

実物資産の配分と評価に関する経済分析

顧 濤

一橋大学
博士（経済学）学位論文

一橋大学大学院
経済学研究科

2013 年

序章

1. はじめに

本博士論文は、筆者が一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程在学中に行った、実物資産の配分と評価に関する経済分析の成果をまとめたものである。本博士論文の前半部分（第1章、第2章）では、実物資産に関する効率的な配分について理論的な知見から議論を行っている。後半部分（第3章、第4章）は、実物資産の価格形成に関して実証的なアプローチを用いて検証したものである。

本博士論文の前半部分においては、中国における高度経済成長の背後に効率的な資源配分がなされているかに注目し、理論的な枠組みで分析を展開している。筆者はまず、1978年の改革開放政策を実施して以来、急速に成長してきた中国経済のマクロ経済データを慎重に吟味し、高度成長過程において、いわゆる労働力と資本ストックといった生産要素に対する支払いが必ずしも経済成長と同等な速度で追いついてこなかったことを指摘する。このような生産要素への過少支払いを、可能な限り標準的な経済学の理論枠組みに組み入れ、理論的な角度より中国における資源配分の効率性について分析を試みた。第1章では、中国経済は動学的に非効率な成長経路に陥っている可能性に言及した上、高度成長期における家計の厚生損失を評価した。第2章では、中国経済における過剰資本蓄積の原因についても一歩踏み込んで、雇用主の買い手独占力と企業統治の不完全性を標準的な新古典派成長モデルに組み入れ、過剰資本蓄積の経路を再現している。さらに、高度成長期における家計の厚生損失を再評価した後、今後企業優遇政策から家計優遇政策へ転換した際に経済厚生 of 改善度合いを厳密に計算した。

本博士論文の後半部分においては、日本の公示地価を用いて、将来に発生する潜在的な地震リスクが土地価格形成に及ぼす影響について実証研究を行っている。標準的なヘドニック価格法の文献で用いられている定式化を採用し、公示地価ポイント周辺に固有の要因をコントロールした上、地震リスクを表す説明変数を新たに追加して、計量分析を行っている。第3章では、大阪府の東部を南北に走る上町断層帯周辺の地価形成に関する実証分析を通じて、兵庫県南部地震というイベントが活断層リスク認知に与えた影響を検証している。第4章では、東京都において2000年代の都市再開発が進行した結果、地域危険度に直接影響を与える周辺環境が著しく改善し、地域別の地域危険度ランキングが大きく入れ替わったことを活用して、地域危険度ランキングの変化が地価の相対水準（各時点の平均地価からの乖離率）に及ぼす効果について計測している。次節では、各章の内容を説明する。

2. 各章の内容

第1章 中国経済成長の動学的非効率性について：その原因と厚生損失

中国は1978年の改革開放政策の実施を契機として計画経済システムから市場経済へ移行して以来、著しい経済成長を遂げてきた。1978年から2009年までの間、1989年を除けば、中国経済は一貫して高い成長率を維持し、この30年間の一人当たりの実質GDPの年間平均成長率は8.8%で、経済成長の「奇跡」と言っても過言ではない。しかし、経済成長が動学的に効率であるかどうかを示すAbel et al. (1989)の基準を検討したところ、中国において1990年代から2008年まで一貫して資本ストックが過剰に蓄積されていることが確認できた。本研究は中国経済を動学的に非効率な成長経路に導いた原因と経済厚生損失について議論したい。

まず、本章では動学的非効率性の原因を企業部門から家計部門への生産要素所得の過少支払いという所得分配の歪みに求める。事実、先行研究では中国におけるこのような過少支払いの存在が指摘されてきた。例えば、Fleisher and Wang (2004)やFleisher et al. (2011)などは、計測した労働の限界生産性が従業員の賃金水準よりはるかに高く、両者のギャップを用いて労働所得の過少支払いを示している。また、Allen et al. (2005)は中国の上場企業が平均的に配当を過少に支払う傾向があることを報告し、Song et al. (2011)では1992年以降に家計の銀行預金の平均実質リターンがほぼゼロであることを言及している。

次に、中国の現状に沿ったシンプルな成長モデルを構築し、動学的に非効率な成長経路に陥った場合の厚生上の損失を計測することを試みる。本章では、資本所得の過少支払いのみならず、労働所得の過少支払いを新たに考慮して、資本所得と労働所得の両方が過少に支払われた場合、社会全体の資本ストックは黄金律を上回る水準まで過剰に蓄積されるとのインプリケーションを、Hayashi (2006)を拡張したモデルから導いた。特に資本所得の過少支払いの有無にかかわらず、労働所得が極度に過少に支払われると、黄金律を上回る水準の過剰資本蓄積の成長経路が生じうることを示した。この結果は本研究が初めて示した新たな理論的知見である。

最後に、齊藤 (2008) の手法に倣い、消費一定で所与の効用を達成するのに必要となる同値消費水準を用いて、過剰資本蓄積の成長経路に陥った経済とラムゼイ経済との経済厚生比較を行った。本章の数値分析によると、黄金律を超えて過剰な資本蓄積過程を伴った90年代以降の高度成長期にある中国経済において、家計は年率およそ1%から4%程度の極めて大きな同値消費の劣化に相当する厚生費用を負担してきたことが分かった。

第2章 雇用主の独占力、不完全な企業統治及び過剰資本蓄積について：中国経済のケース

本章は第1章で提示された論点をもう一步踏み込んで、議論を展開している。第1章では、生産要素の過少支払いを所与として議論を進めてきた。本章では、過剰資本蓄積の原因を労働市場における雇用主の独占力（Employer Monopsony）と資本市場における不完全な企業統治（Imperfect Corporate Control）に求めている。雇用主に独占力のある経済においては、労働賃金が労働の限界生産性を下回る水準で支払われると同時に、企業には賃金過少支払いによる独占利潤をもたらす。また、企業統治が不完全な場合、企業経営者は Empire-Building の性向を持ち、企業価値の最大化行動を怠り、私的便益のために資本投資を過剰に行う。

労働市場が完全競争であると想定している経済では、支払われる賃金が競争賃金をわずかも下回れば、労働者は仕事をやめ、競争賃金を提供している企業に転職する。つまり、労働供給の個別企業賃金に対する弾力性は無限大である。しかし、過去20年の間に、企業側が労働力に対して独占力を有していることが労働経済学の分野で議論されるようになってきた。近年の文献では、雇用主の独占力の源泉について、労働者の持っている企業特定の技能は他の企業への転用が困難なこと、求職者は求人情報に対する限定された情報をしか有しないこと及び、雇用条件の差異が微小である場合には労働者はより有利な条件を提示する企業に転職しようとしなかったことなどが指摘されている（Barr and Roy, 2008）。労働市場において、雇用主が独占力を有する場合、賃金の支払いには限界原理が成り立たなくなる。この時、労働賃金は労働の限界生産性を下回る水準で過少に支払われる。Manning (2003)によれば、労働供給の賃金に対する弾力性がたとえ5であるときでも、賃金は労働の限界生産性より17%程度過少に支払われる。

また、標準的な新古典派経済成長モデルでは、企業（経営者）と家計（株主）が一体となって、家計の生涯効用を最大化するように消費と設備投資が最適に配分されている。しかし、現実には、企業経営者と投資家は必ずしも同じ目的関数を共有していない。特にコーポレートファイナンスの分野では、企業経営者は Empire-Building の性向を持っていることがしばしば指摘される。実際、Jensen (1986)、Stulz (1990)などは企業経営者と投資家の対立関係に注目し、豊富な内部資金があるとき、経営者は私的利益を図るために過剰な設備投資を行う傾向があるというフリーキャッシュフロー仮説（Free Cash Flow Hypothesis）を提示している。つまり、コーポレートガバナンスが不完全な場合、企業経営者は自身の私的便益を優先し、投資家への利潤還元を怠り、内部資金を潤沢にして設備投資を積極的に行おうとする。このとき、投資家への配当が過少に支払われると同時に、過剰な資本投資がもたらされる（Dow et al., 2005）。

実際に Yang and Guariglia (2011) では、中国企業の設備投資の非効率性について分析し、

エージェンシーコストの高い企業においては、フリーキャッシュフローと過剰投資には正の相関があることを報告している。Ding et al. (2010) では、中国におけるすべてのタイプの企業において過剰資本投資が観察され、企業経営の効率性がもっとも高いとされる私営企業の過剰投資の度合いがもっとも高いことが示されている。また、同論文はこの現象がフリーキャッシュフロー仮説によって説明できること、すなわち中国企業の過剰投資が豊富な内部留保に起因していることを主張している。

今までの研究では、資本の過剰投資を主に資本市場の歪みに源泉を求めてきた。これに対し本章では買い手独占的な労働市場という歪みを新たに追加し、資本市場が完全競争から乖離して、さらに労働市場において企業の独占度合いが強い場合、経済は定常状態において資本ストックが黄金律を上回る非効率な成長経路に陥りうることを示した。また、政府関与や国有企業の存在などに焦点を当てた中国マクロ経済に関する近年の先行研究と違い、本章は市場経済への移行後に市場整備に顕著な不完全性があつた点に資本投資の非効率性の源泉を求めており、中国経済分析に対して新しい視点を提供している。

さらに、本章では顧 (2012) のモデルにおける家計の最適化行動を厳密に考慮していない弱点を克服し、家計の動学的最適化行動を厳密に議論した上、過去の経済厚生損失を再評価した後に、厚生改善のための政策実験も行った。

最後に本章で提示しているモデルは改革開放政策後の中国経済成長の主な経済変数の変動と整合的であり、家計が 1990 年代以降に大きな経済厚生損失を被っていることが議論される。また、企業優遇政策を是正することによって、家計厚生改善を促した場合にどれだけの変化が起こるかという政策実験を行った。そのような政策がアナウンスと同時にすぐ実行される場合には、3.57%から 12.74%経済厚生を向上させるという結果が得られた。

第3章 活断層リスクの社会的認知と活断層帯周辺の地価形成の関係について：上町断層帯のケース

本章は、大阪府の東部を南北に走る上町（うえまち）断層帯の地震リスク認知の推移について、断層帯周辺にある地価公示地点の地価への影響を通じて実証的に検証している。特に、1995 年 1 月に兵庫県南部で起きた都市直下型地震が上町断層帯に関するリスク認知に与えた影響を分析している。

上町断層帯の両側 1km 圏内において断層近接地ほど地価が有意に低下する傾向は、1995 年 1 月に起きた兵庫県南部地震以降に顕著となった。DellaVigna(2009)などが指摘するように、経済主体の注意水準自体に希少性があり、財の評価に必要となってくる情報に関して明確な要素と不明瞭な要素がある場合、後者の要素は価格形成に反映されにくい。また、不明瞭な要素について競合する情報があると、人々の関心がそれてしまい、後者の

要素がいつそう価格形成に反映されなくなる。そうした文脈において本章の実証結果は、次のように解釈することができるであろう。1995 年 1 月に兵庫県南部地震が起きるまで、活断層に起因する地震リスクに対して、人々はまったく関心を持たず、むしろ、海溝型地震に起因するリスクに関心を向けていた。しかし、兵庫県南部地震の発生によって活断層の地震リスクに人々の関心が向かい、活断層リスクが地価形成にストレートに反映するようになった。

一方、近い将来の地震発生確率の高い上町断層帯と対照的に、兵庫県南部地震の震源となり地震エネルギーが解き放たれた六甲・淡路島断層帯についても、活断層周辺地域における地価への影響を検証している。活断層周辺の地価形成にインパクトを与えるのは、上町断層帯において将来の地震リスクであるのに対して、六甲・淡路島断層帯では地震による損失であることが予想される。すなわち、兵庫県南部地震という同一のイベントであっても、活断層からの近接性に応じた地震リスクが残っている地域（上町断層周辺）では、そのリスクに応じた地価が形成されるものの、地震エネルギーが開放された地域（六甲・淡路島断層周辺）では、被災状況などの地震リスク以外の要素は地価形成要因として認められても、活断層からの近接性については地価に反映されていないことが予想される。実際に六甲・淡路島断層帯周辺の地価は、兵庫県南部地震の被害で相対的に低下したものの、活断層帯近接地ほど地価が低下するといった傾向は認められなかった。

日本は多くの活断層帯をかかえており、上町断層帯同様、近い将来に大きな地震が起こる可能性が高い地域も多い。そのような近い将来に地震発生のリスクが非常に高いような地域では、本章が示唆するように、地震リスクを反映した経済主体の立地が進み、地価がそれらの危険回避行動を反映したものとなっていることが予想される。しかし、兵庫県南部地震というイベントが、本章の対象地域以外の経済主体のリスク認知に与えた影響は、より軽微なものである可能性もあろう。その場合、住民のリスク認知を促すような情報提供を意識的に行うことで、住民の的確なリスク認知形成を促すことが求められる。

第 4 章 東京都における地域危険度ランキングの変化が地価の相対水準に及ぼす非対称的な影響について：市場データによるプロスペクト理論の検証

本章では、東京都において 2000 年代の都市再開発が進行した結果、地域危険度に直接影響を与える周辺環境が著しく改善し、地域別の地域危険度ランキングが大きく入れ替わったことを活用して、地域危険度ランキングの変化が地価の相対水準（各時点の平均地価からの乖離率）に及ぼす効果について計測している。特に、地域危険度ランキングの変化が

相対地価へ及ぼす影響が、ランキング変化の方向によって非対称的であるかどうかを検証しながら、市場データによってプロスペクト理論による解釈の妥当性を検証していく。

具体的には、プロスペクト理論のバリエーションから得られる2つのインプリケーションに着目している。第1のインプリケーションは、Tversky and Kahneman (1991)などが指摘する現状維持バイアスである。現状維持バイアスが存在すると、危険化による地域危険度ランキングの上昇で相対地価の評価が大きく減少する一方、安全化により地域危険度ランキングが低下しても相対地価はあまり変化しない。一方、第2のインプリケーションは、Kahneman and Tversky (1979)などが指摘するゼロリスク指向である。ゼロリスク指向が存在すると、地域危険度ランキングがそもそも低い地域では、地域危険度ランキングが上昇する影響に比べて、ランキングが低下して安全性がいっそう高まる影響の方が積極的に評価されて、相対地価が大きく上昇する。

本章の主要な結論は、(1) 相対的に安全な地域では、地域危険度ランキングが低下して相対地価が上昇する変化率の方が、地域危険度ランキングが上昇して相対地価が下落する変化率よりも大きい、(2) 相対的に危険な地域では、地域危険度ランキングが上昇して相対地価が大きく下落する一方、地域危険度ランキングの低下については相対地価がほとんど上昇しない。本章では、地域危険度ランキングの変化が相対地価に及ぼす非対称的な影響について、プロスペクト理論に沿って、前者の結果をゼロリスク指向として、後者の結果を現状維持バイアスとして解釈している。

上述の実証研究からは、耐震化投資のインセンティブを考察する上で重要な政策インプリケーションを導き出すことができる。もし、現状維持バイアスが支配的であれば、地域危険度を引き下げる投資は積極的に評価されずに耐震化投資のインセンティブが削がれてしまう。一方、ゼロリスク指向が支配的であれば、危険度を引き下げる投資が積極的に評価されて耐震化投資のインセンティブは強まる。ゼロリスク指向の強い地域危険度ランキングが低い地域では、市場メカニズムを通じて耐震化のインセンティブが働くが、地域危険度ランキングが高い地域で現状維持バイアスが強ければ、政府や地方自治体は、耐震化投資に対する積極的な働きかけが必要となってくるであろう。

謝辞

本博士論文の作成にあたり、指導教官である一橋大学大学院経済学研究科教授・塩路悦朗先生には、長い歳月にわたり常に懇切丁寧にご指導頂いた。筆者は2004年春学期に横浜国立大学経済学部の「マクロ経済学」という講義を通して、初めて塩路悦朗先生と出会った。そこで先生の分かりやすい授業に感動し、同年度の冬学期からゼミでご指導を賜ることとなった。2007年に筆者が一橋大学大学院経済学研究科に入学した後も、塩路ゼミのメンバーとして塩路悦朗先生は受け入れて下さり、引き続きご指導頂いた。さらに、博士課程在学中に研究活動に集中できるようたくさんの経済的支援をも頂いた。また副指導教官である一橋大学大学院経済学研究科教授・齊藤誠先生には、大変ご多忙にも関わらず常に懇切丁寧にご指導頂いた。経済現象をより深く掘り下げて、その本質を理解するということは、筆者にとって齊藤誠先生からのもっとも貴重なご教示である。一橋大学大学院在学中に、近未来課題解決事業のリサーチアシスタントとして受け入れて下さり、経済的援助のほか、共同研究のご機会を下さるとともに、研究過程において多くの時間を割いて議論して頂き、有益なご助言を頂いた。両先生のご指導ならびにご助力がなければ、本博士論文を完成させることは不可能であった。ここに記して深く感謝の意を申し上げたい。

日本大学経済学部教授・中川雅之先生と関西学院大学経済学部教授・山鹿久木先生には、共同研究の過程において、多くの知見ならびに有益なご助言を頂き、ご指導頂いた。中川雅之先生は本博士論文の審査過程において審査員として数多くのコメントを頂いた。山鹿久木先生は共同研究の際にGISや計量経済学などについてたくさんの知識をご教示頂いた。一橋大学経済研究所教授・深尾京司先生と一橋大学経済研究所教授・祝迫得夫先生は、大変ご多忙にも関わらず本博士論文の審査委員会審査員のお願いをご快諾下さった。深尾京司先生は、深尾ゼミでの報告機会を数回下さり、たくさんのコメントとご助言を頂いた。祝迫得夫先生は、数回ご面談の機会を下さり、本博士論文に関して議論して頂き、さらに大変ご多忙の中、原稿を数回にわたりお読み下さり、懇切丁寧にご指導頂いた。ここに記して深謝を申し上げたい。

最後に大学院での研究生生活を応援して下さいました友人たち、ならびに日本への留学を許し、博士論文執筆中にいつも激励してくれた両親に深く感謝を申し上げたい。

特別献给曾经陪伴我父母的两位小皮皮。

2013年4月 東京都国立市にて
顧 濤

目次

第1章 中国経済成長の動学的非効率性について：その原因と厚生損失

1.1	イントロダクション	3
1.2	中国経済成長の概観	5
1.3	中国経済成長の動学的非効率性を示す基準について	6
1.4	過剰資本蓄積の原因を探る	9
1.5	シンプルな成長モデル	14
1.6	結論	20
1.7	図表	22

第2章 雇用主の独占力、不完全な企業統治及び過剰資本蓄積について：中国経済のケース

2.1	イントロダクション	31
2.2	モデル	34
2.3	モデルのインプリケーション	44
2.4	厚生分析	47
2.5	中国経済との対応	50
2.6	結論	54
2.7	補論	55
2.8	図表	61

第3章 活断層リスクの社会的認知と活断層帯周辺の地価形成の関係について：上町断層帯のケース

3.1	はじめに	74
3.2	上町断層帯の地震リスク評価と活断層に対する関心の変化	76
3.3	推定モデルと推計結果	78

3.4 結論	89
3.5 図表	91
第4章 東京都における地域危険度ランキングの変化が地価の相対水準に及ぼす非対称的な影響について：市場データによるプロスペクト理論の検証	
4.1 はじめに	111
4.2 地域危険度とその変化	115
4.3 データと推定モデル	118
4.4 推計結果の頑健性について.....	124
4.5 日本における耐震化投資.....	126
4.6 おわりに	128
4.7 付録：非対称性が生じる理論的な背景について	129
4.8 図表	132
参考文献	144
データベース	157

第1章 中国経済成長の動学的非効率性について：その原因と厚生損失¹

1.1. イントロダクション

中国は 1978 年の改革開放政策の実施を契機として計画経済システムから市場経済へ移行して以来、著しい経済成長を遂げてきた。1978 年から 2009 年までの間、1989 年を除けば、中国経済は一貫して高い成長率を維持し、この 30 年間の一人当たりの実質 GDP の年間平均成長率は 8.8% で、経済成長の「奇跡」と言っても過言ではない。しかし、経済成長が動学的に効率であるかどうかを示す Abel et al. (1989) の基準を検討したところ、中国において 1990 年代から 2008 年まで一貫して資本ストックが過剰に蓄積されていることが確認できた。本研究は中国経済を動学的に非効率な成長経路に導いた原因と経済厚生損失について議論したい。

まず、本章では動学的非効率性の原因を企業部門から家計部門への生産要素所得の過少支払いという所得分配の歪みに求める。事実、先行研究では中国におけるこのような過少支払いの存在が指摘されてきた。例えば、Fleisher and Wang (2004) や Fleisher et al. (2011) などは、計測した労働の限界生産性が従業員の賃金水準よりはるかに高く、両者のギャップを用いて労働所得の過少支払いを示している。また、Allen et al. (2005) は中国の上場企業が平均的に配当を過少に支払う傾向があることを報告し、Song et al. (2011) では 1992 年以降に家計の銀行預金の平均実質リターンがほぼゼロであることを言及している。

標準的な新古典派経済成長モデルでは、企業（経営者）と家計（株主）が一体となって意思決定を行っている限り、家計の生涯効用を最大化するように消費と設備投資が最適に配分されている。しかし、実際に企業（経営者）は家計（株主）との間で対立関係が生まれれば、状況が一変する。Jensen (1986)、Stulz (1990) などは企業経営者と投資家の対立関係に注目し、豊富な内部資金があるとき、経営者は私的利益を図るために過剰な設備投資を行う傾向があるというフリーキャッシュフロー仮説を提示している。Allen et al. (2005)、Knight and Ding (2010) は、中国企業の投資資金調達手段は主に自己調達資金であり、特に私営企業の投資資金が内部資金に強く依存していることを示している。Song et al. (2011) は私営企業のみならず国有企業も資本設備を投資する際に約半分の資金が内部留保であることを指摘している。また、Poncet et al. (2010) や Guariglia et al. (2011) は私営企業が銀行部門からの資金調達が難しく、設備投資する際、企業の内部資金に強く依存して

¹ 本章は、『日本経済研究』（近刊）に採択されている。なお、一部は筆者が加筆修正を加えている。

いることを厳密な計量分析を用いて明らかにしている。さらに、Ding et al. (2010) では、中国においてすべてのタイプの企業に過剰資本投資が観察され、企業経営の効率性がもっとも高いとされる私営企業の過剰投資の度合いがもっとも高いことも分かった。この現象はフリーキャッシュフロー仮説に対応でき、Ding et al. (2010) は中国企業の過剰投資が豊富な内部留保に起因していることを主張している。

次に、本章では中国の現状に沿ったシンプルな成長モデルを構築し、動学的に非効率な成長経路に陥った場合の厚生上の損失を計測することを試みる。Hayashi (2006) は日本経済において株主への配当を抑制する企業金融慣行を考慮し、資本所得の過少支払いが生じた場合に、修正黄金律を上回る過剰資本蓄積の経路をシンプルなモデルで示している。本章では、資本所得の過少支払いのみならず、労働所得の過少支払いを新たに考慮して、資本所得と労働所得の両方が過少に支払われた場合、社会全体の資本ストックは黄金律を上回る水準まで過剰に蓄積されるとのインプリケーションを、拡張した Hayashi (2006) のモデルから導いた。特に資本所得の過少支払いの有無にかかわらず、労働所得が極度に過少に支払われると、黄金律を上回る水準の過剰資本蓄積の成長経路が生じうることを示した。この結果は本章が初めて示した新たな理論的知見である。

最後に、消費一定で所与の効用を達成するのに必要となる同値消費水準を用いて、過剰資本蓄積の成長経路に陥った経済とラムゼイ経済との経済厚生と比較を行った。本章の数値分析によると、黄金律を超えて過剰な資本蓄積過程を伴った 90 年代以降の高度成長期にある中国経済において、家計は年率およそ 1% から 4% 程度の極めて大きな同値消費の劣化に相当する厚生費用を負担してきたことが分かった。

イントロダクションの最後に本章の貢献について言及したい。まず、本章は中国経済の動学的非効率性を議論する先行研究（史・齊，2002；袁・何，2003）と違って、生産要素所得の過少支払いという所得分配の歪みに起因するという新しい論点を提示した。また、近年の中国経済に関する優れた実証研究の結果を総合的に融合した。それぞれ独立した企業部門における労働所得の過少支払い（Fleisher et al., 2011）、設備投資の内部資金への依存（Guariglia et al., 2011）及び設備への過剰投資（Ding et al., 2010）といった研究結果をマクロ経済学の視点において議論を試みた。3 点目として、生産要素所得の過少支払いを考慮して動学的に非効率な成長経路をシンプルなモデルで示した上、家計部門が被った経済厚生を厳密に計測した。

本章の構成は以下のとおりである。まず、第 1.2 節では中国の経済成長を概観する。第 1.3 節では、中国経済は動学的に非効率な成長経路に陥っているかどうかを判断する Abel et al. (1989) の基準を検討する。第 1.4 節では、労働所得と資本所得の過少支払いを示した上、企業部門に大量の内部留保が存在していることを言及する。第 1.5 節では、Hayashi (2006) を拡張して、黄金律を超える過剰な資本蓄積の経路を説明できるモデルを提示し、齊藤 (2008) の手法に倣い、動学的に非効率な成長経路に陥った場合の経済厚生を計算する。第 1.6 節は結論と課題を述べて、本章を結ぶ。

1.2. 中国経済成長の概観

この節では、中国の経済成長を概観する。まず、1952年から2009年までのGDP支出側の構成内訳を確認していく。支出側GDPの内訳は、家計消費支出、政府消費支出、資本形成総額（固定資本形成＋在庫）と純輸出の四つの要素から成り立っている。図1-1では、その構成要素の対GDP比率をプロットしている。政府消費支出対GDP比を確認すると、1952年から概ね1割強を示している。また純輸出については、2000年から2009年までの10年間で対GDPの平均比率は4.6%である。もっとも特徴のある構成要素は家計消費支出対GDP比と資本形成総額対GDP比である。1952年には家計消費支出対GDP比が65%近くであった。1960年に一時落ち込んだが、その後、再び7割近くの水準に戻った。しかし、1962年に70%を付けた後に、2009年まで徐々に低下し続けてきた。特に90年代に資本形成総額対GDP比との差が小さくなり、2004年には両者は逆転した。一方、資本形成総額対GDP比は1952年にはわずか0.22であった。1978年の改革開放政策が実施される前の期間では大きな変動があったが、1978年以降に資本形成総額対GDP比が上昇し続けてきた。特に1993年に4割を超え、2004年には家計消費支出対GDP比を上回った。近年における中国経済成長の原動力が資本投資であることは上述したデータから示唆される。実際に、最近では中国の固定資本投資と経済成長の関係に関する研究が多く行われており、例えば、Song et al. (2001)、Qin et al. (2006) 及び Knight and Ding (2010) などがある。

図1-2では、家計消費支出と政府消費支出の合計対資本形成総額の割合をプロットしている。1978年以降の時期は改革以前の時期の比率より小さいことが分かる。また、1978年以降において、緩やかに低下してきていることも確認できる。つまり、改革開放政策が実施された以降の高度成長時期において、資本形成総額に対して国全体の消費支出の伸びが鈍化してきていることがいえる。さらに、家計消費のみ対資本形成総額比を確認すると、1992年にその比率が1.29であり、その後ほぼ横ばいに推移して、2004年には0.94となり、毎年家計消費は固定資本形成総額より低いことが分かる。2004年から2009年にかけてその比率が低下し続け、2009年には0.74まで下がってきた。家計は高度成長の恩恵をあまり享受できず、経済成長を維持するために、過剰な貯蓄と投資が強いられてきたと考えられる。

1990年代の時期においては、中国の貯蓄率はすでに40%となっている。2000年代に入ると、貯蓄率がさらに上昇し、近年には50%以上の水準に達した。部門ごとに貯蓄率の変動を表しているのは図1-3である。家計部門は多くの貯蓄を抱えていることが明らかである。次に貯蓄を多く抱えているのは非金融企業部門である²。政府部門の貯蓄額対GDP比は1992年以来、安定して5%を維持している。2000年に入ってから、その比率が大きくなって、近年には1割弱を占めるようになっている。近年の中国の貯蓄率の上昇は非金融企業

