」大蔵省財政金融研究所『フィナンシャル・レビュー』（1999 年 1 月）.
内閣府国民生活局（2003）「ソーシャル・キャピタル－豊かな人間関係と市民活動の好循環を求めて」国立印刷局.
内閣府経済社会総合研究所（2005）「コミュニティ機能再生とソーシャル・キャピタルに関する研究調査報告書」(2005 年 8 月).
内閣府大臣官房政府広報室（2007）「社会意識に関する世論調査」.
中島隆信・中野諭・今田俊輔（2005) 「わが国のボランティア労働供給　―個票データによるボランティア労働供給関数の推定―」PRI Discussion Paper Series (No.05A－02).
福田祐一（1993）「日本の利子率の期間構造分析」『経済研究』Vol.44, No.3, pp.221-232.
堀　敬一（1996）「日本の資産市場における消費資産価格モデルの再検証」『大阪大学経済学』第 45 巻 3.4 号　pp.76-90.
山内直人（1997）「ノンプロフィット・エコノミー」 日本評論社.
山内直人・柗永佳甫・髙橋智子（2004）「非営利サテライト勘定による NPO 法人の統計的把握」内閣府経済社会総合研究所，ESRI Discussion Paper Series No.126.
山内直人・伊吹英子編（2005）「日本のソーシャル・キャピタル」大阪大学大学院国際公共政策研究科 NPO 情報センター.
吉岡喜吉（2005）「人口・世帯・居住の形態から計量される内部結束型ソーシャル・キャピタル」 山内直人・伊吹英子編（2005）「日本のソーシャル・キャピタル」第 6 章 大阪大学大学院国際公共政策研究科 NPO 情報センター.
宮川公男・大守隆編（2004）「ソーシャル・キャピタル－現代経済社会のガバナンスの基礎」東洋経済新報社.