² 中国の統計では、総貯蓄＝総可処分所得－最終消費で総貯蓄を計算している。企業部門は消費を行わないため、総貯蓄＝総可処分所得となる。

部門と政府部門が寄与していることが分かる。

上述のマクロ経済データの分析を通して、中国の高度成長は資本投資によって支えられてきた構造が容易に確認できる。次に中国の経済成長に寄与する要因をより明確に見出すために、通常よく用いられる成長会計の結果を確認していく。表 1-1 では、改革開放政策実施以降に 1978 年から 2008 年までの全期間、1978 年から 1994 年までの期間と 1995 年から 2008 年までの期間に分けて、GDP の成長率と各生産要素の成長率および寄与率の平均値をまとめている。パネル A では、本章が計測した人的資本ストックの代理変数である平均教育年数を用いた計算結果であり、パネル B では、Barro and Lee (2010) が計測した平均教育年数を用いた計算結果である。いずれの場合も 1978 年から 1994 年までの期間より、1995 年から 2008 年までの期間の TFP の成長率と TFP の寄与率が小さくなっていることが分かる。Barro and Lee (2010) の平均教育年数は 90 年代以降の時期において本章の人的資本ストックより大きく計測されているため、パネル B での TFP の成長率と TFP の寄与度の低下度合いがより鮮明に表れている。なお、中国における TFP の成長率が 90 年代半ば以降に鈍化してきたことを示している他の先行研究は Islam et al. (2006)、Zheng and Hu (2006) 及び Zheng et al. (2009) などもある。

図 1-4 は実質 GDP の成長率と実質投資の成長率をプロットしている。もし、実質投資の成長率が実質 GDP の成長率を上回れば、経済成長パターンは「外延的成長」(Extensive Growth) (Ofer, 1987) と呼ばれる。つまり、経済成長は技術進歩によるものではなく、生産要素の投入によることを指している。発展途上国では、資本投資による外延的な成長パターンがよくみられる。外延的な成長パターンは持続可能な成長経路ではなく、資源の浪費を伴いながら、いずれ成長が止まってしまうことになる³。実際、90 年代に入ってから実質投資の成長率は実質 GDP の成長率を上回る傾向がみられ、中国の経済成長が外延的な成長パターンであることを示唆している。

本節の分析をまとめると、中国経済は 1978 年の改革開放政策が実施して以来、著しい経済成長を実現してきたが、諸先進国と比べて、消費対 GDP 比が低い一方、資本形成対 GDP 比が高い。また国全体の貯蓄率も高い。TFP が改革開放政策の初期段階では、経済成長に大きく寄与したが、90 年代後半になると、TFP の成長が鈍化し、資本投資が経済成長の牽引役となっている。

1.3. 中国経済成長の動学的非効率性を示す基準について

中国の経済成長に対して、効率性の観点からの研究が多くあった。特に、資本投資の効率性について、多くの経済学者が関心を寄せている。樊・袁 (2006) のサーベイ研究では、

³ 発展経済学の分野では「外延的成長」(Extensive Growth)と対立する概念として「集約的成長」(Intensive Growth)がある。生産技術の進歩や望ましい制度設計などを通じた成長パターンを指す。

2000 年前後の代表的な 15 本の論文の中で、11 本の研究は近年において中国の投資行動には非効率性が存在するという結論を得ている。また、Wu (2007) では、製造業の産業別成長率の寄与度の分析によると、多くの産業の成長は TFP によるものではなく、過剰な資本投資を通して実現できたという結果を報告している。さらに、Qin and Song (2009) は中国の省別のデータを用いて、固定資産投資の非効率性を分析している。

本章は上述した研究と違って、マクロ経済学の視点から経済成長の効率性について議論を進める。Diamond(1965)は競争的な市場であっても資本ストックが過剰に蓄積される可能性がある」と指摘した。もし、社会全体の資本蓄積が Phelps(1961)の提起した黄金律の水準を超えてしまえば、経済が動学的に非効率となる。この時、過剰に蓄積された資本を消費に回せば、パレート改善が実現できる。中国の経済成長は資本投資によって実現されれば、資本の過剰投資が行われている可能性があり、さらに社会全体の資本蓄積は黄金律に要求される水準を上回る危険性もある⁴。

この節では、中国の経済成長が動学的に非効率な経路に陥っているかどうかを、Abel et al. (1989) の基準を援用して検討する。Abel et al. (1989) は不確実性を導入した OLG モデルを構築した上、経済全体が動学的に非効率に陥っているかどうかを判断する基準を提示している。もし、毎年において総資本収益が総投資より大きければ、経済が動学的に効率的であり、逆に総資本収益が総投資より小さければ、経済成長は動学的に非効率な経路に陥ることとなる。実際、Abel et al. (1989) は、アメリカと他の先進六カ国の総資本収益が毎年常に総投資より大きいことを示し、これらの国々の経済成長は動学的に効率的であるという結論を得ている。

一方、Abel et al. (1989) の基準を使った中国経済への応用研究は史・齊 (2002) 及び袁・何 (2003) がある。両者は、いずれも中国の経済成長は動学的に非効率な経路に陥っているとの結論を得ている。特に中国経済は 90 年代以降、動学的に非効率な状況に転じた」と論じている。本研究は 2008 年までのデータを用いて、Abel et al. (1989) の基準を中国の経済データを応用して再検討する。使用したデータは、1992 年から 2008 年までの中国国民経済計算の中の「資金循環表」より得ている。計算式は以下の通りである。

- ・ 総収益 = GDP - 生産税純額 - 雇用者報酬
- ・ 総投資 = 固定資産形成 + 在庫
- ・ 純収益 = 総収益 - 総投資

ここで計算して得た純収益が毎年において正であれば経済成長が動学的に効率的で、負となれば経済成長が動学的に非効率であることを示唆する。

⁴ 経済の定常状態において消費を最大にする資本蓄積水準は、黄金律と呼ばれている。技術進歩と人口成長のない経済では、 $f'(k^s) = \delta$ を満たす資本ストックである。 $y = f(k)$ は一人当たりの生産関数である。 $f'(k)$ は $f(k)$ の k に関する一階微分を表し、資本の限界生産性である。 k は一人当たりの資本ストックであり、 δ は資本減耗率を表す。すなわち、黄金律が満たされた場合、定常状態において 1 期間に 1 単位の資本が生産から得られる利益は、その減耗に等しい。

表 1-2 のパネル I の a 列では国全体の計算結果を報告している。データが取れた 1992 年から 2008 年まで、純収益の値が毎年常に負となっている。負の純収益対 GDP の比率が一番大きい 1993 年では、-14.1%にも達している。また、1992 年から 2008 年までの純収益対 GDP の平均は、-8.2%である。

Abel et al. (1989) の基準は、政府部門を除いた民間部門の経済活動の効率性を判断するものである。表 1-2 のパネル I では、国全体の結果を報告し、政府部門の影響が残されている。一方、中国統計年鑑の「資金循環表」では、非金融企業部門の経済活動の集計データを掲載している。このデータを活用して、表 1-2 のパネル II では、非金融企業部門に限定して Abel et al. (1989) の基準の計算結果を報告している。この作業を通して、ある程度政府による影響を排除できると考えられる。実際、1992 年から 2008 年までの純収益の値も毎年常に負となっていることが分かる。また、2003 年に負の純収益対非金融企業部門 GDP の比率が最も高くして -20.8%にも達している。1992 年から 2008 年までの非金融企業部門に絞った場合の純収益対 GDP の比率の平均は、-13.4%となっている。パネル I の a 列とパネル II を比較してみると、非金融企業部門において非効率的な資本投資がより深刻であることが言えよう。しかし、中国において非金融企業部門には国有企業と非国有企業の両方が含まれており、「資金循環表」では国有企業と非国有企業が区分されておらず、国有企業を経由した公的投資などの政府影響が依然残っている。この問題に対して、本章の推計結果の妥当性について 2 点ほど議論したい。まず、中国の全社会固定資産投資資金の中で、政府予算による資金調達割合は決して高くない。1.4.3 小節で詳しく言及するが、図 1-9 によれば、「国家予算」の割合は 1 割を切っていることが分かる。その一方で、「自己調達」は 5 割を超えており、近年に 6 割まで迫ってきている。また、Song et al. (2011) は私営企業のみならず国有企業も資本設備を投資する際に約半分の資金が内部留保であることを指摘している。つまり、政府予算による国有企業の公的投資は国全体の固定資産投資からすれば、一定の規模に限られていると考えられる。2 点目として、本章（及び第 2 章）で展開しているモデルで想定している企業は、企業統治の不完全な企業であり、国有企業と非国有企業の両方が含まれている。ここでの企業は、銀行、債券市場及び株式市場から資金調達し、かつ豊富な内部留保を活用しながら、企業経営者の Empire-Building 性向の下で、生産活動を行う経済主体である。したがって、本章（及び第 2 章）のモデルに即すれば、国有企業と非国有企業の区分がさほど重要でない。以上の議論を踏まえて、本章で提示した Abel et al. (1989) の基準の推計結果が妥当であると言えよう。

一方、中国のマクロ経済統計は 2004 年の第 1 回経済センサス以降に、それまでの旧 SNA から 93SNA に変更し、GDP の分配面の統計に関する基準は大きく変化することになった。雇用者報酬に関しては、旧 SNA では自営業者の混合所得（雇用者報酬＋営業利益）が全て雇用者報酬に含まれていたのに対し、93SNA では「営業余剰」へと組み入れられている。つまり、旧 SNA における雇用者報酬のカバレッジは 93SNA の雇用者報酬より大きい（許，2009）。本章で採用している Abel et al. (1989) の基準の計算式が「総収益＝GDP－生産

税純額－雇用者報酬」のように、雇用者報酬の定義変更によって推計結果に影響を与えることが懸念される。つまり総収益は、旧 SNA を用いた場合は過小評価が、93SNA を用いた場合は過大評価が生じることになる。これに対して本章では、それぞれ旧 SNA と 93SNA に従っている雇用者報酬の推計値を用いて、Abel et al. (1989) の基準を検討する。具体的には、1998－2006 年度の『中国統計年鑑』の「資金循環表」のデータが第 1 回経済センサス前に推定されたため、1992－2003 年の雇用者報酬の計測は旧 SNA の定義に従っていると考えられる⁵。また、『中国資金循環表歴史資料(1992-2004)』(2008) のデータが 2004 年の第 1 回経済センサス後に改定された推定値のため、1992－2004 年の雇用者報酬の計測は 93SNA の定義に従っていると考えられる。表 1－2 のパネル I の b 列では、1998－2006 年度の『中国統計年鑑』の「資金循環表」のデータを用いて Abel et al. (1989) の基準を計算している。雇用者報酬の計測は旧 SNA の定義に従っているため、雇用者報酬のカバレッジが広く、雇用者報酬の推定には上方バイアスをもたらす。この場合、資本収益率が過少に評価される。一方で、表 1－2 のパネル I の c 列では、『中国資金循環表歴史資料(1992-2004)』(2008) のデータで Abel et al. (1989) の基準を計算している。雇用者報酬の計測は 93SNA の定義に従っているため、下方に計測され、資本収益率が過大に評価される。計算結果は b 列と c 列で示しているように、いずれの場合も純資本収益が負となっていることに変わりはない⁶。

このように、Abel et al. (1989) の基準は 90 年代以降に中国の経済成長が動学的に非効率であることを示唆している。次節では、中国における過剰資本蓄積の原因について探求する。

1.4. 過剰資本蓄積の原因を探って

標準的な新古典派経済成長モデルでは、企業（経営者）と家計（株主）が一体となって意思決定を行っている限り、家計の生涯効用を最大化するように消費と設備投資が最適に配分されている。この時、MM 定理が成立し、資本投入から生じた付加価値を企業と家計にどのように振り分けても、消費・設備投資行動はいっさい影響を受けない。しかし、実際に企業（経営者）は家計（株主）との間で対立関係が生まれれば、状況が一変する。Jensen(1986)、

⁵ 1998 年度の『中国統計年鑑』に 1992－1995 年の「資金循環表」を公開して以来、中国統計局は基本的に 3 年のラグをもって「資金循環表」を公表してきている。従って、1992－2003 年の「資金循環表」は 1998－2006 年度の『中国統計年鑑』に収まっている。

⁶ 本章では Abel et al. (1989) と同様に総固定資本形成に在庫増加を加えた数値を「総投資」の値としている。「資本の過剰蓄積」が問題とされる文脈において、「投資」とはあくまでも生産能力の向上をもたらす資本ストックの新規形成分と考えれば、在庫増加分がその範疇に入るかどうかは自明ではなかろう。特に在庫の定義及び在庫にかかわる経済構造についてアメリカなどの先進国との相違の有無も議論の余地がある。また、呂 (2008) などのように違った計算方法で純資本収益が概ね正であることを示す研究もある。今後、違ったデータソースならびに計算方法を用いて Abel et al. (1989) の基準を再検討されることが望ましい。

Stulz(1990)などは企業経営者と投資家の対立関係に注目し、豊富な内部資金があるとき、経営者は私的利益を図るために過剰な設備投資を行う傾向があるというフリーキャッシュフロー仮説を提示している。フリーキャッシュフロー仮説を検証する実証研究として、Richardson (2006) はアメリカの1988-2002年の上場している企業を分析し、フリーキャッシュフローと過剰資本投資との間に正の相関があることを報告している。

Allen et al. (2005)、Knight and Ding (2010) は、中国企業の投資資金調達手段は主に自己調達資金であり、特に私営企業の投資資金が内部資金に強く依存していることを示している。Song et al. (2011) は私営企業のみならず国有企業も資本設備を投資する際に約半分の資金が内部留保であることを指摘している。また中国企業の設備投資の資金調達について厳密な計量分析を行っている先行研究は、Poncet et al. (2010)やGuariglia et al. (2011) などがある。Poncet et al. (2010)では、1998-2005年の中国企業のパネル・データを用いて、中国経済成長のエンジンとなる私営企業は銀行部門からの資金調達が難しく、設備投資する際、企業の内部資金に強く依存していることを明らかにしている。Guariglia et al. (2011) は2000-2007年の79,841社の企業パネル・データを通して、中国企業の投資資金の調達方法を分析している。この研究によると、国有企業は国有銀行から融資を受けやすい。一方で、私営企業は外部資金の調達コストが高く、かつ融資を受ける信用度が低いこともあって、内部資金に強く依存しているという結果を得ている。さらにDing et al. (2010) では、100,000にも及ぶ中国企業の2000-2007年のパネル・データを用いて、中国企業には過剰投資行動が存在しているかどうかを分析している。中国においてすべてのタイプの企業に過剰投資が観察され、企業経営の効率性がもっとも高いとされる私営企業の過剰投資の度合いがもっとも高いことも分かった。この現象はフリーキャッシュフロー仮説に対応でき、Ding et al. (2010) は中国企業の過剰投資が豊富な内部留保に起因していることを主張している。

企業レベルの過剰投資行動が社会全体として黄金律を上回るまでの過剰資本蓄積をもたらすと、経済は動学的に非効率な成長経路に陥る。上述した中国企業の投資資金調達手段に関する先行研究を踏まえると、現在中国の過剰資本蓄積の原因は企業部門に存在している大量の内部留保に帰することができる。なぜ中国企業にはこれほど大量の内部留保を蓄積できるかという問いに対して、本章は企業側から家計部門への生産要素所得の過少支払いによって実現できたと主張する。生産要素所得の過少支払いを通して、そもそも家計部門に分配すべき所得は企業の利潤として計上され、フリーキャッシュフロー化される。この時、大量のキャッシュフローを抱える企業経営者は私的利益の誘因の下で、過剰な設備投資を行う傾向がある。

この節では、以下の流れをたどって、議論を展開する。まず、企業の従業員に対する労働所得の過少支払いを論じる。次に、企業側から株式保有者への配当及び家計の預貯金の利子収入には過少支払いがあったかどうかを分析する。最後に、生産要素所得の過少支払

いの結果、中国企業には大量の内部留保が存在していることを示していく⁷。

1.4.1 労働所得の過少支払い

Fleisher and Wang (2004)では、計測した労働の限界生産性と支払った賃金のギャップを用いて労働所得の過少支払い現象を示した上、雇用主の独占力 (Employer Monopsony) が過少支払いの一つの解釈になりうると述べている。Fleisher et al. (2011) では、労働の限界生産性を推計したところ、従業員の賃金水準よりはるかに高いことが分かった。また、教育水準の高い従業員の 2000 年の賃金水準は平均的に労働の限界生産性の 7.5%程度しか占めず、教育水準の低い従業員の 2000 年の賃金水準は平均的に労働の限界生産性の 19.2%程度を占めている。教育水準の低い従業員に対して教育水準の高い従業員の賃金の過少支払いの度合いが強いことがうかがえる。企業タイプからみると、労働の限界生産性と賃金の乖離がもっとも大きい企業タイプは外資企業であり、その次は非国有企業と国有企業の順になっている。雇用主の独占力が実現できるのは労働移動の制限などの制度上の歪みに起因していると考えられる。また非国有企業は資金を調達する際、金融市場の未成熟によって融資の差別的な待遇を受けている。従って、Fleisher et al. (2011) は非国有企業では雇用主の独占力と金融市場の未成熟による資金調達の制約といった両方の歪みの存在により、賃金の過少支払いの度合いがより深刻になっていると主張している。中国における労働の限界生産性と支払った賃金のギャップを用いて労働所得の過少支払い現象を議論する先行研究は他に Dong and Putterman (1996, 2000, 2002)、Parker (1999)、Yang and Zhou (1999)、Jefferson and Rawski (1994) 及び Jefferson et al. (1992) など数多くある。

また、中国語の先行研究である鄭 (2008) では、中国の企業利潤が賃金を侵蝕している問題が現在実に深刻であることを主張している。賃金を侵食する主な手段として、①賃金水準の抑制、残業手当の不支払い、賃金支払いの延滞、②年金・失業保険・医療保険の積立金への不・過少支払い、③住宅費を不・過少支払い、④国有企業を中心に行った大量のリストラとの4つを示している。産業レベルでは鄭 (2008) によると、卸売・飲食・宿泊業における賃金の過小支払いの度合いがもっともひどく、次に製造業である。また、企業経営タイプでは、労働賃金の過小支払いの度合いは私営、外資、国有企業の順となっている。さらに、鄭 (2008) は企業利潤が賃金を侵蝕している原因について3点を挙げている。まず、企業経営者は利潤分配の決定権を握っており、経営者自身の給与が利潤とリンクし

⁷ 中国の社会保障制度の整備が十分ではなく、資本の過剰蓄積は、政府部門による不十分な世帯間資金移転に起因しているとも考えられる。世代重複モデルによれば、黄金律を超えた資本の過剰蓄積を改善するのに有効なのは、政府部門が現役世代から老年世代への資源移転を行い、後者の消費水準を引き上げることである (Romer, 2005)。しかし、本章の以下では資本蓄積の原因について生産要素所得への過少支払いに主眼を置き、政府部門の行動の影響を考慮していない。今後、本章の過少支払いと同様に重要である政府部門の行動も考慮した研究が望まれる。

ているため、従業員の賃金を抑えて、利潤を上げようとするインセンティブを持つ。2 点目は中国経済における 2 重経済という社会的な要因である。農村部出身の従業員は企業側への賃金交渉力が弱く、また専門的な技術訓練などを受けていないこともあって、単純労働に従事することが多く、都会出身の従業員より低い賃金を強いられている。3 点目として、多くの地方政府はもっぱら経済成長と財政収入を追求し、企業投資者の利益を守る一方、従業員の利益を軽視する傾向がある。郑（2008）は最後に最低賃金法の改定や農村部労働力への職業訓練や従業員組合の強化など、賃金侵蝕を防ぐための対策を提示している。

以下では、中国のマクロデータを通して労働所得の過少支払いを示していく。図 1-5 は雇用者報酬対 GDP 比をプロットしている。生産関数がコブ・ダグラス型である標準的な新古典派成長モデルの下では、生産された付加価値から常に一定の割合が労働所得として家計に分配される。もし、労働所得対付加価値の割合が低下していく時期があれば、家計部門に対して得られるべき労働所得の減少を意味する。実際、図 1-5 が示しているように、1992 年から雇用者報酬対 GDP の比率が一貫して低下してきている。1992 年には 60%近くであったが、2007 年には 50%を下回った⁸。

図 1-6 では、1978 年を基準年とした実質 GDP、一人当たり実質 GDP、及び実質平均賃金の成長をプロットしている。実質 GDP はこの 30 年間で約 17 倍も拡大してきた。また、実質一人当たり GDP も 12 倍余り上昇してきた。しかし、実質平均賃金に関しては、上昇の割合は 7.8 倍にとどまっている。換言すれば、生産の上昇に伴って、家計部門の労働所得は決して相応した速度で増えてこなかったことは明らかである。

次に、平均労働生産性を計算して、労働生産性の成長率と雇用者報酬の成長率の比較を通して、賃金の過少支払いが生じているかどうかを検討していく。コブ・ダグラス型生産関数を仮定する標準的な新古典派成長モデルの下では、労働生産性の成長率と労働所得の成長率が同等であることを示せる。仮に労働所得の成長率が労働生産性の成長率と比べて低ければ、企業は家計に対して見合った労働報酬を支払っていないことを意味する。本章では、规模以上工業企業（全ての国有企業及び年間売上高が 500 万元を超える非国有工業企業を指す）、国有企業、私営企業と外資企業の 4 種類の企業タイプの平均労働生産性の成長率を計算した。その結果は図 1-7 である。まず、规模以上工業企業の場合、1999 年から 2007 年にかけて、労働生産性の成長率が一人当たりの雇用者報酬の成長率を一貫して上回っていることがわかる。国有企業も同様な現象が確認できる。つまり、规模以上工業企業及び国有企業においては、1999 年以降に従業員に対して労働所得の支払いが過少に行われてきたことが分かる。

一方、私営企業と外資企業では、労働生産性の成長率と一人当たり雇用者報酬の成長率の乖離が小さいことがわかる。しかし、これは私営企業と外資企業には労働所得の過少支払いが存在しないことを意味していない。Zhao(2002) では、1996 年都市部家計サーベイ

⁸ Bai and Qian(2010) では 1995 年から 2007 年にかけて雇用者報酬対 GDP 比の低下は、2004 年の統計手法と定義の変更によるもの部分が大きく、過大評価されていると主張している。しかし、Bai and Qian(2010) の修正した雇用者報酬対 GDP 比でも 90 年代以降に低下傾向にあるのは変わらない(P657 の図 4 を参照)。

調査を用いて、国有企業の従業員の雇用者報酬は非国有企業の従業員より多いことを明らかにしている。Fleisher et al. (2011) では、国有企業より外資企業及び非国有企業の限界生産性と賃金の乖離が大きいことを示している。また、鄭 (2008) は、企業経営タイプでの労働賃金の過小支払いの度合いは私営企業、外資企業、国有企業の順となっていることを論じている。つまり、近年において、私営企業・外資企業の労働生産性の成長は雇用者報酬成長とほぼ同率になっているが、私営企業・外資企業の賃金水準自体が依然低いことを示唆している。

1.4.2 資本所得の過少支払い

中国における配当の過少支払いを議論する先行研究は、呉 (2005) と袁・鄭・胡 (1999) 及び乔 (2007) などがある。呉 (2005) と袁・鄭・胡 (1999) は中国の上場企業の間で、配当を株主に適切に分配しない現象が深刻であることを論じ、乔 (2007) では、中国とアメリカの国民所得の分配を分析し、中国の家計の可処分所得中の資本所得はアメリカと大きな格差があり、資本所得水準が極めて低いことを明らかにしている。また、Allen et al. (2005) は中国の上場企業は平均的に配当を過少に支払う傾向があることを主張している。さらに、Song et al. (2011) では 1992 年以降、家計の銀行貯金の平均実質リターンはほぼゼロであることを言及している。

実際、中国では家計部門の資本所得は 1990 年代以来、一貫して低下してきている。特に 2000 年代に入ると、資本所得対 GDP 比が 3%前後となっている。一方で、非金融企業部門の資本所得対 GDP 比が 2000 年に入ってから徐々に上昇している。図 1-8 は家計部門と非金融企業部門との資本所得を配当収入と利子収入に分けて、対 GDP 比をプロットしている。家計部門の利子収入対 GDP 比は 1990 年代以来、一貫して低下し続けており、配当収入対 GDP 比も低い水準をたどっている。近年に中国の家計部門の資本所得の減少の一因が利子収入の縮小にあり、これは 1990 年代後半以降の低金利の影響を受けていると考えられる。一方、中国の株式市場が迅速に拡大してきた事実を踏まえれば、家計部門の配当収入対 GDP 比がほぼ横ばいになっていることは配当支払いが低く抑えられていることを示唆している。

1.4.3 企業の大量の内部留保

中国の社会固定資産の投資資金構成では、1980 年代から「自己調達資金およびその他」の割合は約 55%から 2009 年の 77%強に達した。改革開放政策の実施により、市場経済への移行に伴って、国家予算による投資の割合は 28%から 5%まで減少した。図 1-9 では、固定資産の投資資金構成の内訳をプロットしている。「自己調達」対投資資金総額の割合は 1995 年から概ね 5 割を超えており、2007 年には 6 割にも達した。また、図 1-10 は非金融企業部門の投資資金自給率をプロットしている⁹。このグラフからわかるように、投資資金自給

⁹ 投資資金自給率の計算式は、投資資金自給率＝可処分所得/資本形成である。また、非金融企業部門の可処分所得は当該部門の総貯蓄である。

率は1990年代には40%強で、近年には60%強まで増加してきている。換言すれば、非金融企業の資本投資は金融市場からの外部資金より、内部資金への依存度が上昇してきていると言えよう。さらに、図1-11は非金融部門企業の可処分所得対企業生産付加価値の比率をプロットしている。この比率も1990年代から上昇し、20%強から40%弱まで増加してきた。これは労働賃金や配当などの生産要素所得への過少支払いの結果、企業利潤を大きく膨らましたことを示唆し、企業に大量なキャッシュフローを生み出していると考えられる。

これらのマクロデータは、いずれも企業には大量の内部留保が存在しているとの事実を示している。次節では、労働所得と資本所得が過少に支払われた状況の下では、社会全体の資本水準が黄金律を超える水準まで過剰に蓄積される経路を再現できるシンプルな成長モデルを提示する。モデルのインプリケーションを議論した後、過剰資本蓄積が行われた場合に家計の経済厚生を損失を計測していく。

1.5. シンプルな成長モデル

Hayashi (2006) は日本経済において株主への配当を抑制する企業金融慣行を考慮し、資本所得の過少支払いが生じた場合に、修正黄金律を上回る過剰資本蓄積の経路をシンプルなモデルで示している¹⁰。本章では、資本所得の過少支払いのみならず、労働所得の過少支払いも観察されている中国の状況を踏まえて、労働所得の過少支払いを新たに考慮し、Hayashi (2006) を拡張する¹¹。

1.5.1 モデル

ここで考えている経済は家計部門と企業部門のみから構成される。家計部門は非弾力的に労働供給を行い、賃金を得る。また、家計が保有している資本ストックを企業にレンタルする。この時、レンタル料を得る。家計は労働所得と資本所得をもとに、消費と貯蓄行動を行う。Hayashi (2006) のモデルでは、標準的な新古典派成長モデルと違って、家計部門（投資家）と企業部門（経営者）が一体となって意思決定を行っているのではなく、両者が対立している。この場合、企業は生産された付加価値の分配権を持ち、企業経営者の私的利益のために、より多くの内部留保を蓄積しようとし、生産拡大のための設備投資を積極的に行おうとする。本章では、資本所得の過少支払いを想定している Hayashi (2006) を、労働所得の過少支払いを新たに考慮して拡張していく。実際に拡張したモデルでは、過少支払いの度合いに応じて社会全体の資本ストックは黄金律を上回る水準まで過剰に蓄積される経路を導くことができる。以下では、モデルを具体的に見ていく。

¹⁰ 日本経済における過大投資・過少消費に関する先駆的な研究は Ando (2002)、Ando et al. (2003) 及び 齊藤 (2008) などがある。

¹¹ 政府が消費と資本ストックの両方を最大化しようとし、社会全体として過剰資本蓄積が生じてしまう現象を描写するモデルは Zou (1991) もある。

モデルは連続時間モデルである。記号 t は時間を表す。まず、家計部門をみていく。代表的家計は消費について凹状の効用関数を有し、生涯効用水準は以下のように定式化できる。

$$\int_0^{\infty} \exp(-\rho t) u(c(t)) dt$$

家計の期間効用関数は $u(c) = \frac{c^{1-\gamma}}{1-\gamma}$ で、 γ は異時点間代替弾力性の逆数を表す。 $c(t)$ は消費で、 ρ は時間選好率である。代表的家計の予算制約は以下のように定義する。

$$p(t)\dot{E}(t) = [w(t) - \beta] + \alpha E(t) - c(t)$$

$E(t)$ は家計の持つ株式を表す。 $\dot{E}(t)$ は $E(t)$ の時間変化分である。株式投資は家計の貯蓄手段で、 $p(t)$ は株価である。 α は株式配当率を表す。 α が大きければ、家計への配当支給が多く、反対に α が小さければ、家計への配当支給が少ない。もし、 α が 0 となると、配当がまったく支払われず、企業の設備投資のための内部資金として蓄積される一方、代表的家計は労働賃金のみを用いて、消費・貯蓄行動を行う。このように株式配当率 α は家計と企業の対立の度合いと解釈することもできる。ここでは Hayashi (2006) に従い、 α を一定とし、また株式発行の量も一定と仮定する。 $w(t)$ は競争的労働市場で得られる賃金である。 β は毎期に競争市場から得られる労働賃金から過少に支払われた部分を表し、正で一定と仮定する¹²。この β は本章で中国における労働所得の過少支払いの現状に照らして、新たに追加した変数である。 β が大きければ大きいほど、家計の労働所得の過少支払いの度合いが強くなる。

一方、企業投資の決定式は以下となる。

$$\dot{K}(t) + \delta K(t) = F(K(t), L(t)) - [w(t) - \beta]L(t) - \alpha E(t)$$

$F(K(t), L(t))$ は、1 次同次を満たすような標準的な生産関数を表す。 $K(t)$ は資本ストックで、 $L(t)$ は労働投入である。 $\dot{K}(t)$ は $K(t)$ の時間変化分である。 δ は資本減耗率で、競争市場で決められた賃金の決定式は、 $w(t) = F_L(K(t), L(t))$ である。従って、 $w(t) - \beta$ で示すように、家計が受け取った実際の賃金は過少に支払われている。また、株式供給単位 $E(t)$ を 1 に標準化し、 $L(t)$ を 1 と仮定して、資本の蓄積式は以下のように書き換えられる。

$$\dot{K}(t) = K(t)f'(K(t)) - [\alpha - \beta + \delta K(t)]$$

¹² 本章は 1990 年代以降から近年までの中国経済における生産要素所得の過少支払いの平均的な度合いに主眼を置いて議論しているため、 α と β を外生かつ一定と仮定する。過少支払いの度合いを決める背後のメカニズムは重要であり、今後の研究課題にしたい。

ただし、 $f(K(t)/L(t))=F(K(t),L(t))/L(t)$ である¹³。

つまり、Hayashi (2006) と違い、 α の代わりに本章では $\alpha - \beta$ が家計と企業の対立の度合いを表す指標となる。 $\alpha - \beta$ が大きければ、家計と企業の対立度合いが弱くなり、反対に $\alpha - \beta$ が小さければ、対立の度合いが強くなる。資本蓄積の動学パスは図 1-12 のように示すことができる。図中の K^* はラムゼイモデルで決められた修正黄金律を満たす定常状態の資本ストックを表す¹⁴。この時、家計の厚生水準がもっとも高い。Hayashi (2006) で示したように、配当支払い水準が低い場合、つまり α が小さい時に、定常状態の資本ストック水準 K^{**} は修正黄金律を上回った水準まで過剰に蓄積されている。また、 α が 0 の時、つまり配当を完全に支払わない時、定常状態における資本ストックは黄金律を満たす水準 K^g になることも確認できる。

一方、賃金の過少支払いを新たに考慮したモデルでは、 α が小さくて、かつ β が大きい時、つまり資本所得と労働所得の両方はともに過少に配分され、 $\alpha - \beta$ の部分が負となった場合、定常状態における資本ストックはさらに黄金律の水準を超えて、 K^{***} となる。Hayashi (2006) のモデルにおいては、仮に資本所得はまったく家計に配分されない場合でも、定常状態の資本ストックは黄金律の水準を満たす水準となり、黄金律を超えてしまうようなことが起きないのである。一方、本章のモデルでは、仮に資本所得が適切に配分されても、労働所得の過少支払いがあまりにも大きければ、 $\alpha - \beta$ の部分が負となると、定常状態の資本ストックは黄金律を超える水準まで過剰に蓄積され、経済成長は動学的に非効率な経路に陥る状況が起こり得ることを示している。これは本章のモデルから初めて得られた新たな理論的知見である。

企業投資の量が決められると、家計消費の決定式は以下のように表すことができる。

$$c(t) = f(k(t)) - k(t)f'(k(t)) + \alpha - \beta$$

α が小さくて、かつ β が大きい時、家計の消費量はその分だけ減少することが確認できる。

モデルのインプリケーションを簡単にまとめよう。上述の分析では、資本所得と労働所得の過少支払いの度合いに応じて 3 つの経済が生じ得ることを示した。まず、資本所得と労働所得の過少支払いがない経済は、つまり生産要素に対して競争市場で決められる限界生産性が支払われる時、言うまでもなくラムゼイ経済に相当する。この経済では資源配分が効率的に行われ、家計の効用水準も最も高い。次に、資本所得と労働所得の過少支払い

¹³ 本章では、大文字はマクロ集計変数を表し、小文字は一人当たり変数を表す。

¹⁴ 技術進歩と人口成長のない経済の定常状態では、 $f'(k^{mg}) = \delta + \rho$ を満たす資本蓄積水準は、修正黄金律と呼ばれている。 ρ は消費者の時間選好率を表す。資本の限界生産性が逡減することから、修正黄金律水準 k^{mg} は黄金律 k^g より低くなる。これは消費者が投資に対して時間選好率の対価を要求する結果、より高い限界生産性を実現するにはより低い資本水準が定常状態で実現する必要があるためである。

があるが、過小支払いの度合いが相対的に弱く、 $\alpha - \beta \geq 0$ を満たすような経済では定常状態における資本水準が修正黄金律を超えて過剰に蓄積される。この時、定常状態の資本ストック水準が黄金律以下であり、Ando-Hayashi 経済に該当する¹⁵。さらに、資本所得と労働所得の過小支払いの度合いが相対的に強く、 $\alpha - \beta < 0$ を満たすようになると、定常状態の資本ストックが黄金律を上回る水準まで過剰に蓄積され、この時、経済は動学的に非効率な経路に陥る。たとえ資本所得が適切に支払われても、労働所得の過少支払い度合いが弱く、 $\alpha - \beta \geq 0$ が満たされれば、経済は Ando-Hayashi 経済となり、しかし、労働所得が極度に過少に支払われ、 $\alpha - \beta < 0$ が満たされると、経済は動学的に非効率な成長経路に陥る。以下では、これら 3 つの経済における厚生比較を行っていく。

1.5.2 簡単な数値分析

齊藤（2008）では、修正黄金律を超えていたと考えられる日本経済に対して、過剰資本蓄積の厚生損失を計算し、過剰資本蓄積を経験した日本経済においては、年率で数十パーセントの同値消費に相当する厚生損失が生じる結果を得ている。また、移行経済における賃金の延滞に伴う経済厚生への損失の研究もある。例えば、Boyarchuk et al. (2005) では、ウクライナにおいて賃金の延滞問題が深刻であることを示した上、賃金延滞現象が生じている経済モデルを構築した。Boyarchuk et al. (2005) によると、賃金の延滞が生じたウクライナ経済においては、家計の消費損失は 8% から 16% に達することを報告している。

この小節で、齊藤（2008）に倣い、資本所得と労働所得に過小支払いがある経済において、ラムゼイ経済と比べて、同値消費を用いて家計が被った経済厚生への損失を計算していく¹⁶。

1.5.2.1 厚生比較

生産関数は $f(k) = k^{0.25}$ で、時間選好率 ρ が 0.04 と想定する。固定資本減耗率は 0.1 とする。初期の資本ストックは以下の基準で設定を行っている。もし、経済が Ando-Hayashi 経済の均衡経路を辿る場合、初期資本ストックは修正黄金律水準を満たす定常状態の資本ストックと黄金律を満たす定常状態の資本ストックの中間にあると想定する。また、もし経済が動学的に非効率な経済の均衡経路を辿る場合、初期資本ストックは黄金律を満たす

¹⁵ 以下では、齊藤（2008）に倣い、Hayashi（2006）がモデル化した経済を Ando-Hayashi 経済と呼ぶことにする。

¹⁶ 齊藤（2008）では、それぞれの経済についての生涯効用が

$$\int_0^{\infty} u(\tilde{c}) \exp(-\rho t) dt = \frac{u(\tilde{c})}{\rho}$$

と満たされるような同値消費 $\tilde{c}$ を求めた上、厚生比較を行っている。本章の資本所得の過少支払いの度合い α と労働所得の過少支払いの度合い β の値によって、Ando-Hayashi 経済に収束するケースと、動学的に非効率な経済に収束する場合がある。したがって、以下では 3 つの経済の同値消費をそれぞれ計算している。同値消費の導出方法については齊藤（2008）を参照されたい。

定常状態の資本ストックと動学的に非効率な経路に陥った場合の定常状態の資本ストックの中間にあると想定する。

資本所得に関する企業と家計の対立度合いを表す α を 0、0.05、0.087 と置く。 α が 0 の時、資本所得がまったく家計に配分されない状況である。また、齊藤（2008）で示したように α が 0.087 の時、Ando-Hayashi 経済はラムゼイ経済と同値となる。このとき、資本所得の過少支払いが生じないケースに該当する。本章では、労働所得の過少支払いも新たに考慮しているため、過少に支払われた賃金部分 β について、以下のように設定している。 α が 0 の時に、 β が 0、 $0.05 \times w^*$ （ただし、 w^* はラムゼイ経済における定常状態の労働限界生産性である）、 $0.10 \times w^*$ 、 $0.15 \times w^*$ とそれぞれ想定する。また、 α が 0.05 の時に、 β が 0、0.05、 $0.10 \times w^*$ 、 $0.15 \times w^*$ とそれぞれ想定する。さらに、 α が 0.087 の時に、 β が 0、 $0.05 \times w^*$ 、0.087、 $0.15 \times w^*$ とそれぞれ想定する。

まず、表 1-3 のパネル A の対数効用のケースを確認していく。パネル A では、資本所得に関する企業と家計の対立度合いを表す α を 0 と設定している。この場合、企業は家計に資本所得をまったく配分しない。 α が 0 で β も 0 の時、経済の定常資本ストックは黄金律を満たす水準である。このとき、ラムゼイ経済の同値消費は黄金律を満たす経済の同値消費より 1.93% 高いことが分かる。 α が 0 の設定の下では、労働賃金の過少支払いが生じれば、上述のモデルのインプリケーションから分かるように、経済は動学的に非効率な成長経路に陥る。賃金は競争的労働市場で得られた水準の 5% 程度過少に配分されると、同値消費はラムゼイ経済の場合より年率で 5.11% 小さい。さらに、賃金は競争的労働市場で得られた水準の 15% 程度過少に配分されると、ラムゼイ経済と比べると年率で 11% の経済損失を被ることになる。

パネル B では、 α が 0.05 と設定した場合、賃金の過少支払いの度合いに応じて、経済厚生損失を計測した結果を報告している。 β が 0 と 0.05 のとき、資本ストックは黄金律以下で修正黄金律を上回る水準まで過剰に蓄積される。つまり、Ando-Hayashi 経済に該当する。ラムゼイ経済と比べて、同値消費で評価される経済厚生は年率でそれぞれ 0.41% と 1.93% の損失を被る。また、 β が競争的労働市場で得られた賃金の 10% と、競争的労働市場で得られた賃金の 15% と想定された場合、資本ストックが黄金律を上回る水準まで過剰に蓄積され、経済は動学的に非効率な成長経路に陥る。この時、ラムゼイ経済と比べて、家計は年率それぞれ 4.89% と 7.58% 程度の同値消費の劣化に相当する厚生費用を負担する結果となる。

パネル C では、 α が 0.087 と設定した場合、つまり、資本所得がラムゼイ経済と同様に過少支払いが起きない状況の下で、賃金の過少支払いの度合いに応じて、経済厚生損失を計測した結果を報告している。 α が 0.087 で過少支払いの賃金分 β が 0 のとき、生産要素所得の過少支払いがなく、この時の経済はラムゼイ経済に相当する。 α が 0.087 の下で過少支払いの賃金部分 β が競争的労働市場で得られた賃金の 5%、0.087（競争賃金の 9.56%）と想定された経済は Ando-Hayashi 経済に該当する。このときの同値消費はラムゼ

イ経済の同値消費より年率でそれぞれ 0.60%、1.93%程度小さい。しかし、この経済では定常状態の資本ストックの水準は黄金律を満たす水準を超えていない。一方、過少支払いの賃金部分 β は競争的労働市場で得られた賃金の 15%と想定するとき、経済の定常状態の資本ストックは黄金律を超える水準まで過剰に蓄積される。この時、経済が動学的に非効率な成長経路に陥り、家計は年率 5.36%程度の同値消費に相当する厚生費用を被る。つまり、仮に資本所得は適切に配分されても、労働所得の過少支払いが極度に行われると、経済は動学的に非効率な成長経路に陥る可能性がある。一方で、Hayashi (2006) が示したように、賃金が適切に支払われれば、たとえ資本所得が完全に配分されなくても、黄金律を超える水準の過剰資本蓄積が生じえない。従って、労働所得の過少支払いは黄金律を上回る水準の過剰資本蓄積をもたらすより重要な要因なのである。

また、異時点間代替弾力性の逆数が 0.5 に等しい累級効用関数の場合、資本所得がまったく支払わない経済では、賃金が競争均衡に決められる水準の 15%程度過少に支払われると（すなわち、 $\beta=0.15 \times w^*$ ）、動学的に非効率な経済の同値消費は、ラムゼイ経済の同値消費より年率で 10.82%程度小さい。異時点間代替弾力性の逆数が 5 に等しい累級効用関数の場合、資本所得がまったく支払わない経済では、労働所得は競争均衡に決められる水準の 15%程度過少に支払われると、動学的に非効率な経済の同値消費は、ラムゼイ経済の同値消費より年率で 13.01%程度小さい。

1.5.2.2 中国経済への応用

この小節では、資本所得と労働所得がともに過小に支払われている中国経済における家計部門が被っている経済厚生損失を計算していく。

生産関数は同じく $f(k)=k^{0.25}$ で、時間選好率 ρ が 0.04 と想定する。また固定資本減耗率は 0.1 とする。初期の資本ストックは明示的に定まらないことを考慮して、以下のように様々なケースを想定する。初期資本ストックが修正黄金律を満たす定常状態の資本ストックから黄金律を満たす定常状態の資本ストックまでの間にある場合、 $k_0=(1-\omega_1)k^{mg}+\omega_1k^g$ とし、 ω_1 を 0.00、0.25、0.50、0.75、1.00 と設定する。初期資本ストックが黄金律を満たす定常状態の資本ストックから動学的に非効率な経済の定常状態の資本ストックまでの間にある場合、 $k_0=(1-\omega_2)k^g+\omega_2\bar{k}$ とし、 ω_2 を 0.00、0.25、0.50、0.75、1.00 と設定する。以上のルールの下では計 9 通りの初期資本ストックとなる¹⁷。資本所得と労働所得の過小支払いの度合いは米国経済を基準にしてどのくらい乖離しているかを計算し、その値を用い

¹⁷ 初期資本ストック 1 から初期資本ストック 9 までは、具体的に以下のように定義する。 $k_{0,1}=k^{mg}$ 、 $k_{0,2}=0.75k^{mg}+0.25k^g$ 、 $k_{0,3}=0.5k^{mg}+0.5k^g$ 、 $k_{0,4}=0.25k^{mg}+0.75k^g$ 、 $k_{0,5}=k^g$ 、 $k_{0,6}=0.75k^g+0.25\bar{k}$ 、 $k_{0,7}=0.5k^g+0.5\bar{k}$ 、 $k_{0,8}=0.25k^g+0.75\bar{k}$ 、 $k_{0,9}=\bar{k}$ 。

る¹⁸。具体的に資本所得については1992–2008年に中国の資本所得対GDP比の平均は3.8%に対して、同期間の米国の資本所得対GDP比の平均は10.2%であった。この結果に基づいて、中国は米国より63%の過少支払いと見なす。また、労働所得については1992年–2008年に中国の雇用者報酬対GDP比の平均が52.8%であるのに対して、同期間の米国の雇用者報酬対GDP比の平均は56.7%であった。したがって、中国は米国より7%の過少支払いと見なす。これらをもとに同値消費を計算し、経済厚生を行った結果を表1–4にまとめている。

もし、初期時点の資本ストックが修正黄金律に近い時、ラムゼイ経済では資本ストックを若干取り崩して消費に回す。一方、動学的に非効率な経路を辿る経済では、初期時点がすでに動学的に最適な定常状態に近い場合、積極的な資本蓄積を行っても同値消費の改善にまったく結びつかない。この時、対数効用の場合では動学的に非効率な経済の同値消費はラムゼイ経済の同値消費を1.24%（初期資本ストック1の場合）、1.72%（初期資本ストック2の場合）それぞれ下回っている。異時点間代替弾力性の逆数が5に上昇すると、改悪幅が若干小さくなり、一方異時点間代替弾力性の逆数が0.5の時、改悪幅が若干大きくなる。

もし、初期時点の資本ストックが動学的に非効率な経済の定常状態の資本ストック水準に近い時、ラムゼイ経済では資本ストックを大きくとり崩して積極的に消費に充当する。一方、動学的に非効率な経路を辿る経済では引き続き資本蓄積を行うが、定常状態の水準に近いため若干の資本蓄積に止まる。その結果、対数効用の場合ではラムゼイ経済の同値消費は動学的に非効率な経済の同値消費を3.30%（初期資本ストック8の場合）、3.35%（初期資本ストック9の場合）それぞれ上回っている。異時点間代替弾力性の逆数が5に上昇すると、ラムゼイ経済の同値消費は動学的に非効率な経済の同値消費を3.98%（初期資本ストック8の場合）、4.06%（初期資本ストック9の場合）それぞれ上回る一方、異時点間代替弾力性の逆数が0.5の時、ラムゼイ経済の同値消費は動学的に非効率な経済の同値消費を3.23%（初期資本ストック8の場合）、3.27%（初期資本ストック9の場合）それぞれ上回る。

資本所得と労働所得の過小支払いの結果、経済が動学的に非効率な成長経路に陥り、資本ストックは過剰に蓄積されたと同時に、家計部門は十分な消費機会に恵まれなかった。上述した数値分析は90年代以降の中国経済において、家計は年率およそ1%から4%程度の極めて大きな同値消費の劣化に相当する厚生費用を負担してきたことを示している。

1.6. 結論

1978年改革開放政策を実施して以来、中国は著しい経済成長を遂げてきた。一方、生産

¹⁸ アメリカのデータは <http://www.bea.gov/> より入手している。

要素所得に対する過少支払い現象がミクロレベルとマクロレベルの両方から同時に観察されている。家計部門に対する所得分配の歪みにより、必然的に企業部門には大量の内部留保が生み出され、豊富な内部資金を抱えた企業は過剰な設備投資を行ってきた。実際に Abel et al. (1989) が提示した基準を応用したところ、中国経済は 90 年代以降に黄金律を上回る水準の過剰な資本蓄積が行われ、動学的に非効率な成長経路に陥っているという結果が得られた。また、支出アプローチ GDP 構成の中で、消費対 GDP 比が 90 年代以来に低下傾向にあるのに対して、資本形成対 GDP 比は上昇傾向にあることや、90 年代半ば以降に TFP の貢献度が減少する一方、資本ストックの貢献度が増加してきた成長会計の結果なども、中国の経済成長が資本投資を牽引役とした成長パターンであることを示している。

本章では資本所得の過少支払いの有無にかかわらず、労働所得が極度に過少に支払われると、経済成長は黄金律を上回る水準の過剰資本蓄積の経路に陥りうることを、シンプルな成長モデルで示した。さらに、消費一定で所与の効用を達成するのに必要となる同値消費水準を用いて、動学的に非効率な成長経路に陥った経済とラムゼイ経済との経済厚生と比較を行った。本章の数値分析によると、黄金律を超えて過剰な資本蓄積過程を伴った 90 年代以降の高度成長期にある中国経済において、家計は年率およそ 1% から 4% 程度の極めて大きな同値消費の劣化に相当する厚生費用を負担してきた。

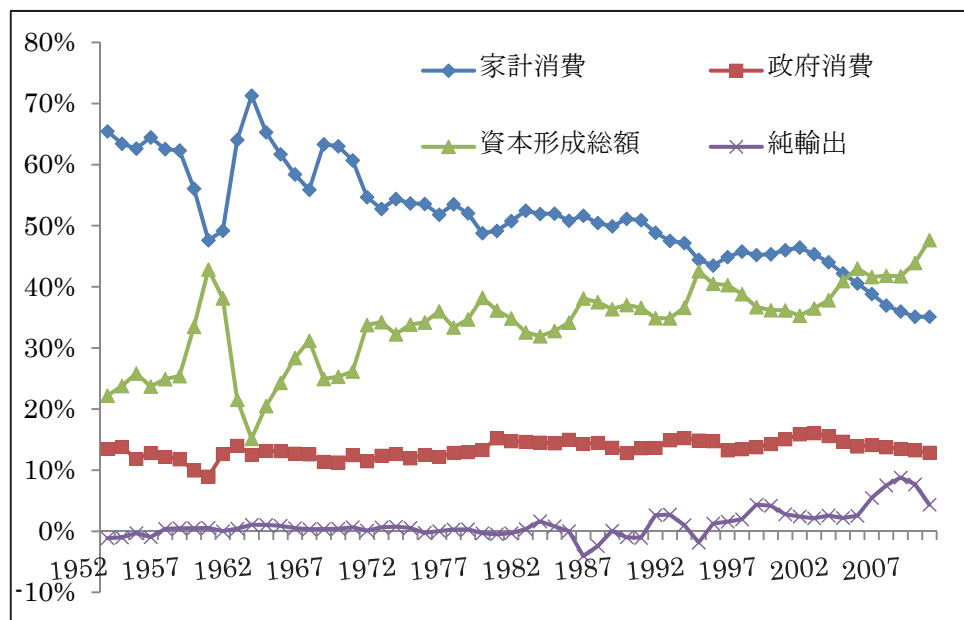
しかしながら、本章での結論に関して主に三点ほど議論の余地がある。一点目はデータの制約である。中国政府が公開しているマクロ経済データについて計測誤差や統計定義の変更による時系列方向のバイアスなどの問題が指摘されている。本章の分析ではこれらの問題を十分に処理していない。従って、今後マイクロデータによる研究を含めてより精緻な分析が必要である。

また、本章では資本蓄積の原因について生産要素所得への過少支払いに主眼を置き、政府部門の行動の影響を考慮していない。しかし、中国経済の現状を考えた場合、政府部門の行動が動学的な資本蓄積経路に影響を与える可能性が大きいと考えられる。今後、本章の過少支払いと同様に重要である政府部門の行動も考慮した研究が望まれる。

三点目の限界としては、本章において資本所得と労働所得の過少支払いを外生的に仮定して議論を進めてきたことが挙げられる。このようにしてモデルがシンプルとなると同時に、よりシャープなインプリケーションを導くことができるといったメリットが得られる。しかし、生産要素所得の過少支払いをどのように組み入れ、より厳密なミクロ的基礎付けのあるモデルを構築するかは依然として重要な研究課題となっている。

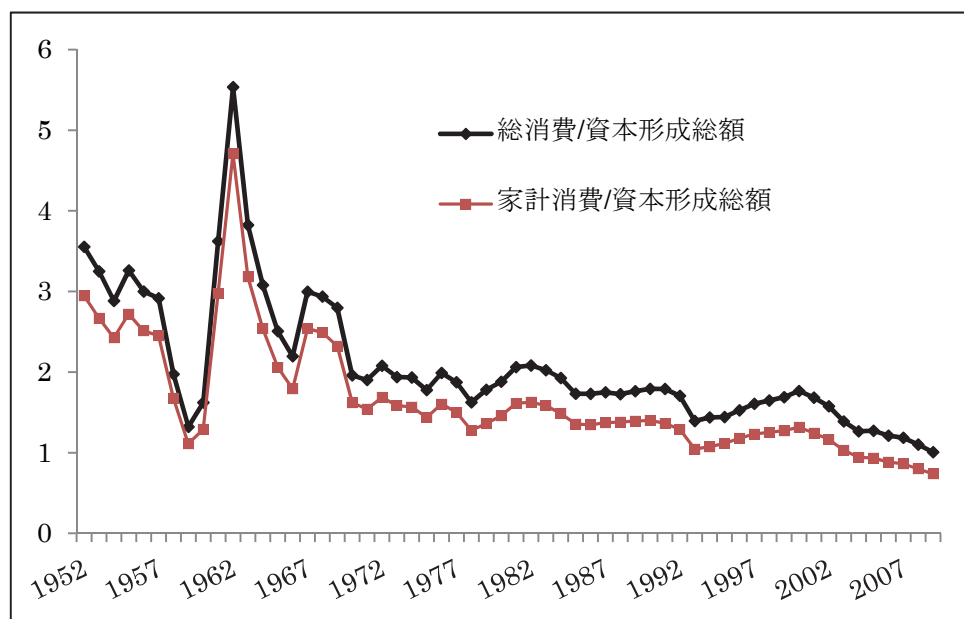
1.7. 図表

図 1-1 支出アプローチの GDP 構成割合



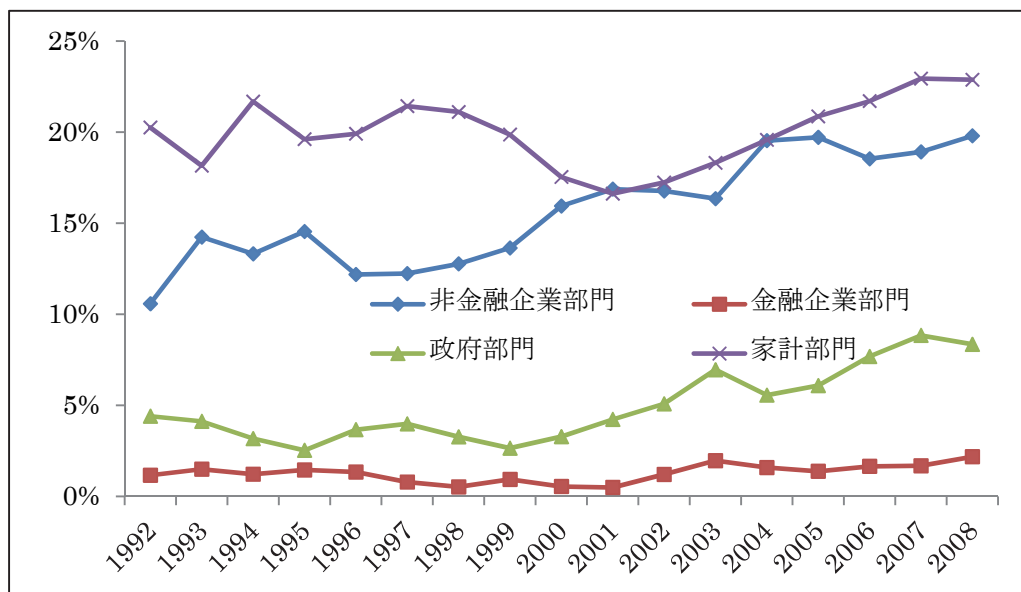
出所) 1952 年から 1977 年までのデータは『新中国五十年統計資料彙編：日本語 CD-ROM 版』(2003) より、1978 年以降のデータは『中国統計年鑑』(2010) より得ている。

図 1-2 消費対資本形成割合



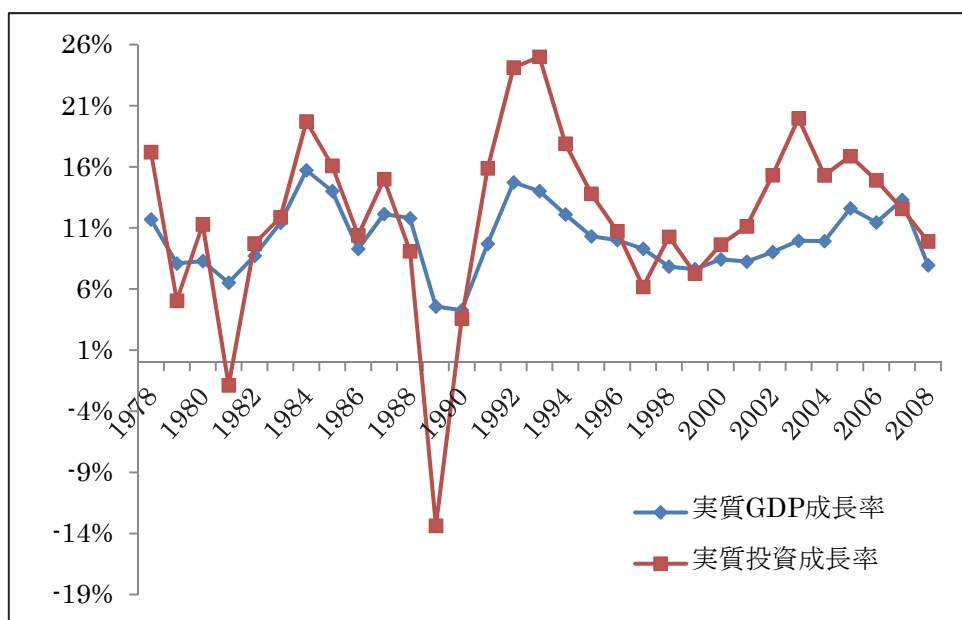
出所) 同図 1。

図 1-3 部門別貯蓄対 GDP 割合



出所) CEIC データベース

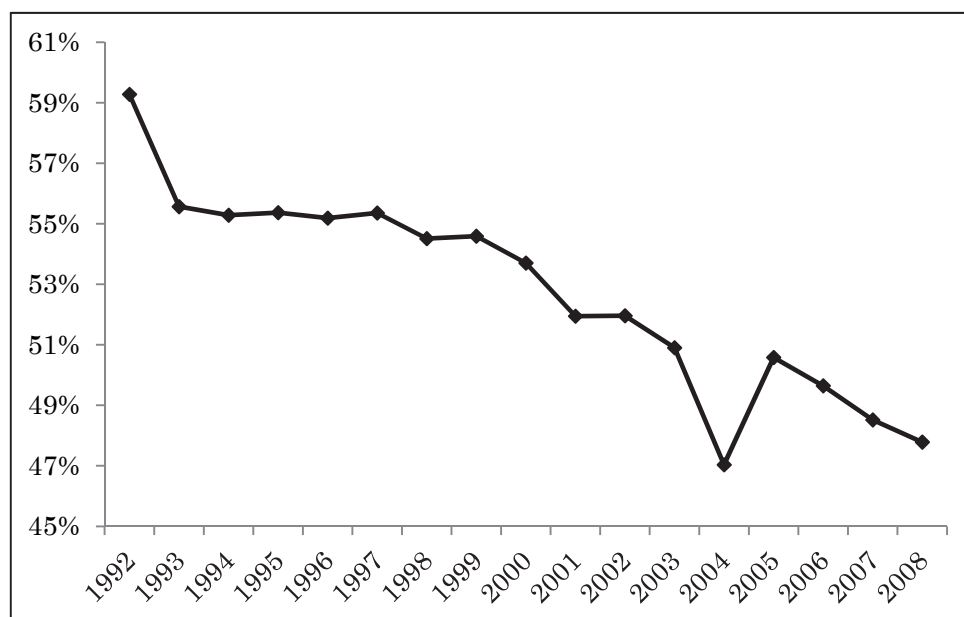
図 1-4 外延的成長



注) GDP デフレーターと固定資産物価指数は 1995 年を基準年としている。

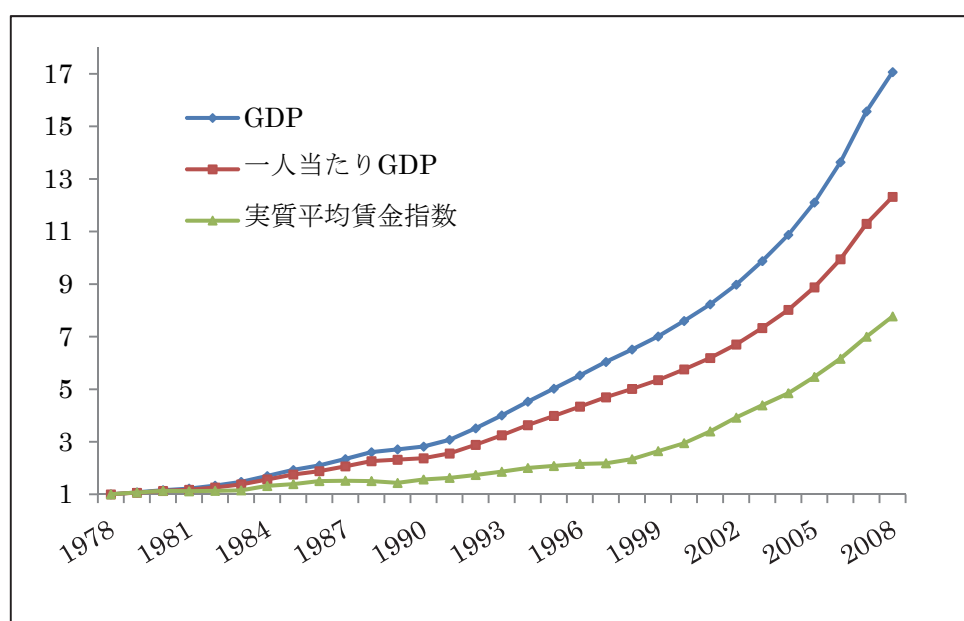
出所) 『中国統計年鑑』(2010)

図 1-5 雇用者報酬対 GDP 割合



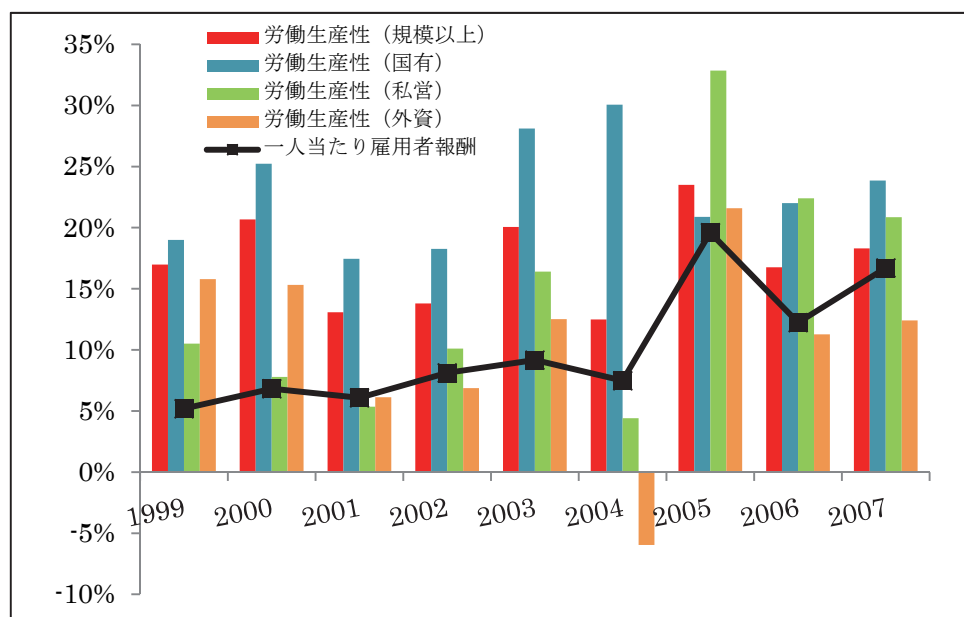
出所)『中国統計年鑑』(各年度)

図 1-6 実質 GDP・実質一人当たり GDP・実質平均賃金の成長比較



出所) CEIC データベース

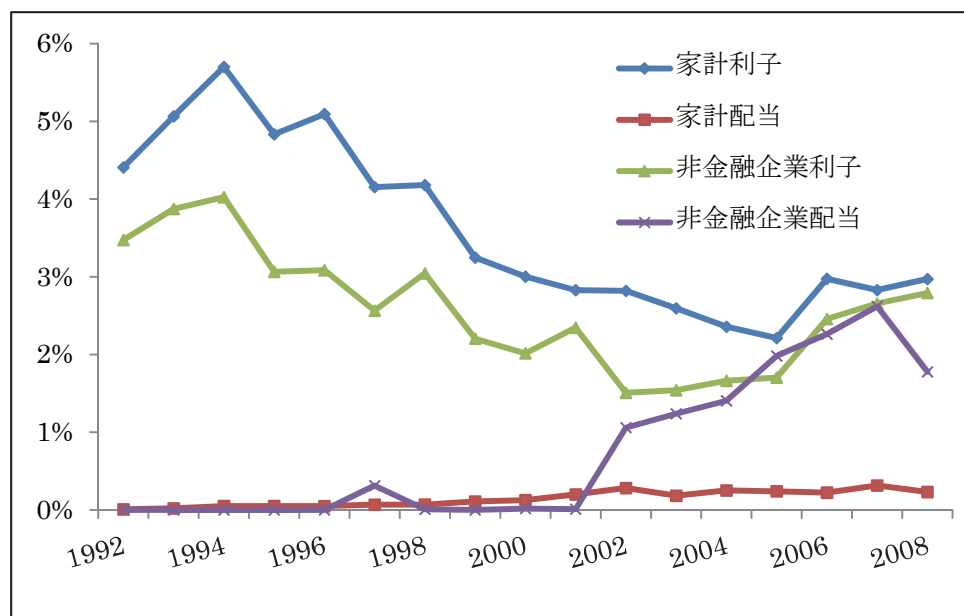
図 1-7 一人当たり雇用者報酬成長率 V. S. 労働生産性成長率



注) 労働生産性＝付加価値/従業員数、一人当たり雇用者報酬＝総雇用者報酬/経済活動人口。

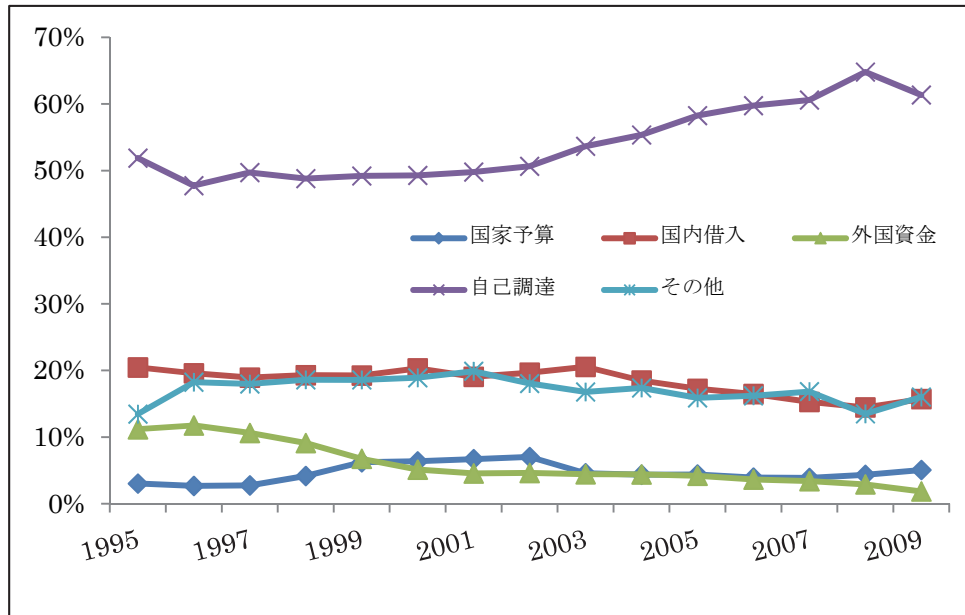
出所)『中国統計年鑑』（各年度）

図 1-8 資産収入（配当・利子）対 GDP 割合



出所)『中国統計年鑑』（各年度）

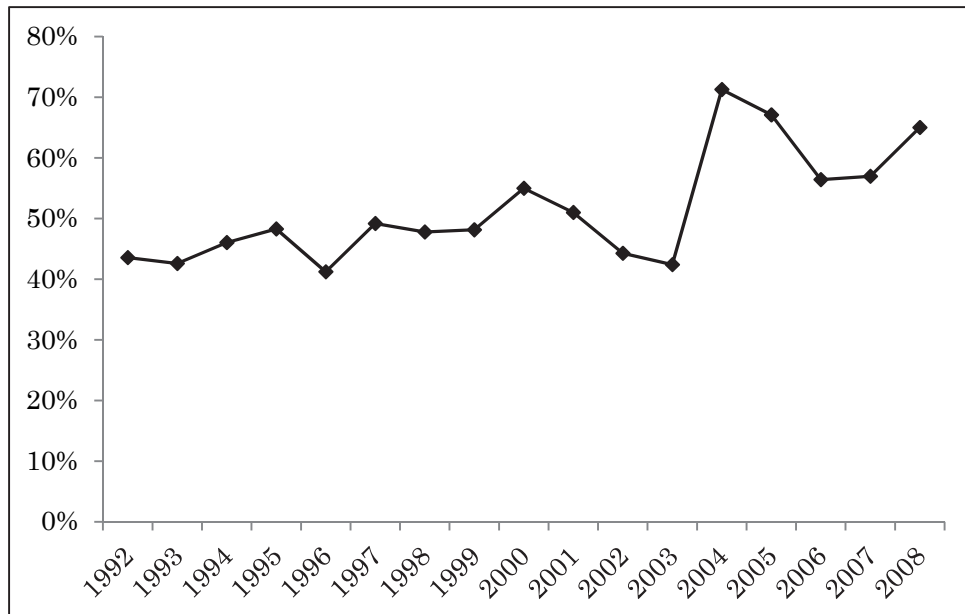
図 1-9 社会固定資産投資資金の構成



注) それぞれの構成要素の対当該年度の投資資金総額の割合を計算している。

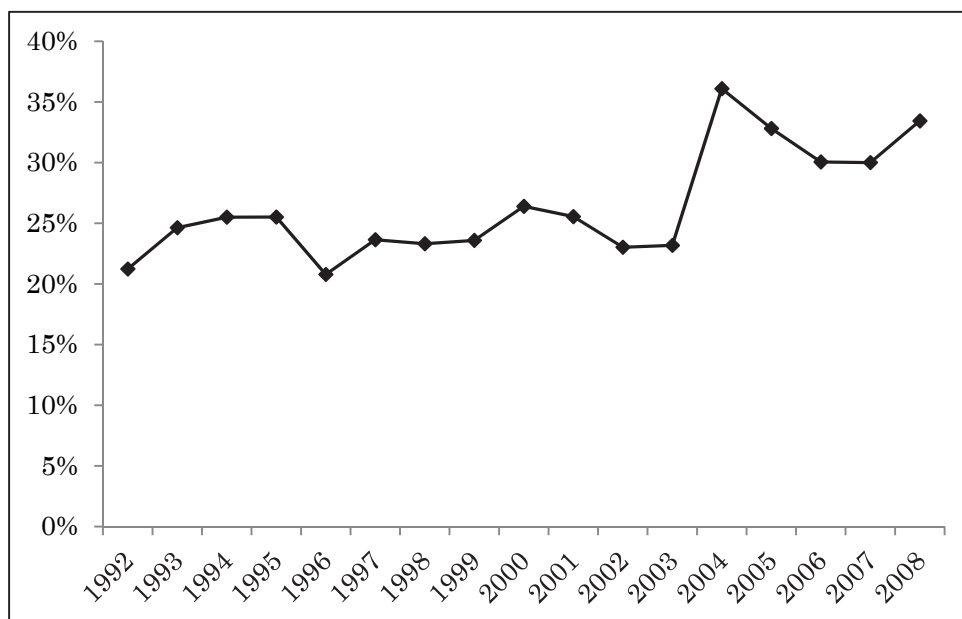
出所) CEIC データベース

図 1-10 非金融部門企業の投資資金自給率



注) 投資資金自給率＝可処分所得/資本形成。出所) 『中国統計年鑑』(各年度)

図 1-11 非金融部門企業の可処分所得対企業生産付加価値の比率



出所)『中国統計年鑑』(各年度)

図 1-12 資本ストックの動学的経路

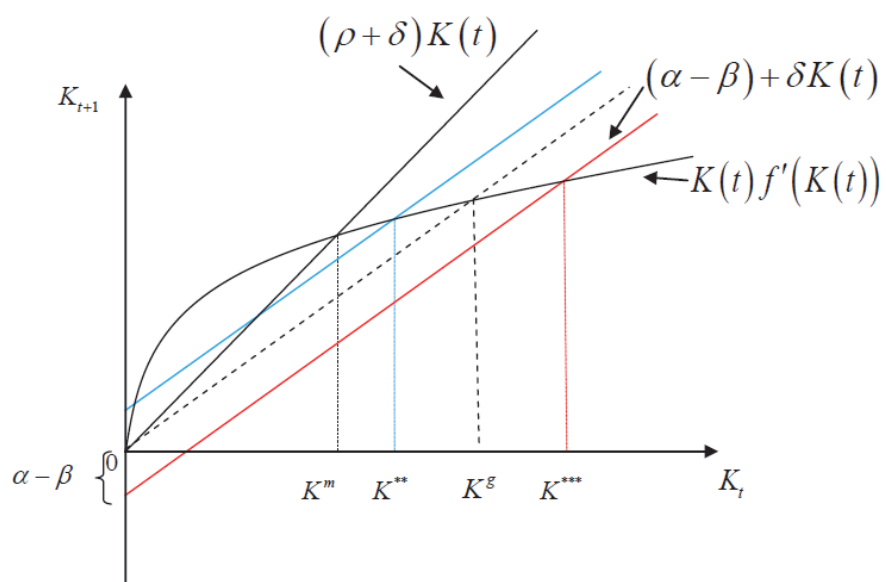


表 1-1 成長会計

パネルA	本稿が計測した平均教育年数を用いた計算結果			
	GDP 成長率	資本ストック 成長率	調整した労働 成長率	TFP 成長率
1978-2008年	9.6%	10.0% (65.6%)	3.7% (17.1%)	2.1% (17.3%)
1978-1994年	9.9%	8.7% (57.0%)	5.0% (23.4%)	2.6% (19.5%)
1995-2008年	9.3%	11.6% (76.0%)	2.1% (9.5%)	1.5% (14.5%)
パネルB	Barro and Lee (2010)が計測した平均教育年数を用いた計算結果			
	GDP 成長率	資本ストック 成長率	調整した労働 成長率	TFP 成長率
1978-2008年	9.6%	10.0% (65.6%)	3.9% (17.9%)	2.0% (16.5%)
1978-1994年	9.9%	8.7% (57.0%)	4.9% (22.4%)	2.7% (20.5%)
1995-2008年	9.3%	11.6% (76.0%)	2.8% (12.4%)	1.2% (11.6%)

注) 実質資本ストックと平均教育年数を代理変数とした人的資本ストックの時系列は筆者が Wang and Yao (2003) に倣い、作成した。Barro and Lee (2010) の推計した教育年数について local weighted scatter plot smoother (LOWESS) を用いて 5 年ごとの平均教育年数を年次データに変換した。括弧内は寄与率を示している。資本ストックの弾力性は Chow and Li (2002) と Chow (2008) などに従い、0.6 を採用している。

出所) 『中国統計年鑑』(各年度)

表 1-2 Abel et al. (1989) の基準

純収益/GDP				
年度	パネルⅠ：国全体			パネルⅡ： 非金融企業部門
	a	b	c	
1992	-9.7%	-9.2%	-6.6%	-12.9%
1993	-14.1%	-14.4%	-11.5%	-19.7%
1994	-10.7%	-11.8%	-10.0%	-15.5%
1995	-10.1%	-11.7%	-8.7%	-13.1%
1996	-9.8%	-12.3%	-7.6%	-14.0%
1997	-7.5%	-12.0%	-6.5%	-9.9%
1998	-6.7%	-12.7%	-6.0%	-10.1%
1999	-6.8%	-14.0%	-5.6%	-10.7%
2000	-3.6%	-12.3%	-1.9%	-7.8%
2001	-4.0%	-14.8%	-2.8%	-12.5%
2002	-4.6%	-16.6%	-5.5%	-17.7%
2003	-7.3%	-20.4%	-7.7%	-20.8%
2004	-5.2%		-5.2%	-9.3%
2005	-10.8%			-11.0%
2006	-11.0%			-16.1%
2007	-9.4%			-16.4%
2008	-7.9%			-10.7%

注) a : 1992-2007 年の結果は、雇用人報酬と生産税純額は各年度の『中国統計年鑑』のデータ、GDP と資本形成総額が 2009 年度の『中国統計年鑑』のデータを用いて計算している。2008 年の結果は 2010 年度の『中国統計年鑑』のデータを用いて計算している。

b : 1998-2006 年度の『中国統計年鑑』のデータより計算している。旧 SNA に該当する。

c : 『中国資金循環表歴史資料(1992-2004)』(2008) のデータより計算している。93SNA に該当する。

表 1-3 動学的な厚生比較

パネルA				
$\alpha=0$				
β	0	5%×競争賃金	10%×競争賃金	15%×競争賃金
厚生損失($\gamma=1$ の場合)	1.933%	5.114%	7.868%	11.001%
厚生損失($\gamma=0.5$ の場合)	1.924%	5.019%	7.733%	10.817%
厚生損失($\gamma=5$ の場合)	2.017%	6.058%	9.275%	13.006%
パネルB				
$\alpha=0.050$				
β	0	0.05	10%×競争賃金	15%×競争賃金
厚生損失($\gamma=1$ の場合)	0.409%	1.933%	4.889%	7.579%
厚生損失($\gamma=0.5$ の場合)	0.408%	1.924%	4.798%	7.448%
厚生損失($\gamma=5$ の場合)	0.419%	2.017%	5.789%	8.934%
パネルC				
$\alpha=0.087$				
β	0	5%×競争賃金	0.087	15%×競争賃金
厚生損失($\gamma=1$ の場合)	0.000%	0.601%	1.933%	5.359%
厚生損失($\gamma=0.5$ の場合)	0.000%	0.600%	1.924%	5.261%
厚生損失($\gamma=5$ の場合)	0.000%	0.618%	2.017%	6.335%

- 注) ① オレンジ色部分は、動学的に非効率な経済とラムゼイ経済との同値消費を比べた結果を表示している。このケースは黄金律を超えた過剰資本蓄積過程に伴う厚生損失の計算に該当する。また、初期資本ストックは黄金律を満たす定常資本ストックと動学的に非効率な成長経路に陥った場合の定常資本ストックの中間にあると想定している。
- ② 黄色い部分は、Ando-Hayashi 経済とラムゼイ経済の同値消費を比べた結果を表示している。このケースは黄金律以下で修正黄金律を超えた過剰資本蓄積過程に伴う厚生損失の計算に該当する。また、初期資本ストックは修正黄金律水準を満たす定常資本ストックと黄金律を満たす定常資本ストックの中間にあると想定する。
- ③ $u(c) = \frac{c^{1-\gamma}}{1-\gamma}$ 、 $f(k) = k^{0.25}$ 、 $\rho = 0.04$ 、 $\delta = 0.1$ を想定する。

表 1-4 中国における家計の経済厚生への損失

初期資本ストック	1	2	3	4	5	6	7	8	9
$\gamma=0.5$	1.27%	1.73%	2.19%	2.65%	3.10%	3.14%	3.19%	3.23%	3.27%
$\gamma=1$	1.24%	1.72%	2.20%	2.68%	3.16%	3.21%	3.25%	3.30%	3.35%
$\gamma=5$	1.04%	1.63%	2.27%	2.97%	3.74%	3.82%	3.90%	3.98%	4.06%

- 注) ① 初期資本ストック 1 は修正黄金律を満たす定常状態の資本ストックで、初期資本ストック 5 は黄金律を満たす定常状態の資本ストックである。初期資本ストック 2~4 は $k_0 = (1-\alpha_1)k^{mg} + \alpha_1 k^g$ とし、 ω_1 を 0.25、0.50、0.75 と設定する。また、初期資本ストック 9 は動学的に非効率な定常状態の資本ストックで、初期資本ストック 6~8 は $k_0 = (1-\alpha_2)k^g + \alpha_2 \bar{k}$ とし、 ω_2 を 0.25、0.50、0.75 と設定する。
- ② 表欄内の数値は (ラムゼイ経済の同値消費 - 動学的に非効率な経済の同値消費) ÷ 動学的に非効率な経済の同値消費である。

第2章 雇用主の独占力、不完全な企業統治及び過剰資本蓄積について：中国経済のケース

2.1. イントロダクション

中国は 1978 年の改革開放政策の実施を契機として計画経済システムから市場経済へ移行して以来、著しい経済成長を遂げてきた。1978 年から 2011 年までの間の一人当たりの実質 GDP の年間平均成長率は 8.8% で、経済成長の「奇跡」と言っても過言ではない。しかし、2011 年において、家計消費対 GDP 割合は 1978 年の 48.8% に対して 33.8% に低下している一方、総資本形成対 GDP 割合は 1978 年の 38.2% から 48.6% まで跳ね上がった。高度な経済成長を尻目に、中国では過剰資本蓄積と過小消費が強いられている。本章では、過剰投資の原因及びそれに伴う厚生損失について理論的な観点より議論を進める。

労働市場が完全競争であると想定している経済では、支払われる賃金が競争賃金をわずかも下回れば、労働者は仕事をやめ、競争賃金を提供している企業に転職する。つまり、労働供給の個別企業賃金に対する弾力性は無限大である。しかし、過去 20 年の間に、企業側が労働力に対して独占力を有していることが労働経済学の分野で議論されるようになってきた。近年の文献では、雇用主の独占力の源泉について、労働者の持っている企業特定の技能は他の企業への転用が困難なこと、求職者は求人情報に対する限定された情報をしか有しないこと及び、雇用条件の差異が微小である場合には労働者はより有利な条件を提示する企業に転職しようとしなかったことなどが指摘されている (Barr and Roy, 2008)。労働市場において、雇用主が独占力を有する場合、賃金の支払いには限界原理が成り立たなくなる。この時、労働賃金は労働の限界生産性を下回る水準で過少に支払われる。Manning (2003) によれば、労働供給の賃金に対する弾力性がたとえ 5 であるときでも、賃金は労働の限界生産性より 17% 程度過少に支払われる。

事実、先行研究では中国における労働賃金の過少支払いの存在が指摘されてきた。例えば、Fleisher and Wang (2004) や Fleisher et al. (2011) などは、計測した労働の限界生産性が従業員の賃金水準よりはるかに高く、両者のギャップを用いて労働所得の過少支払いを示している。特に Fleisher et al. (2011) では教育水準の高い従業員の 2000 年の賃金水準は平均的に労働の限界生産性の 7.5% 程度しか占めず、教育水準の低い従業員の 2000 年の賃金水準は平均的に労働の限界生産性の 19.2% 程度を占めているとの計測結果を報告している。中国における労働の限界生産性と支払った賃金のギャップを用いて労働所

得の過少支払い現象を議論する先行研究としては他に Dong and Putterman (1996, 2000, 2002)、Parker(1999)、Yang and Zhou (1999)、Jefferson and Rawski (1994) 及び Jefferson et al. (1992) など数多くある。

標準的な新古典派経済成長モデルでは、完全競争の資本市場の下で企業（経営者）と家計（株主）が一体となって、家計の生涯効用を最大化するように消費と設備投資が最適に配分されている。しかし、現実には、企業経営者と投資家は必ずしも同じ目的関数を共有していない。特にコーポレートファイナンスの分野では、企業経営者が Empire-Building 性向を持っていることはしばしば指摘される。実際、Jensen(1986)、Stulz(1990)などは企業経営者と投資家の対立関係に注目し、豊富な内部資金があるとき、経営者は私的利益を図るために過剰な設備投資を行う傾向があるというフリーキャッシュフロー仮説 (Free Cash Flow Hypothesis) を提示している。つまり、コーポレートガバナンスが不完全な場合、企業経営者は自身の私的便益を優先し、投資家への利潤還元を怠り、内部資金を潤沢にして設備投資を積極的に行おうとする。このとき、投資家への配当が過少に支払われると同時に、過剰な資本投資がもたらされる (Dow et al. , 2005)。

中国企業の設備投資の資金調達に関する研究は近年に盛んに行われている。Allen et al. (2005)、Knight and Ding (2010) は、中国企業の投資資金調達手段は主に自己調達であり、特に私営企業の投資資金が内部資金に強く依存していることを示している。Song et al. (2011) は私営企業のみならず国有企業も、資本設備を投資する際に用いる資金のうち約半分が内部留保であることを指摘している。また、Poncet et al. (2010)や Guariglia et al. (2011)は中国の私営企業にとって銀行部門からの資金調達が難しく、設備投資する際、企業の内部資金に強く依存していることを厳密な計量分析を用いて明らかにしている。これらの研究はいずれも、中国企業が設備投資をする際に内部資金に大きく依存していることを明らかにしている。

また、中国企業の資本投資の非効率性を議論する研究は数多く存在する。Barnett and Brooks (2006) では 1990－2005 年の間に資本ストック対 GDP 比率が 1.8 余りから 2.4 強に拡大したことを示した上で、同期間に計測された資本ストックの限界生産性も一貫して大きく低減してきたという事実を基に、中国における資本投資の効率性が悪化したことを主張している。また、急増した企業の利潤が資本投資の大きな源泉であることを指摘している。マクロデータを用いて、資本投資の非効率性を議論する先行研究には、Rawski (2002)、Qin and Song (2009)、Gong and Lin (2008)、Wu (2007) などもある。企業データを用いて資本投資の非効率性を議論している研究には、Liu and Siu (2006)、Dollar and Wei (2007)、Lu et al. (2008)、Firth et al. (2008)、Hsieh and Klenow (2009)、Chen et al. (2010)、Ding et al. (2011)、Yang and Guariglia(2011)などがある。このうち、Yang and Guariglia(2011)では、中国企業の設備投資の非効率性について分析し、エージェンシーコストの高い企業においては、フリーキャッシュフローと過剰投資には正の相関があることを報告している。Ding et al. (2010) では、中国におけるすべてのタイプの企

業において過剰資本投資が観察され、企業経営の効率性がもっとも高いとされる私営企業の過剰投資の度合いがもっとも高いことが示されている。また、同論文はこの現象がフリーキャッシュフロー仮説によって説明できること、すなわち中国企業の過剰投資が豊富な内部留保に起因していることを主張している。これらの研究は、現在中国企業のコーポレートガバナンスが不完全であることを示唆している。さらに株主の権限を保護するための制度や法律の整備などが依然不十分で、加えて企業活動に対する政府からの関与もあり、中国においては企業統治の成熟度は他の発展途上国に比べても遅れているということが多くの研究で指摘されている (Allen et al. , 2005; Chen et al., 2011)。

本研究は、労働市場における雇用主の独占力と、資本市場における企業統治の不完全性を明示的に取り入れ、ラムゼイ経済と比較した場合に賃金の過少支払い、資本の過剰投資及び家計の過少消費という現象が同時発生するような理論モデルの構築を目指す。二つの市場の不完全性を同時に考察することで、単独では見いだせない新しい理論的知見を導出する。すなわち、今までの研究では、資本の過剰投資を主に資本市場の歪みに源泉を求めてきた。これに対し本章では買い手独占的な労働市場という歪みを新たに追加し、資本市場が完全競争から乖離して、さらに労働市場において企業の独占度合いが強い場合、経済は定常状態において資本ストックが黄金律を上回る非効率な成長経路に陥りうることを示す。

また、本章は中国経済分析に対して新しい視点を提供している。中国マクロ経済に関する近年の先行研究は、中国における政府関与や中国の国有企業の存在などに焦点を当てた分析を展開している。例えば、Song et al. (2011) は中国の高成長、安定した資本収益および巨額な外貨準備について、国有部門と私有部門を考慮した成長モデルを展開して説明している。Dekle and Vandenbroucke (2012) は二部門の成長モデルを展開し、生産性の向上と中国の政府部門規模の縮小を通じて農業部門から非農業部門への資源配分を説明している。また、Bajona and Chu (2010) では中国の WTO 加盟後に国有企業改革による厚生向上を分析している。過剰資本蓄積を分析する先行研究としては Zou (1991) がある。同研究では政府が消費と資本ストックの両方を最大化しようとすることを通じて、社会全体として過剰資本蓄積が生じてしまう現象を描写するモデルを提示している。しかし、Zou のモデルは 1952-1985 年の中国経済に対応している。1978 年の改革開放政策、特に 1990 年以降に市場経済がより一段と本格的に導入されたことによって、Zou のフレームワークはすでに中国の現状に沿わないものになっている。本章は、上述した先行研究と違い、市場経済への移行後の中国においても顕著な市場の不完全性があつた点に資本投資の非効率性の源泉を求めている。

さらに、本研究は中国における過剰資本蓄積を分析した顧 (2012) の延長線上にあるものでもある。顧 (2012) はまず、中国の高成長と同時に家計部門に対する資本所得・労働所得の過少支払いが生じていたことに注目し、企業部門に生じた大量の内部留保によって、過剰な資本投資がもたらされた可能性を指摘している。次に、Abel et al. (1989) が提示

した基準を適用し、中国経済は 90 年代以降に動学的に非効率な成長経路に陥っているという結果を示している。同研究では上記のような見解に基づいたシンプルな成長モデルを展開し、90 年代以降の中国経済において、家計は年率およそ 1% から 4% 程度の極めて大きな同値消費の劣化に相当する厚生費用を負担してきたことを論じている。しかし、顧のモデルでは、家計の最適化行動を厳密に考慮していないと同時に、過去の経済損失を議論することに止まっている。本章では、家計の動学的最適化行動を厳密に議論した上、過去の経済厚生損失を再評価した後、厚生改善のための政策実験も行った。

最後に本章で提示しているモデルは改革開放政策後の中国経済成長の主な経済変数の変動と整合的であり、家計が 1990 年代以降に大きな経済厚生損失を被っていることが議論される。また、企業優遇政策を是正することによって、家計厚生を改善を促した場合にどれだけの変化が起こるかという政策実験を行った。そのような政策がアナウンスと同時にすぐ実行される場合には、3.57% から 12.74% 経済厚生を向上させるという結果が得られた。

本章の構成は以下のとおりである。まず、第 2.2 節では本節で提示された見解に立脚した新たな経済成長モデルを構築する。第 2.3 節では、モデルのインプリケーションについて議論する。第 2.4 節では、厚生分析を行い、第 2.5 節では、本章で提示したモデルと中国経済の対応関係を検討する。最後に結論と課題を述べて、本章を結ぶ。

2.2. モデル

この節では前節で述べた問題意識に基づき、シンプルな成長モデルを提示していく。まず、労働市場において企業が独占力を持つ状況について説明する。次に、家計（株主）と企業（経営者）の対立関係があつて、企業統治が不完全な状況を記述していく。上述した 2 点を整理した上、標準的な新古典派成長モデルに組み入れて、モデルを展開する。

2.2.1 労働市場における企業の独占力

本章では、空間移動コストと起業費用を考慮したモデルを用いて、中国における雇用主の独占力を記述していく。雇用主の独占力の源泉について、労働者の持っている企業特定の技能は他の企業への転用が困難なこと、求職者は求人情報に対する限定された情報しか有しないこと及び、雇用条件の差異が微小である場合には労働者はより有利な条件を提示する企業に転職しようとしなないことなどが、先行研究では指摘されている（Barr and Roy, 2008）。中国経済における雇用主の独占力の由来には上述した側面も存在しているが、中国経済の独自の経済構造、人口移動管理制度及び企業を立ち上げる際の行政コストに起因している面が見逃せない。まず、中国は都市部門と農村部門とからなる経済の二重構造を有しており、戸籍制度により農村部から都市部への人口移動が制限されている。また、同制度の下で、農村部から出稼ぎの労働者には、都市部での生活が国の制度によって保障され

ておらず、都市部への移動は大きなコストを伴っている。社会全体の道路・鉄道などの社会インフラの整備も経済発展には追い付いていないため、後進地域の出稼ぎ労働者は一層大きな移動コストを強いられている。さらに、中国では新しい企業を立ち上げる時、地方政府による参入規制や煩雑な行政手続き及び役人への賄賂があり、起業費用も大きい。

Barr and Roy (2008) は Salop (1979) の空間構造に基づく財市場の独占的競争モデルを、雇用主が独占力を有する労働市場に応用している。本章の目的は過剰資本蓄積を一般均衡モデルより導くところにあり、そのため買い手独占的な労働市場のミクロ的基礎として Barr and Roy (2008) のモデルを採用する¹⁹。

従業員と企業

経済には $\bar{L}$ の労働力人口が存在する。人口は円周 1 の円に一樣に分布していると仮定する。また、この経済には N_t の企業が存在する。企業は $x+1/N_t$ 、 $x+2/N_t$ 、 $\dots$ 、 $x+(N_t-1)/N_t$ のように均等に円周上に分布されている。企業は以下のような生産関数を持っている。

$$Y_m = \begin{cases} AK_m^\alpha L_m^{1-\alpha} & \text{if } K_m \geq 0 \text{ and } L_m \geq F \\ 0 & \text{others} \end{cases} \quad (2-1)$$

F は生産活動を行う上で必要最小限の労働力を表す。本章ではこの F を、企業を立ち上げる際の起業費用と解釈する。買い手独占的な労働市場では、賃金の過少支払いが生じるが、従業員がこの過少支払いを嫌って、企業を辞めて各自にビジネスを開くことは、 F の制約により不可能である。従って、 F は労働市場における企業の独占力の一つの源泉である。中国では新しい企業を立ち上げる時、地方政府による参入規制や煩雑な行政手続き及び役人への賄賂があり、起業費用を表す F は大きな値を取ることが考えられる。 K_{nt} は生産に用いる資本ストックである。 α は資本弾力性であり、 A は生産技術を表すパラメータで、本章ではそれぞれ一定と仮定する。

従業員は企業に出勤するために移動コストを支払うことを仮定する。もし従業員と企業の距離が d であれば、 βd の労働力が移動に費やされなくてはならない。僅かな賃金過少支払いであれば、従業員は高い移動コストを支払って遠い企業に転職するより、現職にとどまる可能性が生じる。つまり、移動コストは本章における労働市場の買い手独占のもう一つの源泉である。実際には、このコストは出稼ぎ労働者にとって農村部から都市部への「物理的」な移動コストに対応するものと解釈できる。また、近年において、中国都市部で若者を中心に高い失業率となっている原因として、若者の理想の職をなかなか見つけられないことがしばしば指摘されている。そのような観点からは、 βd は労働者が就職する職業に対する選好を表す「心理的」なコストとみなすこともできる (Horizontal Job

¹⁹ Salop (1979) の空間構造に基づいた労働市場の雇用主の独占力を描写しているモデルとして、他にも Bhaskar and To (1999, 2003) がある。なお、この小節でのモデルは Barr and Roy (2008) のエッセンスを抽出して記述されており、詳細については原論文を参照されたい。

Differentiation ; Bhaskar and To, 1999)。各労働者は 1 単位の労働力を持つものとし、 w_{nt} は企業 n の労働賃金である。従って、 $(1 - \beta d)$ w_{nt} は最終的に従業員が受け取った労働賃金となる。

円周上では、企業 n と企業 $n-1$ もしくは企業 $n+1$ との距離は $1/N_t$ である。ある従業員にとって企業 n までの距離が d_{nt} と仮定すると、企業 $n+1$ までの距離は $(1/N_t) - d_{nt}$ である。従業員にとって企業 n と企業 $n+1$ で働くことが無差別となるには、 $(1 - \beta d_{nt}) w_{nt} = [1 - \beta ((1/N_t) - d_{nt})] w_t$ が満たされなければならない。ただし、 w_t は他の企業が提供する労働賃金である。この関係を変形すると、 d_{nt} についての (2-2) 式が得られる。このとき、企業 n に働きに行く従業員の数は $2\bar{L}d_{nt}$ となる。

$$d_{nt} = \frac{w_{nt} - \left(1 - \frac{\beta}{N_t}\right) w_t}{\beta(w_{nt} + w_t)} \quad (2-2)$$

企業 n への距離が s であれば、従業員が移動するために βs 単位の労働力が費やされる。

企業 n で働く従業員は $2\bar{L}d_{nt}$ であるため、企業 n に移動するコストは

$$T_{nt} = 2\bar{L} \int_0^{d_{nt}} \beta s ds = \bar{L} \beta d_{nt}^2 \quad (2-3)$$

である。

移動に費やす労働力を引くと、実際に生産に用いる労働力を求めることができる。

$$L_{nt} = 2\bar{L}d_{nt} - \bar{L} \beta d_{nt}^2 = \bar{L} (2d_{nt} - \beta d_{nt}^2) \quad \text{ただし、} 2N_t > \beta \text{ と仮定する。} \quad (2-4)$$

企業 n に対する労働供給の弾力性は (2-5) 式のように求められる。

$$\varepsilon_{nt} \equiv \frac{w_{nt}}{L_{nt}} \cdot \frac{\partial L_{nt}}{\partial w_{nt}} = \frac{2(1 - \beta d_{nt}) \left(2 - \frac{\beta}{N_t}\right) w_{nt} w_t}{\beta (2d_{nt} - \beta d_{nt}^2) (w_{nt} + w_t)^2} > 0 \quad (2-5)$$

雇用主の独占的な労働市場の下で、企業の利潤最大化問題は以下のように表される。

$$\pi_{nt} = Y_{nt} - w_{nt} L_{nt} - r_{nt} K_{nt} \quad (2-6)$$

一階条件より、 $(w_{nt}^* - w_{nt})/w_{nt} = 1/\varepsilon_{nt}$ が得られる。 w_{nt}^* は企業 n の労働限界生産性を表す。 $(w_{nt}^* - w_{nt})/w_{nt}$ は労働の限界生産性と実効賃金の関係を示す企業の Monopsony Wedge で

ある。Monopsony Wedge は企業の独占力の度合いを近似的に表しており、従って独占力は労働供給の弾力性の減少関数であることが確認できる。

自由参入の条件の下では、

$$L_m = \bar{L} (2d_m - \beta d_m^2) = F \quad (2-7)$$

が満たさなければならない。F の存在により、たとえ自由参入であっても、企業の独占利潤が保障されていることが確認できる。これを d_{nt} について解くと、従業員と企業の距離 d_{nt} は (2-8) 式のように求めることができ、なおかつ d_{nt} が正であることを示すことができる。

$$d_m = d = \frac{1}{\beta} \cdot \left(1 - \sqrt{1 - \frac{\beta F}{\bar{L}}} \right) \quad (2-8)$$

対称均衡

対称均衡において、各地方の均衡企業数は、

$$N_t = N = \frac{1}{2d} = \frac{\beta}{2} \left(1 - \sqrt{1 - \frac{\beta F}{\bar{L}}} \right)^{-1} \quad \text{ただし、} \beta F < \bar{L} \text{ と仮定する。} \quad (2-9)$$

となる。さらに、対称均衡における労働供給弾力性は、

$$\varepsilon_m = \varepsilon = \frac{\bar{L}}{\beta F} - 1 > 0 \quad (2-10)$$

のように得られる。 $1 > \beta F / \bar{L} > 0$ は労働市場の独占力の存在を保証する一方、 $\beta F / \bar{L} = 0$ の時、労働市場は完全競争となる。対称均衡において、従業員の実効賃金は

$$w_m = w_t = \frac{\varepsilon}{1 + \varepsilon} w_t^* = \left(1 - \frac{\beta F}{\bar{L}} \right) w_t^* \quad (2-11)$$

である。 $0 < \frac{\beta F}{\bar{L}} < 1$ が満たされている限り、従業員の実効賃金が労働の限界生産性を下回っている水準で過少に支払われることは確認できる。同時に労働市場において独占力を持つ企業は、 $\pi = \frac{\beta F}{\bar{L}} w_t^*$ の独占利潤を得ることになる。 $\frac{\beta F}{\bar{L}}$ は賃金過小支払いの度合いとして解釈できる。

(2-11) 式から分かるように、労働市場をより完全競争にさせるために、移動コストの β を減らせば、つまり、社会全体の道路・鉄道などの社会インフラの整備や戸籍制度より生じている出稼ぎの差別的な待遇を改善することにより、企業の買い手独占力を低下させ

ることができる。また、地方政府による参入規制の撤廃、行政手続きの簡略化と透明化を通じて、起業費用を表す F を低下させることも企業の買い手独占力の緩和につながると考えられる。さらに、戸籍制度による人口移動の制限を緩和することによって、労働市場の労働力人口 $\bar{L}$ を増加させる政策も有効である^{20 21}。

また、実際に生産に用いる労働力は、従業員が企業に通勤するために費やした労働力を除いたものとなる。対称均衡において、生産に用いられる労働力の割合は以下のように求められる。

$$\mu = \frac{NF}{\bar{L}} = \frac{N\bar{L}(2d - \beta d^2)}{2d\bar{L}} = 1 - \beta \frac{d}{2} = \frac{1}{2} \left(1 + \sqrt{1 - \frac{\beta F}{\bar{L}}} \right) < 1 \quad (2-12)$$

この場合、一人当たりの生産関数は以下のように書き換えられる（導出については補論を参照されたい）。

$$y_t = \mu^{1-\alpha} k_t^\alpha \quad \text{ただし、} k_t = k_t^C + k_t^H \quad (2-13)$$

k_t^C は一人当たりの企業資本ストックで、 k_t^H は一人当たりの家計資本ストックを表す。実際に生産に用いる資本ストックは、家計資本ストックと企業資本ストックの合計 k_t である。詳しくは後述する。

2.2.2 不完全な企業統治

中国の企業統治のあり方は、経済成長と経済改革に伴って大きく変貌し、今日に至るまでに、伝統モデル（1949–1984 年）、移行モデル（1984–1993 年）及び現代企業モデル（1993–現在）といった 3 つの段階を経て、改革されてきた（Schipani and Liu, 2002; Cheung et al., 2010）。特に、1993 年以降の現代企業モデルの期間においては、先進的な企業統治方式の導入や株式市場の推進及び、関連する法律の制定・改定などを通じて、企業経営効率の改善が見られた。しかし、中国の企業統治は依然不完全であることは、近年多くの先行研究で指摘されている。

2.2.2.1 企業経営者の Empire-Building 性向

政府が引き続き多くの上場企業を支配していることは、中国の企業統治の効率性を阻害する要因として多くの研究によって指摘されている。Qiang (2003) は、2001 年末に上場企業の 84% は最終的に政府に支配されていることを報告している。Yang et al. (2011) では、2009 年末に 5 割以上の企業は依然政府に保有されていることを指摘している。特に近年では地方政府の官僚昇進は当該地域の GDP 成長にリンクし、企業による活発な投資行動

²⁰ 中国における雇用主の独占力の源泉については、本章で提示した要因以外にも多く存在すると考えられる。例えば、企業誘致する際に人件費コストを抑えようとする地方政府の意図であることが指摘されている。今後、中国における雇用主の独占力の源泉を一層に探究する研究が望まれる。

²¹ Helsley and Strange (1990)、Kim (1990)、及び Duranton and Puga (2003) など示しているように、労働人口の増加はより多くの企業の参入をもたらす。企業数の増加は、また労働市場における企業間の競争を促進するため、結果として労働賃金が上昇する。

を促す傾向があることがしばしば指摘されている (Li and Zhou, 2005)。このような状況では、政府による企業経営は利潤最大化行動から逸脱し、資本投資の効率性が阻害される (Chen et al, 2011)。

また、株式市場を通じた企業統治が有効に機能していないと考えられる。例えば、中国で発行されている株式の中の約 3 分の 2 は非流通株である (Yang et al. , 2011; Lin, 2001; Yeh et al. , 2009; Schipani and Liu, 2002)。非流通株は政府の承認を得て、政府機関や法人及び外国投資機関の間の私的交渉に基づいた転売しか認められていない。非流通株の存在は株式市場の価格形成メカニズムを阻害し、企業統治や資源配分の効率性を蝕む。2005 年 4 月に非流通株に関する改革が実施されたが、その効果がまだはっきり表れていないのが現状である。Yeh et al. (2009) によると、改革前に非流通株の割合は 62.4%であったが、改革後もわずか 51.7%にしか減少していない。さらに、中国で発行している株式は、概ね 3 分の 1 が政府機関に所有され、3 分の 1 は法人に所有され、残りの 3 分の 1 は個人投資家に所有されている。Xu and Wang (1999) によれば、1995 年に会社の株式の 3 分の 1 を保有している個人投資家は取締役会の 0.3%の席数しか占めていない。自身の利益が十分に保証されないため、個人投資家はフリーライダーとなり、短期的な投機行動を選択している (Qi et al. , 2000) ²²。

つまり、地方政府が GDP 競争に勝ち抜くために、管轄内の企業に活発な投資行動を促している。また、株主による企業統治の支配権は、政府による株式の保有や大量な非流通株の存在により著しく阻害されている。このような状況下では、企業経営者は株主の利益最大化より、自身の私的便益のため、内部留保を用いて資本投資を過剰に行うような Empire-Building 性向が生まれやすい。

近年、企業財務データの公開に伴い、企業レベルのデータを用いた企業統治の効率性を分析する研究が数多く行われている。Yang and Guariglia (2011) は、中国の上場企業の設備投資の非効率性について分析し、エージェンシーコストの高い企業においては、フリーキャッシュフローと過剰投資の間に正の相関があることを報告している。つまり、中国の上場企業において企業統治が不完全な時、企業経営者は私的便益のために過剰投資行動を行っていることが生じていることを示唆する。さらに、Ding et al. (2010) は、100,000 にも及ぶ中国の上場・非上場企業の 2000-2007 年のパネル・データを用いて、中国においてすべてのタイプの企業に過剰投資が観察され、企業経営の効率性がもっとも高いとされる私営企業の過剰投資の度合いがもっとも高いことを報告している。この現象はフリーキャッシュフロー仮説に対応しており、同論文は中国企業の過剰投資が豊富な内部留保に起因していることを主張している。従って、中国における企業統治の不完全性は上場企業においても非上場企業においても普遍的な現象として生じていると考えられる。

²² Grossman and Hart (1980) は、個人投資家の株式保有が十分に分散している場合に、企業経営陣を監視する個人投資家の能力及びインセンティブが欠落してしまうことを、フリーライダー問題 (Classic Free-Rider Problem) と呼んでいる。

2.2.2.2 企業経営者の特権利益

1993年に制定された会社法では、中国の上場企業に対して取締役会と監督役会の両方の設置を要求している。監督役会は取締役会から独立し、取締役会を監視する義務を負っている。しかし、監督役会には、取締役やマネージャーなどを選ぶ権限がなく、取締役会の経営方針の賛否を表明する投票権も有していない。従って、中国上場企業の監督役会の果たす機能には限界がある。加えて、政府が保有している上場企業の監督役会の委員長はしばしば政府の関係者であり、経営能力と経験も不足している（Yang et al., 2011）。Chen et al. (2009)で指摘しているように、監督役会は企業の統治効率を向上させる効果が乏しく、形骸化している。

中国では2001年に社外取締役制度を導入し、すべての上場企業に対して社外取締役の設置を要求している。社外取締役には企業の経営及び投資計画に対する投票権が付与され、企業統治の健全化や中小株主利益の保護という機能が期待される。しかし、Qiu and Yao (2009)とLiao et al. (2009a, b)などは、社外取締役の独立性が必ずしも保証されず、社外取締役制度は企業統治の効率性への寄与が観察されていないことを報告している。

さらに、中国の現行法制度の実行力も不十分であることは多くの研究で指摘されている（Braendle et al., 2005; Liu, 2006）。例えば、Lin (2001)では、小株主にとって訴訟コストが高いこと、小株主はしばしば自分の法律権利について無知であること、また地方裁判所は企業内部の利害紛糾への関与が積極的でないことを挙げて、中国の司法制度は十分に機能していないことを主張している。また、Chen (2003)は上場企業の実績が地方政府の評価基準の一つとなっており、小株主の利益が司法制度に守られにくい側面があることを議論している。

以上のような先行研究の分析結果から、中国の上場企業の内部において経営者の行動を十分に監視できるメカニズムが確立されていないことが言えよう。加えて、法律の実行力にも支障が生じており、中国の企業経営者にとって企業の内部留保より特権利益を獲得しやすい環境となっている。実際、中国の企業経営者は多くの特権利益を受けていることが最近の研究によって明らかにされている。Kato and Long (2006)は中国企業経営者の特権収入が彼らの全報酬(現金収入と役得の合計)の15%から32%を占めていると推計している。また、Adithipyangkul et al. (2011)はトップ3位の企業経営者の総現金報酬がメディアンで僅か30万人民元であるのに対して、企業経営者の特権収入がメディアンで139万人民元となっていることを報告している。いずれの研究からも、中国企業の経営陣は正式な現金報酬以外に多くの特権利益を受けていることが分かる²³。

²³ Kato and Long (2006)では、専用車と住宅補助を企業経営者の特権利益として推計している。一方、Adithipyangkul et al. (2011)では、二通りの企業経営者特権利益を計測している。一つ目は食事、旅行、会社車、交際費、通信費及び娯楽費が含まれている。二つ目は食事、旅行及び娯楽費のみを含んでいる。なお、本章では、一つ目の特権利益の推計結果を報告している。

2.2.2.3 企業行動

2.2.2.1 小節と 2.2.2.2 小節の議論に基づき、本章では標準的な新古典派成長モデルと違い、家計（株主）と企業（経営者）が対立している状況を考えていく。家計は資本ストックを企業にレンタルし、毎期に資本レンタル料を受け取る。資本ストックのレンタル料は資本の限界生産性に等しくなる。つまり、本章では資本収入に関しては限界原理が成立していることを仮定している。

家計が企業経営を企業経営者に一任した結果、企業活動より発生した所得は以下のように家計と企業の間で配分されるものと仮定する。家計は労働の限界生産性を下回る水準の労働賃金しか受け取らない一方、労働市場で独占力を持つ企業は、労働の限界生産性と実効賃金の差分である独占利潤を得ている。家計は毎期に所有している資本ストックを企業にレンタルし、資本収入を受け取る。同時に企業も資本ストックを蓄積していくが、企業経営者は Empire-Building 性向を持っており、企業価値を最大化するように設備投資行動を行うのではなく、あくまで資本設備を過剰に蓄積しようとするものと仮定する。また、企業経営者の特権利益を表すために、企業経営者の特権利益を表すパラメータ $1-\zeta$ を導入する。すなわち、毎期に企業経営者は保有する資本ストックからの収入と独占利潤の一定割合を自身の特権利益に回すものと仮定されている（以下ではこれを私物化と呼ぶ）。残りが企業による資本蓄積に用いられる。もし、 $\zeta=1$ ならば、企業経営者は Empire-Building 性向の下で、企業の資本ストックを忠実に蓄積していく。もし、 $0<\zeta<1$ ならば、企業経営者は企業の資本収入と労働市場で得られた独占利潤の一部を私物化していく。従って、 $1-\zeta$ は企業経営者の私物化の度合いを表す。

上述を踏まえて、企業資本ストックの遷移式は以下のように定式化される。

$$\dot{k}(t)^C = \zeta \left(r(t)k(t)^C + \pi(t) \right) - \delta k(t)^C \quad (2-14)$$

ただし、 $k(t)^C$ は一人当たり企業の資本ストックである。企業は、減耗後の企業資本ストック $k(t)^C$ 、企業の資本収入 $r(t)k(t)^C$ 及び労働市場で得られた独占利潤 $\pi(t)$ を用いて、資本ストックを蓄積していく²⁴。

2.2.3 家計の最適行動

2.2.1 と 2.2.2 小節では、雇用主の独占的な労働市場と、企業の不完全統治の状況を記述してきた。以下では家計の最適化行動を考慮し、動学的一般均衡モデルを構築していく。

モデルの設定は、労働市場における雇用主の独占力と資本市場における不完全的な企業統治以外は、標準的な新古典派成長モデルと大きく変わらない。ここでは技術進歩と人口

²⁴ 本章では、Dow et al. (2005) や Philippon (2006) を踏襲し、企業経営者の投資性向について明示的にミクロ基礎を提示していない。中国経済の場合、企業経営者の投資性向について Jensen (1986) や Stulz (1990) など提示した企業経営者の私的利益以外に、経済成長を重視する地方政府と企業の間で契約関係があるなど他の独自の要因も含まれると考えられる。今後の研究課題にしたい。

成長はないものと仮定する。

家計の生涯効用は以下のように定義する。

$$Max_{[k(t)^H, c(t)]_{t=0}^{\infty}} \int_0^{\infty} \frac{c(t)^{1-\gamma}}{1-\gamma} e^{-\rho t} dt \quad (2-15)$$

$c(t)$ は一人当たりの家計消費で、 $k(t)^H$ は一人当たり家計の資本ストックである。 γ は消費の異時点間代替の弾力性の逆数で、 ρ は時間選好率を表す。家計の予算制約は、

$$\dot{k}(t)^H = w(t) + (r(t) - \delta)k(t)^H - c(t) \quad (2-16)$$

である。ただし、 $w(t)$ は実効賃金で、 $r(t)$ は資本のレンタル料である。

企業も資本蓄積していくため、資本ストックは2種類ある。実際に生産に用いる資本ストックは、家計資本ストックと企業資本ストックの合計である。雇用主の独占的な労働市場より、家計が受け取る実効労働賃金は以下のように決定される。

$$w(t) = \left(1 - \frac{\beta F}{L}\right) \mu^{1-\alpha} (1-\alpha) \left(k(t)^H + k(t)^C\right)^{\alpha} \quad (2-17)$$

資本収入に当たる資本レンタル料は、資本の限界生産性に応じて支払われる。ただし、家計が得る資本レンタル料は家計の資本ストック分のみである。また、資本の限界生産性は

$$r(t) = \alpha \mu^{1-\alpha} \left(k(t)^H + k(t)^C\right)^{\alpha-1} \quad (2-18)$$

と書ける。

この経済では、家計には労働賃金が過少に支払われると同時に、資本収入も家計の資本ストック分のみ分配されている。以下では、家計部門が個別単位ではなく、集団で意思決定することを仮定する。通常の成長モデルと違い、この仮定の下では、家計は企業との対立関係を踏まえて賃金と資本レンタル料を所与とせず、最適化行動を行う。予算制約のもとで、当期価値ハミルトニアンを設定すると、家計の最適行動の一階条件は、

$$\dot{c}(t) = \left\{ \rho - \left[w'(t) + r'(t)k(t)^H + r(t) - \delta \right] \right\} \left(-\frac{1}{\gamma} \right) c(t) \quad (2-19)$$

として求められる（家計の最適化のための条件の導出は補論を参照）。ただし、 $w(t)'$ と $r(t)'$ は $k^H(t)$ に関する微分を表す。

2.2.4 定常状態分析

この小節では、定常状態において社会全体の資本ストックは過剰に蓄積されるか否か、

また過剰蓄積が生じるとしたら、その度合いはどの程度になるかを数値的に示していく。定常状態の資本ストックは、定常状態における家計のオイラー方程式と企業資本ストックの遷移式の2本の方程式から求められる。

$$\rho - \left[\bar{w}' + \bar{r}' \bar{k}^H + \bar{r} - \delta \right] = 0 \quad (2-20)$$

$$\zeta \left(\bar{r} \bar{k}^C + \bar{\pi} \right) - \delta \bar{k}^C = 0 \quad (2-21)$$

上にバーを付いている変数は定常状態を表す。パラメータに値を指定すれば、2本の連立方程式より定常状態の資本ストックの値が計算できる。

時間選好率を0.04に、資本弾力性を0.25に、また資本減耗率を0.1と仮定する。この設定のもとで、ベンチマークとなるラムゼイ経済においては、資本ストックの修正黄金律が2.167で、黄金律が3.393という値が得られる^{25 26}。

次に労働市場が買い手独占の状況にあり、実効賃金が労働限界生産性を下回った水準で支払われるような状況について検討する。過小支払いの度合い $\beta F/\bar{L}$ について、2%、5%、7%、10%、12%及び15%と想定する。また、企業経営者の私物化の度合い $1-\zeta$ は、0、0.05、0.1、0.15、0.2、0.25及び0.3に指定する。これらのパラメータの値の下での定常状態における資本ストックの計算結果は、表2-1で報告されている。

ζ が1に近い時、僅かな賃金過小支払いがあれば、黄金律を超える資本蓄積が生じる²⁷。 ζ が1から大きく離れると、つまり、企業の資本収入と労働市場で得られた独占利潤の私物化の割合が大きい場合には、具体的にはおよそ7%を超える賃金過小支払いがある時、黄金律を超える資本蓄積が生じる。また黄金律を上回る過剰資本蓄積の経済では、定常状態において企業の資本ストックは家計の資本ストックを約倍以上に上回っている²⁸。

賃金過少支払いの度合い及び ζ の値によって、定常状態において家計資本ストックが企業資本ストックを上回る場合と、企業資本ストックが家計資本ストックを上回る場合がある。このモデルでは、家計の資本ストックと企業の資本ストックが同質となっているため、家計が貯蓄しても、企業が貯蓄しても、生産過程において資本ストックとしての役割は同じである。家計としては、自分が貯蓄しなくても、企業が資本を蓄積してくれれば、生産活動ができる。そのため、定常状態において企業資本ストックが家計の資本ストックを上回るようなことが生じ得る。一方、企業経営者による私物化の割合が大きければ、賃金過

²⁵ 厳密にはソローモデルの定常状態において、消費を最大にする資本蓄積水準が黄金律と呼ばれている。

²⁶ 本章のモデルでは、買い手独占的な労働市場の場合に労働移動コストを伴っている。つまり、実際に生産に用いる労働力は労働者の持つ全労働力より少ない。表2-1では労働移動コストを考慮した修正黄金律と黄金律を満たす定常状態の資本ストックも報告している。

²⁷ 本章でのモデルは家計と企業経営者を明示的に組み入れており、通常の代表的個人モデルから導かれた黄金律とは違っていることに注意されたい。

²⁸ 表2-1に空欄となっているセルは定常状態において家計の資本ストックは負となるケースである。これは家計が企業の資本蓄積を取り崩して消費に回していることを意味する。しかし、借入非負制約及びNo-Ponzi Gameに反するため、本章では、定常状態において家計の資本ストックが正となるケースに限定して議論を進める。

小支払いの度合いが小さい時、家計は企業経営者の私物化によるロスを補うように、積極的に自ら貯蓄し、この時に家計の資本ストックが企業の資本ストックを上回っている。しかし、過小支払いの度合いが大きければ、資本ストックの増加に伴う賃金上昇の効果が顕著化して、定常状態において企業資本ストックがやはり家計の資本ストックを上回るようになる。次の定理 1 では、定常状態において家計資本ストックが企業資本ストックを上回るような ζ の値を提示する。

定理 1 :

$$\zeta < \frac{\delta \bar{k}^H}{\frac{\beta F}{\bar{L}} \bar{w}^* + \bar{r} \bar{k}^H} \quad (2-22)$$

が満たされれば、定常状態において家計資本ストックは企業資本ストックを上回る。

(証明) 補論を参照のこと。

2.3. モデルのインプリケーション

第 2.2.4 小節では、賃金の過少支払いと不完全な企業統治がある場合、資本ストックが定常状態において過剰に蓄積されていることが確認できた。この節では、数値計算を行い、経済変数の動学的挙動を調べると同時に、本章で提示しているモデルのインプリケーションについて議論する。

本章のモデルは、家計資本ストックと企業資本ストック、及び家計消費という 3 変数から構成される。数値計算でよく用いられるシューティングアルゴリズムは、3 次元の場合には実行するのが困難になる (2 変数をシュートする必要があり、2 次元のプログラミングが複雑である)。この困難を解消するために、Brunner and Strulik (2002) が提示した Backward Integration という手法を使う。Backward Integration は定常状態から初期時点に向かって、問題を後向きに解く。逆向きに解いて得た結果を時間順に並べ替えれば、初期時点から定常状態までの経済変数の挙動を調べることが可能である。また、収束期間を事前に決めておくシューティングアルゴリズムと違って、Backward Integration では初期時点に辿りつく所要期間数が内生的に決まる (Backward Integration の実行については補論を参照されたい)。

1978 年以前において、中国の資本ストックはすべて国によって所有され、家計には貯蓄がほとんどなかった。一方、1978 年の改革開放政策により、計画経済システムから市場経済への転換に伴って、中国の家計は自ら貯蓄することになった。本章の目的は 1978 年以降の中国における資本過剰蓄積を分析することであり、以上のような歴史的経緯を踏まえて

モデルの数値計算では初期時点の家計資本ストックが0であることを仮定する。

以下での数値計算のベンチマークとなるパラメータを $\rho=0.04$ 、 $\alpha=0.25$ 、 $\delta=0.1$ 、 $\gamma=1$ に設定する。さらに、労働過小支払い度合いが 0.05 で、経営者私物化度合いが 0.25 であると仮定した場合の各経済変数の動学経路が図 2-1 で示されている。

この場合、定常状態において家計資本ストックが 1.535、企業資本ストックが 1.665 で、社会全体資本ストックが 3.200 である。定常状態における家計消費は 0.949 となる。初期時点においては、家計資本ストックが 0、企業資本ストックが 1.273 で、家計消費が 0.491 であった。ベンチマークの設定でラムゼイ経済の黄金律を満たす資本ストックが 3.393、修正黄金律が 2.167 であるため、このケースでは、社会全体からみると、資本ストックは黄金律の水準よりは下だが、修正黄金律を上回って過剰に蓄積されている。

次に図 2-2 はベンチマークの設定で、労働賃金過小支払い度合いが 0.08 で、経営者私物化度合いが 0.25 である場合の各経済変数の動学経路をプロットしている。この場合、定常状態において家計資本ストックが 1.174、企業資本ストックが 2.255 で、社会全体資本ストックが 3.429 である。定常状態における家計消費は 0.922 となる。初期時点においては、家計資本ストックが 0、企業資本ストックが 1.909 で、家計消費が 0.594 であった。ラムゼイ経済の黄金律を満たす資本ストックは 3.393 であるため、このケースでは、社会全体からみると資本ストックは黄金律さえも上回るように過剰に蓄積されている。

本モデルでは、雇用主の独占的な労働市場によって、企業には独占利潤がもたらされ、この独占利潤が企業資本ストックへの投資に用いられている。この結果として、過剰な資本蓄積が生み出されている。そのため労働市場における企業の独占力もしくは、賃金の過小支払いの度合いが充分強ければ、経済は定常状態において資本ストックが黄金律を上回る非効率な成長経路に導かれる。つまり、企業の不完全統治に加えて、買い手独占的な労働市場が存在するとき、経済は黄金律を上回る非効率な成長経路を生み出し得るのである。

このような労働市場の歪みの重要性を明らかにするため、次に仮に労働市場が完全競争的で、企業経営者の Empire-Building 性向のみが存在する経済に焦点を当てて、分析を行ってみよう。まず、経営者の私物化がないケースを分析し、次に経営者の私物化がある場合を考える。ベンチマークの設定で、労働過小支払い度合いが 0 で、経営者私物化度合いも 0 である場合の経済変数の動学的挙動を図 2-3 に示している。この場合、初期時点において家計資本ストックが 0、企業資本ストックが 1.273 で、家計消費が 0.526 である。定常状態においては家計消費が 1.018、家計資本ストックが 1.583 で、企業資本ストックが 1.810 で、よって社会全体の資本ストックは 3.393 である。同様なパラメータの設定では黄金律での資本ストックが 3.393 であるため、定常状態においてこのケースの社会全体資本ストックはちょうど黄金律に一致している。事実、次の定理を解析的に示すことができる。

定理 2：労働過小支払い度合いが 0 で、経営者私物化度合いも 0 である場合、定常状態において、資本ストックは黄金律を満たしている。

（証明）補論を参照のこと。

次に $\rho = 0.04$ 、 $\alpha = 0.25$ 、 $\delta = 0.1$ 、 $\gamma = 1$ を想定し、労働過小支払い度合いが 0 で、経営者私物化度合いが 0.25 である場合の経済変数の動学的挙動を図 2-4 に示している。

初期時点において家計資本ストックが 0、企業資本ストックが 0.045 で、家計消費は 0.122 である。定常状態においては家計消費が 0.997、家計資本ストックが 2.158 で、企業資本ストックが 0.155 で、よって社会全体の資本ストックは 2.313 である。この場合、資本ストックは黄金律の 3.393 を下回り、修正黄金律の 2.167 を上回っている。つまり、労働賃金の過小支払いがない経済において、経営者による利潤の私物化が存在することはかえって相対的に効率的な資本ストック蓄積をもたらしている。本章のモデルでは企業資本ストックと家計の資本ストックは生産活動においては同質である。この場合、家計は経営者の私物化を穴埋める形で貯蓄しようとし、家計の資本ストックを増やそうとする。これにより、定常状態において家計の資本ストックは企業の資本ストックを上回る。非効率性を引き起こす企業資本ストックの量が相対的に少ないため、社会全体から見た資本ストックの蓄積の非効率性の程度は相対的に弱まっている。事実、定常状態に関して次のことを証明できる。

定理 3：労働過小支払い度合いが 0 で、経営者による私物化が存在する場合、定常状態において、資本ストックは黄金律を下回っている。

また、

$$\zeta = \frac{\delta}{\rho + \delta} \quad (2-23)$$

を満たす時、社会全体の資本ストックの水準は、修正黄金律に等しくなる。

さらに、

$$\zeta < \frac{\delta}{\rho + \delta} \quad (2-24)$$

を満たす時、社会全体の資本ストックは修正黄金律を下回る。

（証明）補論を参照のこと。

以上では、企業資本ストックから生まれた資本収入は企業に帰属して、企業経営者の Empire-Building 性向より、それが企業設備投資に用いられる状況を考えてきた。次に、家計（株主）と企業（経営者）には対立関係が存在しない場合の経済について考える。

本章のモデルでは、企業統治が完全であるというのは、以下のような状況を指している。まず、雇用主の買い手独占的な労働市場で得られた独占利潤は、企業から家計に返される。

また、家計と企業が一体となっているので、両者の資本ストックに区別はなく一種類のみとなる。企業経営者は企業価値を最大化するように最適な資本投資行動を行う。つまり、家計と企業には対立関係が存在しない場合、経済はラムゼイ経済に帰着するのである²⁹ ³⁰。従って、過剰資本蓄積を回避するには、家計と企業の対立関係をなくすような資本市場の改革が必要であることが示唆される。

以上の分析をまとめると、本章のモデルより4つのインプリケーションが得られる。第一に、雇用主の独占的労働市場と企業経営者の Empire-Building 性向の両方が存在する場合、経済は定常状態で過剰な資本蓄積をもたらすような成長経路を辿る。ただし後者のみでは定常状態において資本ストックが黄金律を上回る非効率な成長経路を生み出すには不十分である。労働賃金の過小支払いが存在し、その度合いが十分に大きい場合に限り、経済は黄金律を上回る非効率な成長経路に陥り得る。この意味において、労働市場の歪みは、顧（2012）などで報告されている中国経済の動学的非効率性を説明するために必要不可欠の要素である³¹。

第二に、労働賃金の過小支払い度合いが0で、経営者私物化度合いも0である場合、定常状態において黄金律を満たす資本蓄積がもたらされる。第三に、労働賃金の過小支払い度合いが0で、経営者私物化が存在する場合には、経済は黄金律を下回る成長経路を辿るが、定常状態における資本ストックの水準が修正黄金律を上回るかどうかは、経営者による私物化の度合いに応じて変化する。

四点目としては、もし家計と企業の対立関係がない場合、すなわち企業資本収入が全額家計に返されるような場合には、経済はラムゼイ経済に帰着する。たとえ企業には労働市場において独占力があつたとしても、事後的に独占利潤が家計に返される限りにおいて、資本蓄積における歪みは解消されるのである。これは本モデルにおいて家計が個別経済主体としてではなく、家計部門全体の集合体として最適化行動を行うと仮定されていることの帰結である。

2.4. 厚生分析

本章の分析の特色は、顧（2012）で検討した資本の過剰資本蓄積に加えて、家計の過少

²⁹ ただ、買い手独占的な労働市場において、労働移動のコストが発生しており、完全競争の労働市場を想定するラムゼイ経済より定常状態において資本ストック水準が低く、生産水準も低くなることを注意されたい。

³⁰ 本章は人的資本ストックを考慮していない。Barr and Roy（2008）は、独占的な労働市場における賃金の過小支払いは、人的資本ストックの蓄積を阻害する要因となり、経済は最適な成長経路から外れていることを明らかにしている。

³¹ 本章のモデルは標準的な新古典派代表的個人モデルと違い、家計と企業の対立を明示的に組み入れ、さらに企業経営者の特権利益も考慮している。従って、標準的な分析のように黄金律を上回る場合には動学的非効率性とは言えない。この点について次節でも議論する。

消費に焦点を当てたことにある。そこで、この節において家計の消費をベースにした場合の厚生比較を行う。具体的には2種類の分析方法を用いる。第一に、過剰資本蓄積経済とラムゼイ経済の定常状態の消費の比較を行う。第二に、過剰資本蓄積経済の定常状態からスタートして、ラムゼイ経済における同値消費と、過剰資本蓄積経済を辿る経済における同値消費をそれぞれ計算し、厚生比較を行う。

分析結果について議論する前に、本章で提示している厚生分析の特徴について言及しておく。標準的な新古典派成長モデルでは、完全競争の資本市場の下での家計と企業は一体であり、代表的個人モデルを構築している。一方、本章のモデルは、標準的な新古典派成長モデルと違い、家計と企業が異質的であることを認め、両者が対立していることを明示的に描写している。さらに、企業経営者は特権利益を受け取っており、かつこの特権利益が企業経営者にもたらす効用については、分析の射程外としている。そのような意味において、本章の厚生分析は、同質な家計を分析の対象とする標準的な厚生分析とは異なっている。このように企業経営者の厚生を考慮せず、家計部門に焦点を絞った本章の厚生分析は、経済全体の分析としては、明らかに厚生損失の過大評価をもたらしており、その意味ではあくまでインフォーマルな限定的分析であることに注意されたい³²。

まず、定常状態における厚生分析について確認していこう。異なる ζ の下での定常状態における消費の比較を表2-2で報告している。前節と同様に、 $\rho = 0.04$ 、 $\alpha = 0.25$ 、 $\delta = 0.1$ 、 $\gamma = 1$ を想定する。まず、 ζ が1のケースを確認する。この時、企業経営者の私物化度合いは0である。賃金の過小支払いの度合いが0.02である場合、労働移動を考慮して修正されたラムゼイ経済の定常状態の消費は0.992である。一方、過剰資本蓄積の経済の定常状態における消費は1.011である。つまり、定常状態において、過剰資本蓄積の経済の消費はラムゼイ経済の消費を上回っている。しかし、この場合、消費者の時間選好率を考慮していないため、資本ストックが過剰に蓄積されている。したがって、資本の取り崩しを通じて消費を増やし、生涯効用を向上させることができる。この点については、消費の動学経路を考慮した同値消費を議論するところで確認する。

以下では、経営者の私物化があるとき、定常状態においても、消費がラムゼイ経済を下回る状況が生じうることを示していく。例えば、 ζ が0.75で、つまり企業経営者による私物化の度合いが0.25であるケースを確認してみよう。賃金の過小支払いの度合いが0.02のとき、過剰資本蓄積の経済の定常状態の消費は0.977である。一方、ラムゼイ経済における定常状態の消費が0.922であるため、過剰資本蓄積の経済においてはラムゼイ経済と比べて消費水準が1.65%程度低い。もし賃金の過小支払いの度合いが0.07に達すると、この経済は定常状態において資本ストックが黄金律を上回る非効率な成長経路に陥る。定常

³² また、本章のモデルでは、買い手独占的な労働市場の下で労働移動コストが発生し、同一の資本ストックに対して、実際に参加する労働力が少なくなっているため、生産水準は完全競争的な労働市場の場合と比べて低い。この時、消費水準が低くなっているため、厚生水準も低い。従って、買い手独占的な労働市場の場合においては、完全競争的な労働市場と比較して厚生損失の過大評価をもたらしていることにも注意されたい。

状態における消費水準が 0.931 で、ラムゼイ経済と比較して 4.89%程度低く、賃金過少支払いの度合いの悪化に伴い、消費水準も低下したのである。企業経営者の私物化と賃金過少支払いの度合いに関する他のケースについては表 2-2 を参照されたい。通常であれば、定常状態の資本ストックの水準が修正黄金律と黄金律の間にあれば、定常状態において消費水準は修正黄金律を満たす場合の消費水準を上回るはずである。しかし、本モデルでは、企業経営者の特権利益の存在により、黄金律を超えないような過剰資本蓄積経済の消費水準が、定常状態において修正黄金律を満たす場合の消費水準を下回るような現象が生じている³³。

次に消費の動学経路を考慮し、同値消費を用いて厚生比較を行っていく。本来なら、同じ初期時点の資本ストックからスタートして定常状態に至るまでの経路における同値消費を用いて、厚生比較を行う方が望ましい。しかし、本章で提示したモデルは、賃金過小支払いの度合いと企業経営者私物化の度合い $1-\zeta$ のパラメータの設定によって、初期時点における資本ストックの値が違ってくるため、ここではかわりに過剰資本蓄積が発生している経済の定常状態をスタート時点とする。予想される経済変数の挙動は以下の通りである。ラムゼイ経済へ移行していく場合、スタート時点では資本ストックが過剰に蓄積されているので、資本ストックを取り崩して消費に回しながら、経済は修正黄金律の定常状態に向かっていく。一方、過剰資本蓄積経済の場合は、そもそも定常状態からスタートしているため、引き続き定常状態に止まる。二つの経済の異なる動学挙動を考慮し、ラムゼイ経済に向かつての消費経路の同値消費と、過剰資本蓄積経済の定常状態に止まる同値消費を用いて、経済厚生と比較を行う。計算結果は表 2-3 にまとめられている。

まず、 ζ が 1 であるケースを確認する。賃金過少支払いが 0.02 である過剰資本蓄積の経済の定常状態からスタートした時、ラムゼイ経済の同値消費は 1.053 である。過剰資本蓄積経済の場合は 1.011 で、ラムゼイ経済より 3.98%同値消費が低い。つまり、定常状態において、過剰資本蓄積の経済の消費水準は高くなっているが、ラムゼイ経済では資本ストックはすでに過剰に蓄積されているため、修正黄金律に到達するまで、家計は資本を減らしながら、消費を増やしていくのである。したがって、消費の動学経路を考慮したラムゼイ経済の同値消費は、過剰資本蓄積経済の同値消費を上回る。次に企業経営者による私物化がある状況を考える。例えば、 ζ が 0.75 で、賃金の過小支払い度合いが 0.02 の場合、過剰資本蓄積の経済の同値消費は 0.977 である。これは 1.021 となるラムゼイ経済の同値消費と比べて 4.23%低い。同じ企業経営者の私物化度合いの下で、賃金の過小支払い度合いが 0.07 に達した場合には、黄金律を上回る非効率な成長経路を辿る経済の同値消費は 0.931 まで下がる。一方、黄金律を上回る非効率な経済の定常状態からスタートしたラムゼイ経済では、定常状態の資本ストックが黄金律を上回る水準まで大きく過剰に蓄積され

³³ 表 2-2 及び表 2-3 では、企業経営者が特権利益を持たないと仮定する場合の厚生比較を報告している。また、ラムゼイ経済の消費（定常状態の消費及び同値消費）を求めるとき、過剰資本経済と同程度の労働移動コストも考慮されているため、カッコ内の値は過剰資本蓄積というチャンネルのみによって生まれた厚生損失と見なすことができる。

ているため、家計は資本ストックをより多く取り崩しながら、消費を増やしていく。この場合のラムゼイ経済の同値消費が 1.027 となり、過剰資本蓄積経済の同値消費はラムゼイ経済より 9.39%程度低くなる。なお、企業経営者の私物化と賃金過少支払いの度合いに関して他のパラメータの値を仮定したケースについては表 2-3 を参照されたい。

定常状態における消費水準の比較では、企業経営者の私物化度合いがある程度大きい場合、過剰資本蓄積経済の消費水準は修正黄金律を満たす場合の消費水準を下回ることが確認できた。これは企業経営者が企業利潤の一部を私物化していることに起因している。また、過剰資本蓄積の経済の定常状態からスタートした同値消費の比較でも、過剰資本蓄積の経済では、家計が大きな厚生損失を被っていることが分かる。特に、企業経営者の私物化度合いに応じて、賃金過小支払い度合いが深刻で、経済が黄金律を上回る非効率な成長経路に陥った場合、厚生損失の程度は一層高まる。

2.5. 中国経済との対応

2.5.1 1990 年代以降の中国経済との対応

2.4 節までのモデル分析では、近年の中国経済のあり方を分析するために、独占的な労働市場による賃金の過少支払いと経営者の Empire-Building 性向が存在することを仮定し、それによって家計の過少消費と資本の過剰蓄積が発生している可能性を示した。この節では、中国経済の様々なマクロ変数の変動を確認し、本章で提示したモデルとそれらの変数の対応関係を確認していく。

イントロダクションで言及したように、中国における労働賃金の過小支払いは多くのミクロデータを用いた研究でその存在が示されてきた。以下ではマクロデータを通じて労働賃金の変動を示していく。図 2-5 では雇用者報酬対 GDP をプロットしている。中国では 2004 年に第 1 回経済センサスを行って、それまでの旧 SNA から 93SNA に変更し、GDP の分配面の統計に関する基準は大きく変化することになった。雇用者報酬に関しては、旧 SNA では自営業者の混合所得（雇用者報酬＋営業利益）が全て雇用者報酬に含まれていたのに対し、93SNA では「営業余剰」へ組み入れられている。つまり、旧 SNA における雇用者報酬のカバレッジは 93SNA の雇用者報酬より大きい（許，2009）。従って、本章では旧 SNA と 93SNA との 2 通りの雇用者報酬対 GDP 比を報告している³⁴。そして、いずれの基準も 1990 年以降に低下傾向にあることを確認できる。

図 2-6 では、1978 年を基準年とした一人当たり実質 GDP と実質平均賃金の成長率をプ

³⁴ 具体的に旧 SNA の雇用者報酬については、1992-2003 年のデータは 1998-2006 年度の『中国統計年鑑』の「資金循環表」より、2004-2008 年のデータは 2010 年の『中国統計年鑑』の「資金循環表」より得ている。また、93SNA の雇用者報酬については、1992-2004 年のデータは『中国資金循環表歴史資料（1992-2004）』（2008）より、2005-2007 年のデータは 2008-2009 年の『中国統計年鑑』の「資金循環表」より得ている。GDP のデータは 2011 年の『中国統計年鑑』より得ている。

ロットしている。実質一人当たり GDP が 12 倍余り上昇してきたのに対して、実質平均賃金の上昇度合いは 7.8 倍に止まっている。このことから急速な生産の増加に対して、家計部門の労働所得は決して相応した速度で増えてこなかったことが示唆される。図 2-5 と図 2-6 が共に示しているように、中国では労働賃金が過小に支払われてきたと考えられる。

次に支出アプローチの構成要素の対 GDP 比率を確認していく。支出の構成要素は、家計消費支出、政府消費支出、資本形成総額（固定資本形成＋在庫）と純輸出の四つから成り立っている。図 2-7 で示しているように、政府消費支出対 GDP 比は概ね 1 割強で、純輸出は、2000 年から 2010 年までの対 GDP の平均比率は 4.5%であった。家計消費支出対 GDP 比は 1978 年以降に低下傾向にある一方、総資本形成対 GDP 比は増加してきている。さらに 2004 年には総資本形成対 GDP 比は家計消費支出対 GDP 比を上回った。このように中国においては、資本の過剰投資と家計の過小消費が進行してきたと思われる。

以下では、本章で提示した労働市場が買い手独占的で賃金が過小に支払われ、企業統治が不完全な状況を考慮したモデルでシミュレーションを行い、実際の中国経済データとの対応関係を調べていく。数値計算の手法は Relaxation Algorithm(Trimborn et al., 2008 ; Strulik and Trimborn, 2010)を用いている。パラメータの設定は以下の通りである。時間選好率を 0.04 に、資本弾力性と資本減耗率を Song et al. (2011) に従い、それぞれ 0.5 と 0.1 に、また Dekle and Vandenbroucke (2012) と Bajona and Chu (2010) と同様に対数効用関数を仮定する。企業経営者の私物化度合い $1-\zeta$ は、データの制約により 0.25 と想定する（詳しくは補論を参照されたい）。賃金過小支払いの度合いについては、中国の雇用者報酬対 GDP 比と米国の雇用者報酬対 GDP 比を比較して値を設定する。具体的には、米国の雇用者報酬対 GDP 比は 1970 年から 2011 年までの平均は 57.8% であった³⁵。その一方、中国において 1992 年の旧 SNA と 93SNA との雇用者報酬対 GDP 比の平均は 56.9%であった。米国をベースにして両者を比較して、本章では 1992 年に中国の労働賃金は 2%程度過少に支払われていると見なす³⁶。同様な手法を用いて、1993 年から 2007 年までの中国の賃金過少支払いの度合いを計算する。シミュレーションでは、1992 年から 2007 年までの間には中国の賃金過少支払いの度合いを外生的に与え、2008 年以降は 2007 年の計算結果である 18%と仮定する。また、このような賃金過少支払い度合いの変化は家計によって完全予見されていると仮定する。

図 2-8 と図 2-9 では、1992 年以降について、消費対 GDP 比率と投資対 GDP 比の実際の観測値とシミュレーション結果を同時にプロットしている。家計消費と企業経営者特権の対 GDP 比は緩やかに低下していくことが確認できる。2000 年代以降の家計と政府消費の対 GDP の急速な低下は本章のシミュレーションでは十分とらえきれていない。一方、投資対 GDP 比は緩やかな増加傾向にあり、データとのトレンドに一致していると言えよう。

また、1990 年代以降に賃金の過少支払い度合いが悪化した場合の厚生損失の計算結果が

³⁵ アメリカのデータは <http://www.bea.gov/> より入手している。

³⁶ 具体的な計算式は、 $1 - (\text{中国の雇用者報酬対 GDP 比} / \text{米国の雇用者報酬対 GDP 比})$ である。

表 2-4 にまとめられている。対数効用の場合、家計は悪化がなかった場合に比べて 10.41% 程度の同値消費の劣化を被っている。異時点間代替の弾力性の逆数が 2 の場合は、悪化前と比べて 5.17% の同値消費の厚生損失となっている³⁷。

一方、本章モデルのシミュレーション結果は、家計資本ストックの規模は大きく減り、企業資本ストックは急激に増加することを示唆している。実際、上述のシミュレーションの定常状態において、家計の資本ストックは企業資本ストックの 29.8% 程度となっている。しかし、1990 年代以降に中国の家計貯蓄は一貫して高い水準を保っている。図 2-10（第 1 章の図 1-3 を再掲している）では部門ごとに貯蓄率の変動を表している。2008 年に家計部門の貯蓄対 GDP 比は 22.9% に達し、1992 年から 2008 年までの平均は 20.0% である。一方で、非金融企業の貯蓄対 GDP 比は 2008 年に 19.8% で、1992 年から 2008 年までの平均は 15.6% である。つまり中国のマクロデータは、家計の貯蓄が企業の貯蓄を上回っていることを語っている。「貯蓄＝投資」という関係が成り立つことを想定するならば、定常状態において企業資本ストックの規模が家計資本ストックを大きく上回るという、本章のシミュレーション結果の妥当性には疑問符がつくかもしれない。

この点については以下のように解釈できる。中国では家計の金融資産は基本的にすべて銀行に預けられている。したがって、もし銀行部門に過剰預金が存在することを示せれば、それは家計貯蓄が必ずしも資本ストックに転換されていないことを示唆するものと解釈できる。実際、データによれば、中国の金融機関においては 1994 年以降、毎年、預金残高が貸出残高を上回るようになった（表 2-5）。また、金融部門の預金残高と貸出残高の差分は金融部門資金運用の外貨買取専用資金残高（Position for Foreign Exchanges Purchase）とほぼ同程度に推移している（図 2-11）。換言すれば、潤沢な国内貯蓄はすべて国内投資に用いられるのではなく、一部は外国資産への投資に向けられていると考えられる³⁸。さらに、図 2-12（第 1 章の図 1-9 を再掲している）で示しているように、固定資産への投資資金の中で企業の自己資金は約 5 割を占めており、銀行預金は僅か 2 割である。加えて中国の金融機関の家計預金残高（都市と農村の合計）は 2000 年以降でみると平均して総預金残高の 50.2% であったのに対して、企業預金残高は 2000 年以降に平均で総預金残高の 34.9% であった（図 2-13）。つまり、家計が抱えている貯蓄は家計資本ストックとして転換されていないこと、すなわち中国のような開放経済では「貯蓄＝投資」という関係が必ずしも成立していないことを意味する。この点を考慮すれば、本章のモデルから導いた、企業が家計より資本ストックを多く抱えているというインプリケーションは、中国経済の現状とそれなりに合致していると考えられる³⁹。もちろん、このような主張をよ

³⁷ 前述したように本章で行った分析は、標準的な厚生分析と違い、限定されたインフォーマルなものである。特に企業経営者の特権利益の享受と、買い手独占的な労働市場により、厚生損失の過大評価になっていることに注意されたい。

³⁸ Song et al.（2011）では、中国における豊富な貯蓄は外国債券の購入に用いていることをモデルで理論的に示している。

³⁹ 中国における家計部門の高貯蓄に関する先行研究は数多くある。Wei and Zhang（2011）は、中国家計部門の高貯蓄に対して一人子政策に原因を求めている。一人子政策により、男子の人口割合が上昇し、両

り積極的に正当化するためには、本章のモデルを開放経済モデルに拡張する必要がある。この点は今後の重要な研究課題としたい。

2.5.2 家計の経済厚生を改善させるための政策実験

2.5.1 小節では、1990 年代以降に企業優遇政策を進めてきた中国経済の高度成長期における家計の厚生損失を議論してきた。以下では、家計の経済厚生を改善させるための政策実験を試みる。具体的には、政府が企業に対して法人税を導入し、その税収を家計へ一括トランスファーの形で支払うような状況を想定しよう。このとき、家計の予算制約と企業の資本遷移式は以下のように書き換えられる。

$$\dot{k}(t)^H = w(t) + (r(t) - \delta)k(t)^H - c(t) + T(t) \quad (2-25)$$

$$\dot{k}(t)^C = \zeta(1 - \text{tax}) \left(r(t)k(t)^C + \pi(t) \right) - \delta k(t)^C \quad (2-26)$$

ただし、 $T(t)$ は家計へのトランスファーで、 tax は法人税率を表す。政府の予算制約式より、 $T(t) = \text{tax} \left(r(t)k(t)^C + \pi(t) \right)$ である。

この租税政策については、直接企業に対して法人税を課していると解釈するより、今まで行ってきた企業の優遇政策をある程度軽減し、家計に対しての優遇政策へ転換したとして考えた方がより現実的だろう。

図 2-14 は、時間選好率が 0.04、資本弾力性が 0.5、資本減耗率が 0.1、企業家私物化度合いが 0.25、対数効用であるような場合において、政府が 5 年後に 20% の法人税を課することをアナウンスしたという想定のもとでのシミュレーション結果を報告している。図 2-14 から明らかなように、新しい定常状態では家計資本ストックが増え、家計消費も増加する。消費対 GDP 比は上昇する一方、投資対 GDP 比は減少する。また、表 2-6 では、法人税を課したことによる厚生改善の度合いを報告している。具体的に税率を 10%、15% と 20% と設定し、また政策の実施時期については、アナウンスして今すぐ実行されるケース、5 年後に実行されるケースと 20 年後に実行されるケースを想定する。さらに、対数効用関数のほかに、異時点間代替の弾力性の逆数が 2 の場合の結果も報告している。表 2-6 によれば、政策の実施時期が早いほど、また 10%、15% と 20% の税率の中で税率が高いほど、厚生

親は自分の息子を婚姻市場に勝たせるために積極的に貯蓄を行うという仮説を提示した。Wei and Zhang (2011) によれば、この仮説が 1990-2007 年に家計の貯蓄上昇率の半分を説明できていると主張している。Feng et al. (2011) は 1990 年半ば以降に中国の年金改革に注目し、中国都市部の高貯蓄率を説明している。彼らの推定では、年金改革は 25-29 歳の世代に対して、1999 年の貯蓄率を 6-9% 引き上げ、50-59 歳の世代に対して 1999 年の貯蓄率を 2-3% 引き上げたという結果が得られた。Wen (2010, 2011) は借入制約と家計収入の異質的な不確実性を考慮したモデルを展開し、中国の高貯蓄を説明している。さらに Chamon and Prasad (2010) は、住宅購入、教育支出及び医療費の重い経済負担が中国家計の高貯蓄の原因であることを指摘している。また、未熟な金融市場がこのような予備的貯蓄を増幅させる可能性があることも言及している。しかし、本章では上述した高貯蓄を生み出す要因をモデルに明示的に組み入れていないため、家計の高貯蓄を再現できていない。この点については今後の研究課題としたい。

改善の度合いが高まる。具体的には政策がアナウンスと同時にすぐ実行される場合には、3.57%から12.74%の経済厚生向上が得られるという結果が得られた。

2.6. 結論

1978年の改革開放政策以降に、中国は著しく経済成長してきた。しかし、高成長の陰で過剰資本蓄積と過小消費が進行してきた。また、労働賃金の過小支払いが観察され、中国の労働市場で完全競争的な市場メカニズムは確立されていないことが示唆される。加えて、資本市場は改革により規模が大きくなってきているが、株主などの投資家の権利を保護する法律及び制度などは依然不十分であり、企業統治は不完全な状況に置かれている。

本章では、このような中国经济成長の特徴に立脚し、労働市場における買い手独占と資本市場における不完全な企業統治を標準的な新古典派成長モデルに組み入れて、過剰資本蓄積の発生する成長モデルを展開した。企業が労働市場で独占力を持つ場合、労働賃金は限界生産性を下回った水準で過少に支払われる。その時、実効賃金と限界生産性の差分は独占利潤として企業の内部留保に計上される。また、企業統治が不完全で家計と企業の間に対立関係が存在すれば、独占利潤は配当として家計には還元されず、企業経営者のEmpire-Building 性向より過剰な設備投資に用いられる。この二つの市場の不完全性が同時に存在するモデルにおいて、資本の過剰蓄積と家計の過少消費という現象が同時に発生することを示すことができた。

実際にモデルのシミュレーション結果は改革開放政策後の中国经济成長の主な経済変数の変動と整合的であり、家計が1990年代以降に大きな経済厚生損失を被っていることが示唆された。また、企業優遇政策を是正することを通して、家計厚生改善を促すための政策実験も行った。そのような政策がアナウンスと同時にすぐ実行される場合には、3.57%から最大で12.74%の経済厚生を向上させるという結果が得られた。

本章のモデルの政策的インプリケーションとして、過剰資本蓄積を回避するには、まず健全な資本市場が必要である。もし、資本市場における法制度などが不完全で、加えて労働市場も完全競争から乖離して買い手独占的な状況にある場合、経済は資本ストックが黄金律を上回る非効率な成長経路を辿ることになりうる。

データ制約のため、シミュレーションの際に本章で採用したパラメータには恣意性があることは否定できない。今後の研究として、中国经济データの公開に伴い、モデルを精緻に検証したい。

本研究の延長線として、二つの方向の研究を深める価値があると考えている。まず、中国労働市場における企業の買い手独占力の理由はまだはっきりと分かっていない。人口移動を制限する戸籍制度や企業誘致する際に人件費コストを抑えようとする地方政府の意図などが指摘されているが、実証的にも理論的にも必ずしも明確に明らかにされていない。

今後、さらなる実証的及び経済理論的な検討が必要である。また、本研究における企業経営者の Empire-Building 性向のモデル化は、直接に Jensen(1986)を援用したものであり、経営者の最適化行動に立脚したミクロ的基礎付けが含まれていない。なぜ中国の経営者が過剰な投資性向を持つのか、中国経済の現状に即した説明が依然として求められている。労働市場における企業の買い手独占力や企業経営者の Empire-Building 性向に関する研究は、欧米においてすでに多くの研究が蓄積されている。データの制約もあるが、中国経済に即した研究はまだ発展途上であり、今後、この分野における一層の研究が望まれる。

2.7. 補論

一人当たりの生産関数の導出：

一人当たりの資本ストックを以下のように定義する。

$$k_t = \frac{NK_{nt}}{\bar{L}}$$

本章のモデルにおいては、実際に生産に用いた労働力は次のように表すことができる。

$$L_t = \frac{\mu \bar{L}}{N}$$

ここから、実際に生産に用いた労働力に対する一人当たりの資本ストックは次のように書くことができる。

$$\tilde{k}_t = \frac{NK_{nt}}{NL_{nt}} = \frac{NK_{nt}}{\mu \bar{L}} = \frac{1}{\mu} k_t$$

次に実際に生産に用いた労働力に対する一人当たりの生産関数を書き換えて、

$$\frac{NY_{nt}}{NL_{nt}} = \frac{Y_{nt}}{L_{nt}} = A \left(\frac{K_{nt}}{L_{nt}} \right)^\alpha$$

が得られる。この式を変形して、

$$\tilde{y}_t = A \tilde{k}_t^\alpha \quad \text{ここで、} \tilde{y}_t = \frac{Y_t}{\mu \bar{L}} = \frac{1}{\mu} y_t$$

と書き直す。

以上の関係を用いると、

$$\frac{1}{\mu} y_t = A \left(\frac{1}{\mu} k_t \right)^\alpha$$

が得られ、この式の両辺を μ で割ると、本文中の (2-13) 式が導ける。

家計の最適化のための条件の導出：

家計の生涯効用と予算制約式は以下のようである。

$$\text{Max}_{[k(t), c(t)]_{t=0}^{\infty}} \int_0^{\infty} u(c(t)) e^{-\rho t} dt$$

$$\text{ただし、} u(c(t)) = \frac{c(t)^{1-\gamma}}{1-\gamma}$$

subject to

$$\dot{k}(t)^H = w(t) + (r(t) - \delta)k(t)^H - c(t)$$

$$\text{and } k(0) > 0, \quad k(0)^C > 0, \quad k(t)^H \geq 0^{40}$$

上の式に基づいて当期価値ハミルトニアンを設定する。

$$\hat{H}(k^H, c, \lambda) = u(c(t)) + \lambda(t) [w(t) + (r(t) - \delta)k(t)^H - c(t)]$$

ただし、 k^H は状態変数、 c は制御変数、 λ は当期価値共役状態変数である。

一階条件は以下のよう to 得られる。

$$\hat{H}_c(k, c, \lambda) = 0 = u'(c(t)) - \lambda(t)$$

$$\hat{H}_k(k, c, \lambda) = -\dot{\lambda}(t) + \rho\lambda(t) = \lambda(t) (w'(t) + r'(t)k(t)^H + r(t) - \delta)$$

ただし、 $w'(t)$ と $r'(t)$ は $k^H(t)$ に関する微分を表す。

また、横断性条件と No-Ponzi Game 条件はそれぞれ

$$\lim_{t \rightarrow \infty} [e^{-\rho t} \lambda(t) k(t)] = 0$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \left[k(t) e^{-\int_0^t r(s) ds} \right] = 0$$

と書ける。

上述の条件を用いて、通常の解法により本文中の (2-19) 式の家計のオイラー方程式が得られる。

$$\dot{c}(t) = \left\{ \rho - [w'(t) + r'(t)k(t)^H + r(t) - \delta] \right\} \left(-\frac{1}{\gamma} \right) c(t)$$

⁴⁰ この条件は、家計資本ストックの非負制約である。

定理 1 の証明：

定常状態において、企業資本ストックの遷移式は、

$$\zeta(\bar{r}\bar{k}^c + \bar{\pi}) - \delta\bar{k}^c = 0$$

である。この式を変形すると、

$$\bar{k}^c = \frac{\zeta\bar{\pi}}{\delta - \zeta\bar{r}}$$

のように書き換えられる。定常状態において、家計資本ストックは企業資本ストックを上

回るための条件 $\bar{k}^H - \bar{k}^c > 0$ を、上式を使って書き換えると、以下が得られる。

$$\bar{k}^H - \frac{\zeta\bar{\pi}}{\delta - \zeta\bar{r}} > 0$$

この式を ζ に関して解くと、

$$\zeta < \frac{\delta\bar{k}^H}{\frac{\beta F}{L}\bar{w}^* + \bar{r}\bar{k}^H} \quad \text{ただし、} \bar{\pi} = \frac{\beta F}{L}\bar{w}^* \text{ で、 } \bar{w}^* = (1-\alpha)\mu^{1-\alpha}(\bar{k}^H + \bar{k}^c)^\alpha$$

となり、本文中の (2-22) 式が得られる。

Backward Integration の実行について：

本章のモデルを数値的に解くには、以下の 3 つのステップが必要となる。

ステップ 1： 時間に関して逆方向の連立微分方程式である $-F$ 関数とアルゴリズムのスタート値を導入する。

(2-16) 式は家計の予算制約式、(2-14) 式は企業資本ストックの遷移式、(2-19) 式は家計のオイラー方程式である。

$$\dot{k}(t)^H = w(t) + (r(t) - \delta)k(t)^H - c(t) \quad (2-16)$$

$$\dot{k}(t)^c = \zeta(r(t)k(t)^c + \pi(t)) - \delta k(t)^c \quad (2-14)$$

$$\dot{c}(t) = \left\{ \rho - \left[w'(t) + r'(t)k(t)^H + r(t) - \delta \right] \right\} \left(-\frac{1}{\gamma} \right) c(t) \quad (2-19)$$

この 3 つの式を時間について逆方向に書き換えたものを本章の $-F$ 関数として以下のよう

$$\begin{pmatrix} \dot{\tilde{k}}^H \\ \dot{\tilde{k}}^C \\ \dot{\tilde{c}} \end{pmatrix} = -F(\tilde{k}^H, \tilde{k}^C, \tilde{c}) \quad (2-A-1)$$

ただし、 $-\tilde{t} = t$ 、 $\tilde{k}^H = k(-\tilde{t})^H$ 、 $\tilde{k}^C = k(-\tilde{t})^C$ 、 $\tilde{c} = c(-\tilde{t})$ である。

アルゴリズムのスタート値は、以下のように設定する。

$$\begin{pmatrix} \bar{k}^H \\ \bar{k}^C \\ \bar{c} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} k^{H*} \\ k^{C*} \\ c^* \end{pmatrix} + \varepsilon v \quad (2-A-2)$$

ただし、 v は定常状態で評価したヤコビアン $DF(k^{H*}, k^{C*}, c^*)$ の固有値の実数パートベクトルである。定常状態からわずかに離れた所から計算をスタートするため、 ε は十分に小さい値（例えば、 $\varepsilon = 10^{-7}$ ）を設定する。また、アルゴリズムのスタート値は

$$\begin{pmatrix} \bar{k}^H \\ \bar{k}^C \\ \bar{c} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} k^{H*} \\ k^{C*} \\ c^* \end{pmatrix} + \varepsilon \quad (2-A-3)$$

とも定義できる。同じく ε は十分に小さい値を取る。

ステップ 2：初期値 $k(0)^H$ を導入する⁴¹。許容誤差を決め、 $\tilde{k}(n)^H \approx k(0)^H$ をアルゴリズムのストップ基準とする。アルゴリズムは $k(0)^H$ に収束しなければ、スタート値を新しく設定し、再び実行する⁴²。計算結果は $\left(\tilde{k}(i)^H, \tilde{k}(i)^C, \tilde{c}(i), \tilde{t}(i)\right)_{i=1}^n$ のように得られ、 n は収束するまでに要した期間の長さである。

ステップ 3：得られた結果を逆向きに並べ替えて、

⁴¹ 本章では、 $k(0)^H = 0$ と設定している。

⁴² (2-A-2) の方法から (2-A-3) に変更したら（もしくは逆）、あるいは ε の値を変更したりする。

$$\left\{ \begin{array}{l} \tilde{k}(i)^H = \tilde{k}(n-i+1)^H \\ \tilde{k}(i)^C = \tilde{k}(n-i+1)^C \\ \tilde{c}(i) = \tilde{c}(n-i+1) \\ t(i) = \tilde{t}(n) - \tilde{t}(n-i+1) \end{array} \right. \quad \text{for } i=1, \dots, n \quad (2-A-4)$$

とすると、(2-A-4) の解は (2-16)、(2-14) と (2-19) 式の前向きの解となる。

定理 2 の証明：

本文中の企業資本ストックの遷移式 (2-14) 式を再掲する。

$$\dot{k}(t)^C = \zeta \left(r(t)k(t)^C + \pi(t) \right) - \delta k(t)^C$$

本章のケース 2 では、労働賃金の過小支払いがないため、

$$\pi(t) = 0$$

となる。

また、企業経営者は私物化をせず、忠実に企業資本ストックから生まれた資本所得を蓄積する場合、つまり $\zeta = 1$ のとき、定常状態において企業資本ストックの遷移式は以下のように書き換えられる。

$$r^* = \delta、すなわち、f'(k^*) = \delta \quad \text{ただし、} k^* = k_H^* + k_C^*$$

定理 3 の証明：

本文中の企業資本ストックの遷移式 (2-14) 式を再掲する。

$$\dot{k}(t)^C = \zeta \left(r(t)k(t)^C + \pi(t) \right) - \delta k(t)^C$$

本章のケース 3 では、労働賃金の過小支払いがないため、

$$\pi(t) = 0$$

となる。

また、企業経営者は企業資本所得の一定割合を私物化している場合、定常状態において、企業資本ストックの遷移式は以下のように書き換えることができる。

$$r^* = \frac{\delta}{\zeta}、すなわち、f'(k^*) = \frac{\delta}{\zeta} \quad \text{ただし、} k^* = k_H^* + k_C^*$$

$0 < \zeta < 1$ が成立しているため、定常状態において社会全体の資本ストックは、必ず黄金

律の水準 $f'(k^g) = \delta$ を下回っている。

また、 $\zeta = \frac{\delta}{\rho + \delta}$ のとき、社会全体の資本ストックは修正黄金律 $f'(k^{mg}) = \delta + \rho$ を満たす。さらに、 $\zeta < \frac{\delta}{\rho + \delta}$ のとき、社会全体の資本ストックは修正黄金律 $f'(k^{mg}) = \delta + \rho$ を下回っている。

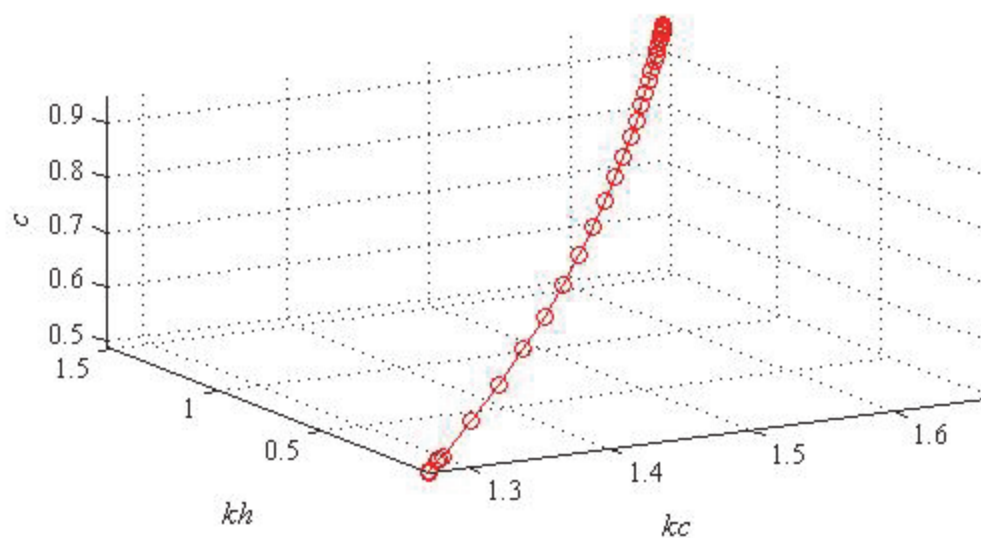
企業経営者の私物化度合いの設定：

企業経営者の私物化度合い $1 - \zeta$ は、データから直接観察もしくは推定することは困難なので、以下の方法を用いてパラメータ値の選択を検討する。まず、0.35、0.3、0.25、0.2 を企業経営者の私物化度合いの候補とする。次に時間選好率を 0.04 に、資本弾力性を 0.5 に、資本減耗率を 0.1 に、また対数効用関数であると仮定する。労働賃金の過少支払い度合いについては、1992 年から 2007 年までに米国をベースにして中国と米国の雇用者報酬対 GDP 比を比較して計算する。2008 年以降には 2007 年の 18% の賃金過少支払いの度合いであることを想定する。そして上述した企業経営者の私物化度合いを順次に入れ換えてシミュレーションを行う。最後に発生したデータの中から観察データとのフィット、及び現実との妥当性をもっとも高いと思われる場合のパラメータ値を選択する。

具体的にシミュレーションより発生したデータと観察されたデータの差分を取り、その差分の系列についてそれぞれの平均と平均 2 乗誤差を計算する（表 2-A-1）。平均 2 乗誤差から判断すると、企業経営者の私物化度合いが 0.2（0.3）の場合に、消費対 GDP 比（投資対 GDP 比）のシミュレーション結果は観察されたデータとのフィットがもっともよい。企業経営者の私物化度合いが 0.35 の場合には、発生した消費対 GDP 比のデータと観察されたデータからもっとも離れていることが分かる。しかし、企業経営者の私物化度合いが 0.2、0.25、0.3 と 0.35 の場合の定常状態における家計資本ストック対企業資本ストック比率は、それぞれ 13.79%、29.78%、49.68%、74.71% である。つまり、企業経営者の私物化度合いが 0.2 の場合では、消費対 GDP 比におけるデータとのフィットの観点から望ましいが、家計資本ストックが企業資本ストックに大きくクラウドニング・アウトされることは現実との妥当性から考えると疑わしい。また、企業経営者の私物化度合いが 0.3 の場合、投資対 GDP 比のシミュレーション結果がもっとも望ましいが、消費対 GDP 比のシミュレーション結果は 0.2 と 0.25 のケースより劣っている。したがって、本章では観察データとのフィットと、現実との妥当性の両方を考慮して、企業経営者の私物化度合いの値として 0.25 を採用する。

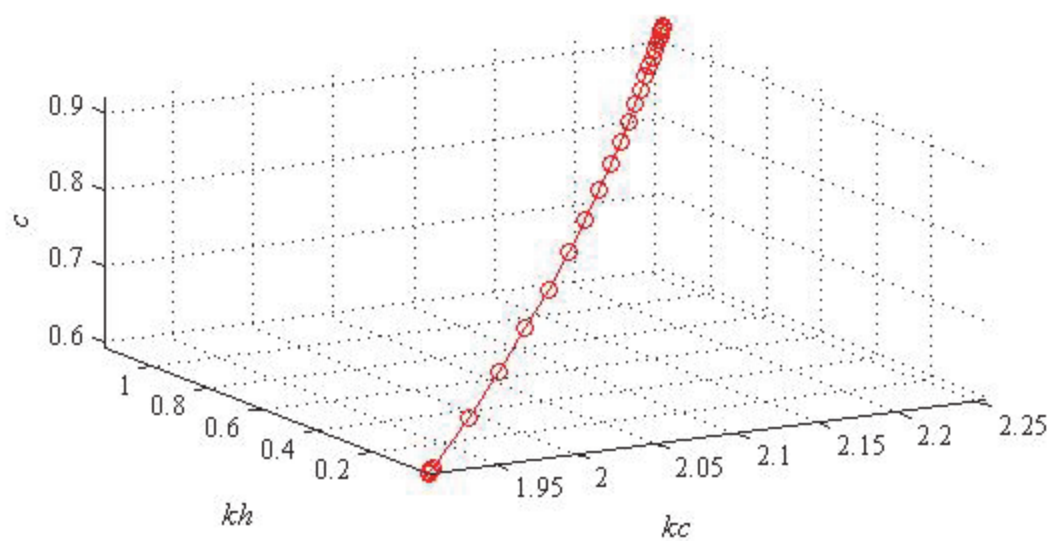
2.8. 図表

図 2-1 ケース 1-1 :
(労働過小支払い度合い : 0.05 ; 経営者私物化度合い : 0.25)



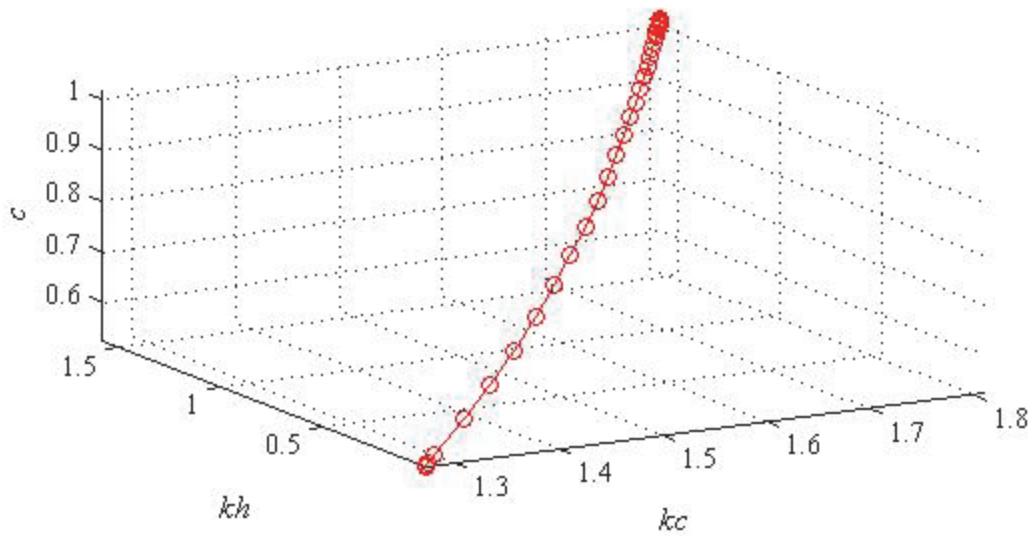
注) c は家計消費、 kh は家計資本ストック、 kc は企業資本ストック。

図 2-2 ケース 1-2 :
(労働過小支払い度合い : 0.08 ; 経営者私物化度合い : 0.25)



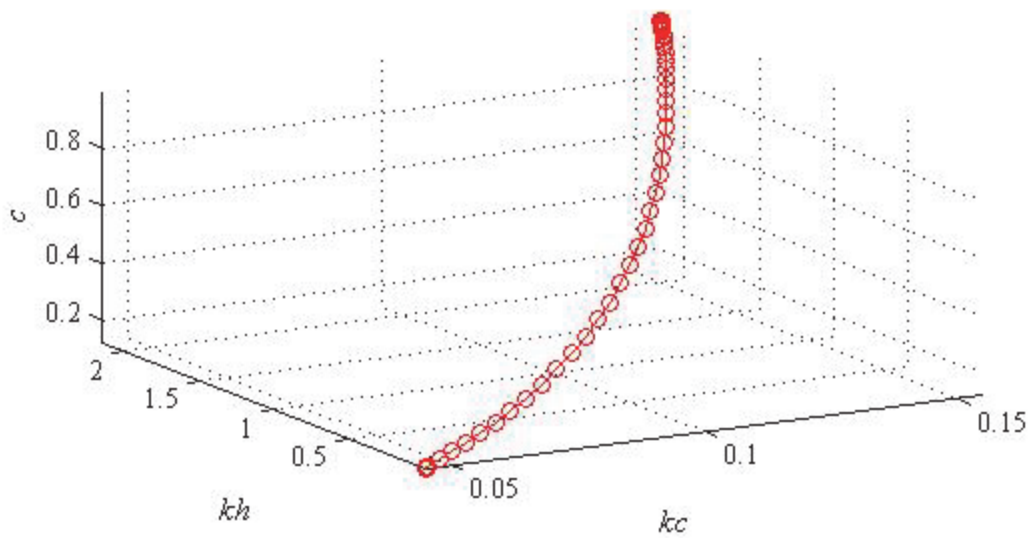
注) c は家計消費、 kh は家計資本ストック、 kc は企業資本ストック。

図 2-3 ケース 2 :
(労働過小支払い度合い : 0 ; 経営者私物化度合い : 0)



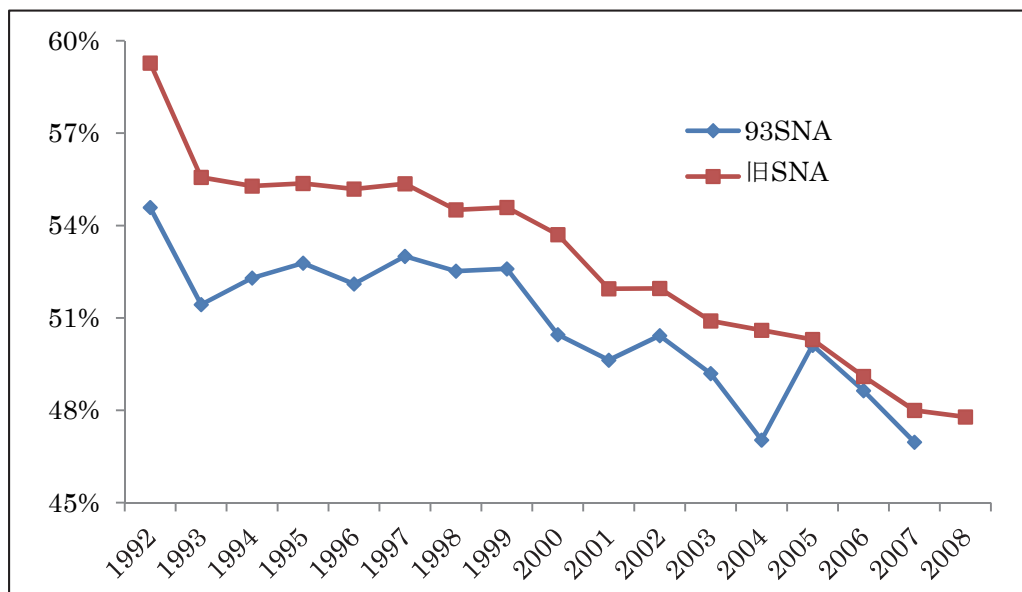
注) c は家計消費、 kh は家計資本ストック、 kc は企業資本ストック。

図 2-4 ケース 3 :
(労働過小支払い度合い : 0 ; 経営者私物化度合い : 0.25)



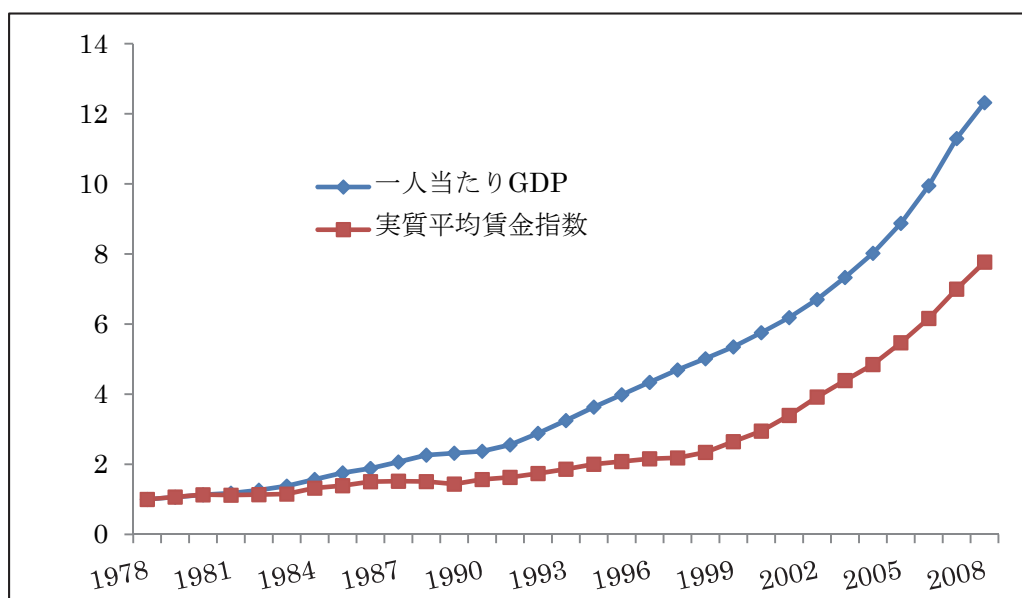
注) c は家計消費、 kh は家計資本ストック、 kc は企業資本ストック。

図 2-5 雇用者報酬対 GDP 比



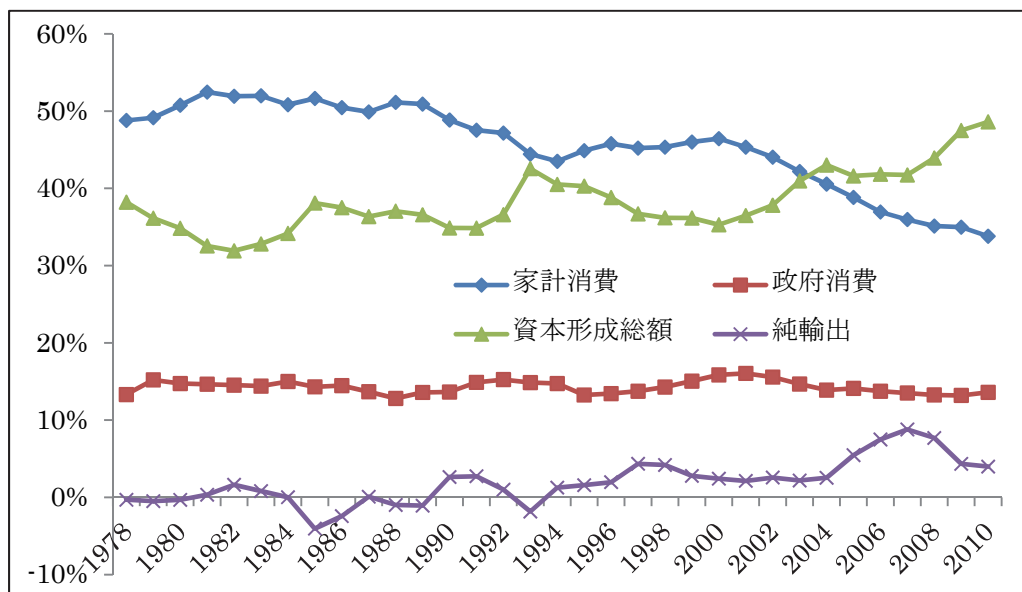
出所) 注 34 を参照。

図 2-6 賃金成長 V.S. GDP 成長



出所) CEIC データベース

図 2-7 支出アプローチ要素対 GDP 比



出所) 中国統計年鑑 (2011)

図 2-8 1992 年以降消費対 GDP 比：シミュレーション V.S. データ

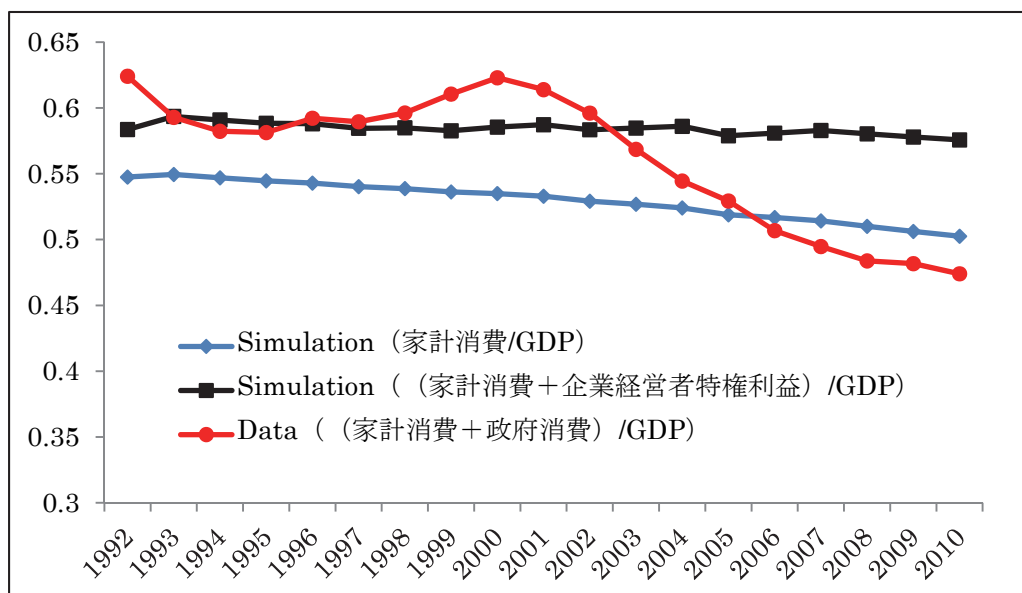


図 2-9 1992 年以降投資対 GDP 比：シミュレーション V.S. データ

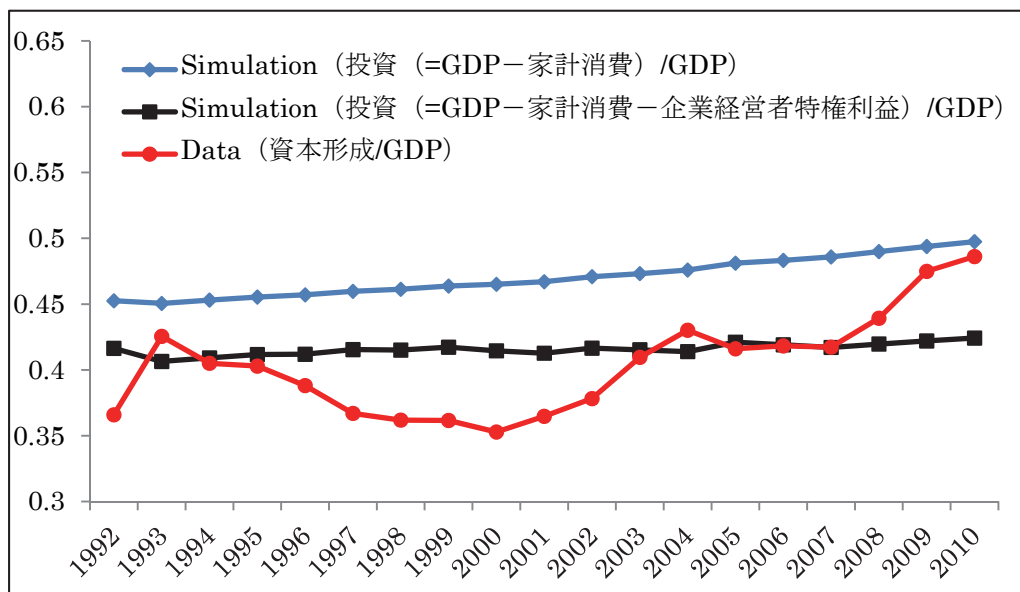
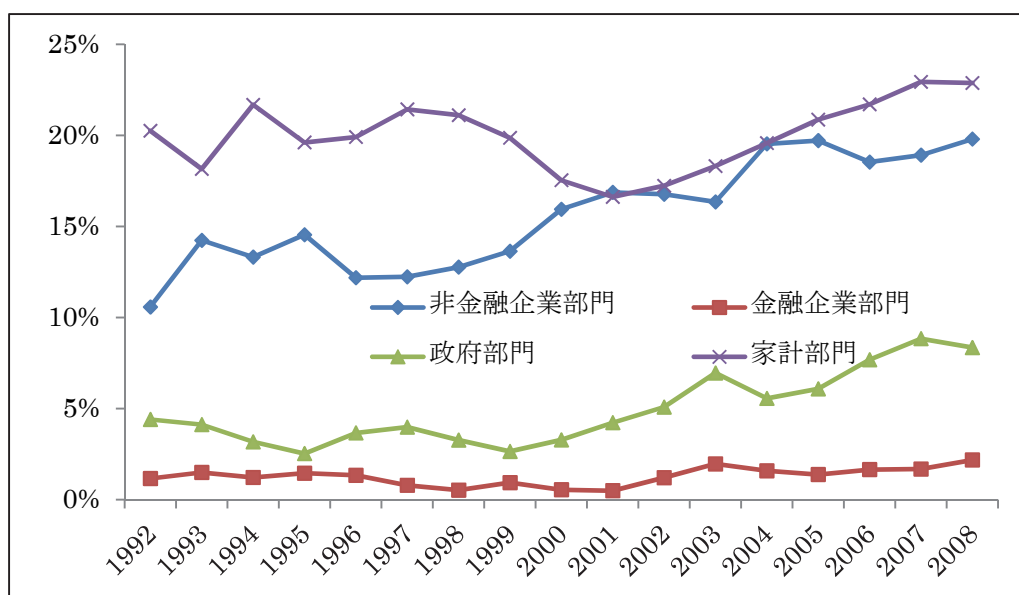


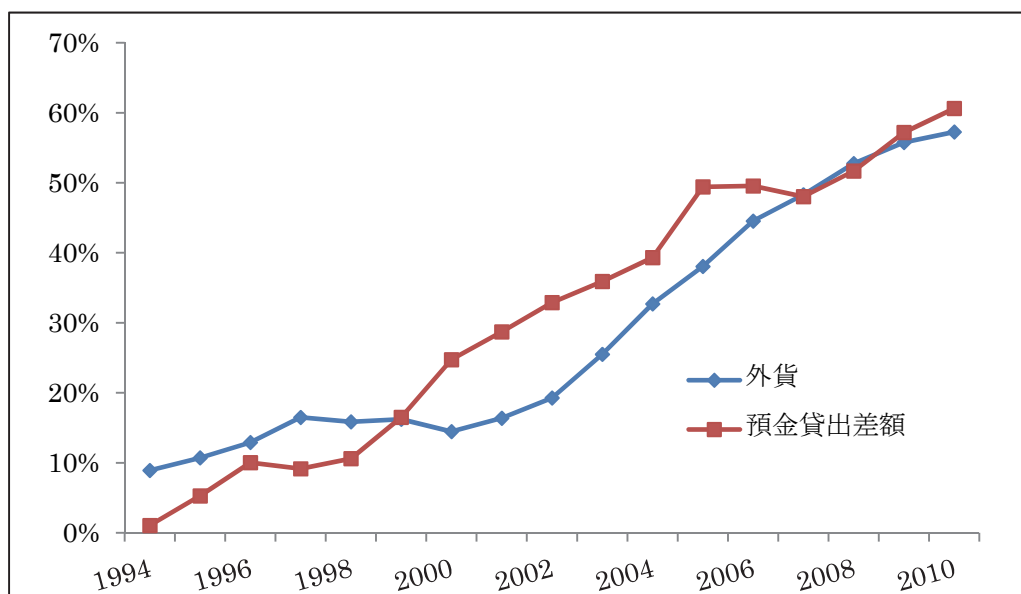
図 2-10 部門別貯蓄対 GDP 割合



注) 第 1 章の図 1-3 を再掲している。

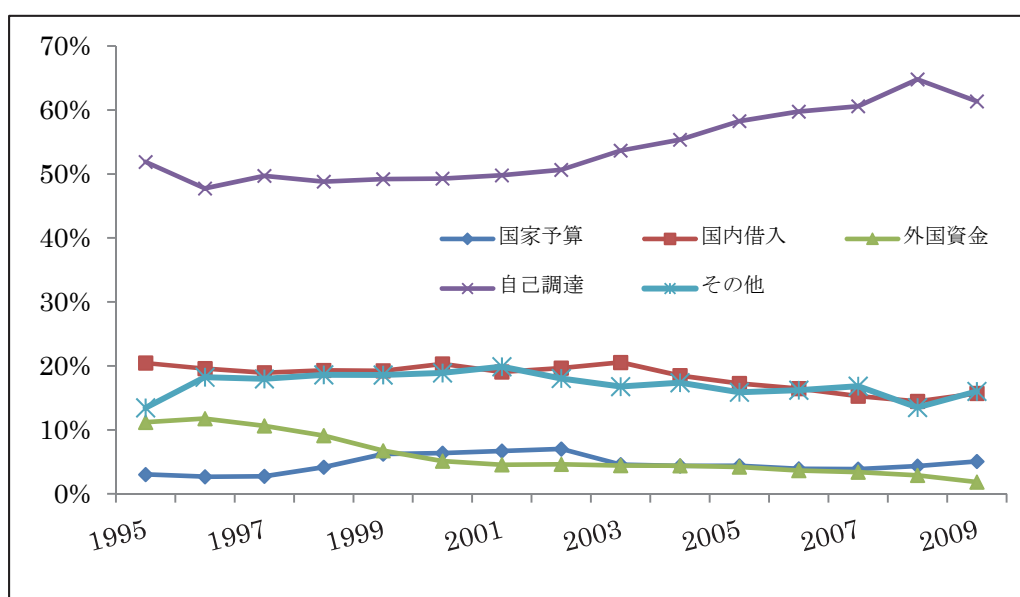
出所) CEIC データベース

図 2-11 預金貸出差額 V.S. 外貨対 GDP 比



出所) 外貨買取専用資金残高 (Position for Foreign Exchanges Purchase) 及び預金貸出差額は中国統計年鑑 (各年度) より、GDP は中国統計年鑑 (2011) より得ている。

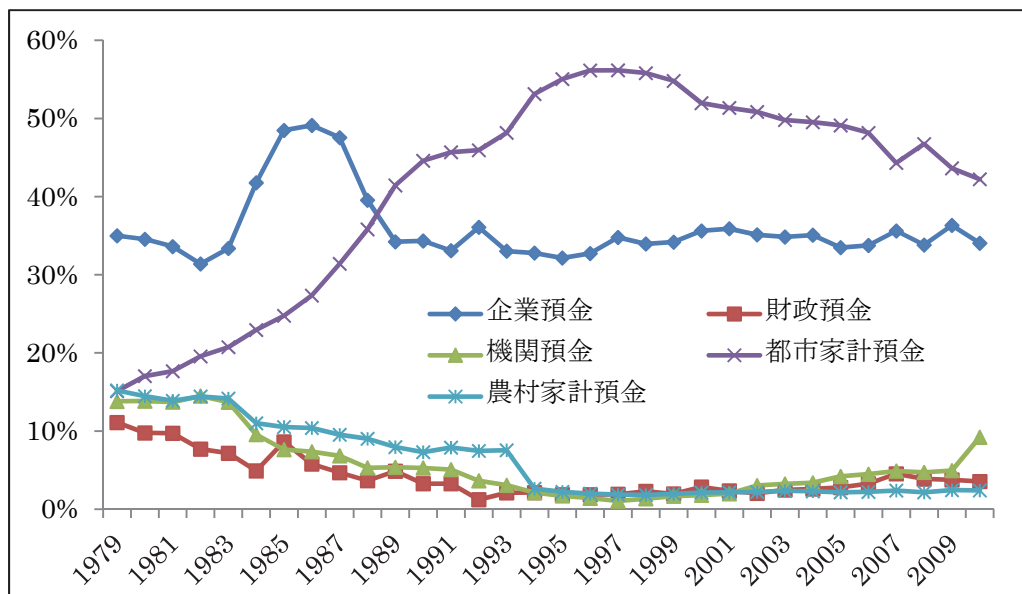
図 2-12 社会固定資産投資資金の構成



注) それぞれの構成要素の対当該年度の投資資金総額の割合を計算している。第 1 章の図 1-9 を再掲している。

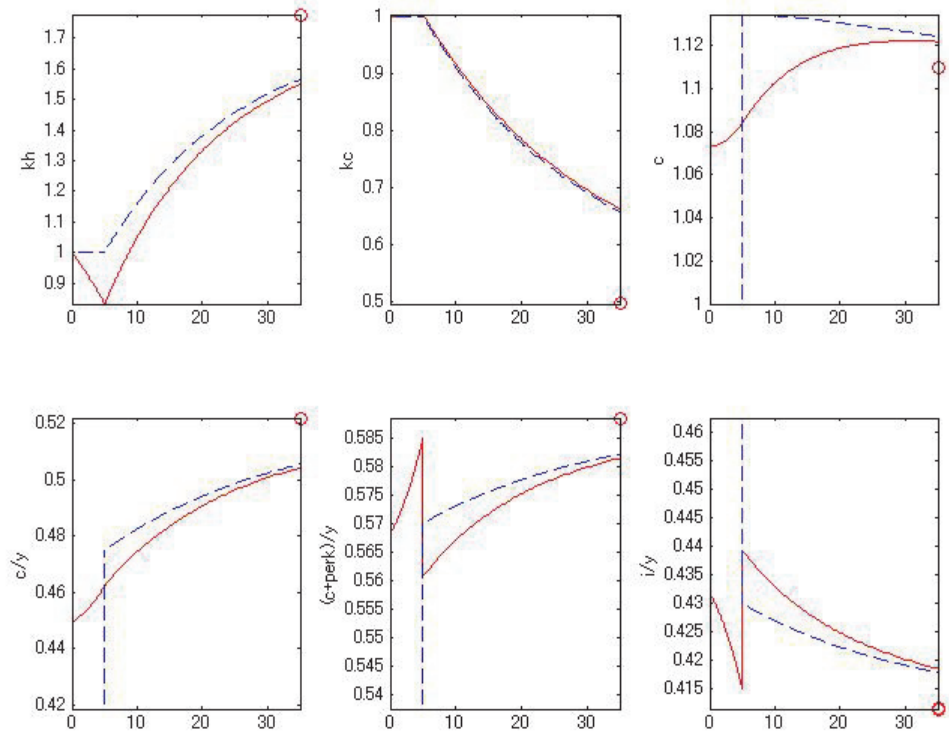
出所) CEIC データベース

図 2-13 部門別預金対金融機構総預金割合



出所) 中国統計年鑑 (各年度)

図 2-14 家計の経済厚生を改善させるための政策実験：
5 年後に 20%の法人税を課した場合



注) kh : 家計資本ストック、 kc : 企業資本ストック、 c : 家計消費、 c/y : 家計消費/GDP、 $(perk+c)/y$: (企業経営者特権利益+家計消費) /GDP、 i/y : 投資 (=生産-企業経営者特権利益-消費) /GDP。時間選好率: 0.04、資本弾力性: 0.5、資本減耗率: 0.1、企業家私物化度合い: 0.25、対数効用。5 年後に 20%の法人税を課す。上の 3 つのグラフは悪化前の定常状態からの乖離を報告している。下の 3 つのグラフは対生産比率を報告している。実線はショックが完全予見の経路で、点線はショックが突然の場合の経路を表す。赤い丸は新しい定常状態の値を示す。

表 2-1 定常状態における資本ストック

修正黄金律: 2.167						
黄金律: 3.393						
賃金過少支払い:	2%	5%	7%	10%	12%	15%
調整された修正黄金律:	2.156	2.139	2.128	2.111	2.099	2.082
調整された黄金律:	3.376	3.350	3.332	3.306	3.288	3.260
$\zeta=1$	家計	1.087	0.429	0.014		
	企業	2.674	3.689	4.286		
	社会全体	3.761	4.118	4.300		
$\zeta=0.95$	家計	1.320	0.721	0.343		
	企業	2.240	3.197	3.755		
	社会全体	3.560	3.918	4.098		
$\zeta=0.9$	家計	1.516	0.976	0.633	0.134	
	企業	1.853	2.750	3.269	3.984	
	社会全体	3.368	3.725	3.902	4.118	
$\zeta=0.85$	家計	1.676	1.195	0.887	0.436	0.141
	企業	1.511	2.346	2.826	3.487	3.899
	社会全体	3.186	3.541	3.713	3.923	4.040
$\zeta=0.8$	家計	1.802	1.381	1.107	0.703	0.437
	企業	1.215	1.985	2.426	3.031	3.410
	社会全体	3.018	3.366	3.532	3.734	3.847
$\zeta=0.75$	家計	1.900	1.535	1.294	0.935	0.698
	企業	0.963	1.665	2.066	2.617	2.962
	社会全体	2.863	3.200	3.360	3.552	3.660
$\zeta=0.7$	家計	1.972	1.661	1.451	1.136	0.925
	企業	0.754	1.384	1.745	2.243	2.554
	社会全体	2.726	3.045	3.197	3.378	3.479

注) $\rho=0.04$ 、 $\alpha=0.25$ 、 $\delta=0.1$ を想定する。「調整された修正黄金律」と「調整された黄金律」は労働損失を考慮したラムゼイモデルとソローモデルの定常状態の資本ストックを表す。

表 2-2 定常状態における消費の比較

	過少支払い度合い:0.02			過少支払い度合い:0.05			過少支払い度合い:0.07			過少支払い度合い:0.1		
	OC	RC	DIF	OC	RC	DIF	OC	RC	DIF	OC	RC	DIF
1	1.011	0.992	1.99%*									
0.8	0.981 (1.011)	0.992 (0.992)	-1.08% (1.99%)	0.955 (0.999)	0.984 (0.984)	-2.90%* (1.55%)						
0.75	0.977 (1.011)	0.992 (0.992)	-1.42% (1.99%)	0.949 (0.999)	0.984 (0.984)	-3.53%* (1.55%)	0.931 (0.991)	0.979 (0.979)	-4.89%* 1.22%			
0.7	0.975 (1.011)	0.992 (0.992)	-1.65% (1.99%)	0.945 (0.999)	0.984 (0.984)	-4.00% (1.55%)	0.925 (0.991)	0.979 (0.979)	-5.52% 1.22%	0.896 (0.978)	0.971 (0.971)	-7.76%* (0.70%)

注) OC は過剰資本蓄積経路を辿る経済の定常状態の消費。RC はラムゼイ経済の定常状態の消費。なお、ラムゼイ経済は労働移動コストを考慮している。DIF は $(OC-RC)/RC$ 。 $\rho = 0.04$ 、 $\alpha = 0.25$ 、 $\delta = 0.1$ を想定する。対数効用。*を付いている値は黄金律を上回る非効率な経済とラムゼイ経済の比較である。カッコ内の値は、企業経営者が特権利益を持たないと仮定する場合の厚生比較を報告している。

表 2-3 過剰資本蓄積経済の定常状態からスタートした同値消費の比較

	過少支払い度合い:0.02			過少支払い度合い:0.05			過少支払い度合い:0.07			過少支払い度合い:0.1		
	OC	RC	DIF	OC	RC	DIF	OC	RC	DIF	OC	RC	DIF
1	1.011	1.053	-3.98%*									
0.8	0.981 (1.011)	1.027 (1.027)	-4.45% (-1.49%)	0.955 (0.999)	1.032 (1.032)	-7.45%* (-3.21%)						
0.75	0.977 (1.011)	1.021 (1.021)	-4.23% (-0.92%)	0.949 (0.999)	1.026 (1.026)	-7.51%* (-2.64%)	0.931 (0.991)	1.027 (1.027)	-9.39%* (-3.56%)			
0.7	0.975 (1.011)	1.015 (1.015)	-3.96% (-0.40%)	0.945 (0.999)	1.021 (1.021)	-7.45% (-2.10%)	0.925 (0.991)	1.021 (1.021)	-9.47% (-3.01%)	0.896 (0.978)	1.021 (1.021)	-12.26%* (-4.20%)

注) OC は過剰資本蓄積の定常状態からスタートして、過剰資本蓄積経路を辿る経済の同値消費。RC は過剰資本蓄積の定常状態からスタートして、ラムゼイ経済の同値消費。なお、ラムゼイ経済は労働移動コストを考慮している。DIF は $(OC-RC)/RC$ 。 $\rho = 0.04$ 、 $\alpha = 0.25$ 、 $\delta = 0.1$ を想定する。対数効用。*を付いている値は黄金律を上回る非効率な経済とラムゼイ経済の比較である。カッコ内の値は、企業経営者が特権利益を持たないと仮定する場合の厚生比較を報告している。

表 2-4 1992 年以降の家計の厚生損失

効用関数: $\gamma=1$

	賃金過少支払い: 2%	賃金過少支払い: 悪化のケース	ラムゼイ経済
同値消費	2.25	2.01	2.30
悪化前との比較	0	-10.41%	2.23%
ラムゼイ経済との比較	-2.18%	-12.37%	0

効用関数: $\gamma=2$

	賃金過少支払い: 2%	賃金過少支払い: 悪化のケース	ラムゼイ経済
同値消費	0.64	0.61	0.65
悪化前との比較	0	-5.17%	0.98%
ラムゼイ経済との比較	-0.97%	-6.09%	0

表 2-5 金融機構預金貸出殘高

年度	預金残高	貸出残高	差額
1979	1340	2040	-700
1980	1659	2414	-756
1981	2006	2765	-759
1982	2287	3052	-765
1983	2762	3431	-669
1984	3386	4420	-1033
1985	4273	5906	-1632
1986	5382	7590	-2209
1987	6572	9032	-2460
1988	7426	10551	-3126
1989	9014	12409	-3395
1990	11645	15166	-3522
1991	14864	18044	-3180
1992	18891	21616	-2724
1993	23230	26461	-3231
1994	40503	39976	527
1995	53882	50544	3338
1996	68596	61157	7439
1997	82390	74914	7476
1998	95698	86524	9174
1999	108779	93734	15045
2000	123804	99371	24433
2001	143617	112315	31302
2002	170917	131294	39623
2003	208056	158996	49059
2004	241424	178198	63227
2005	287170	194690	92479
2006	335460	225347	110113
2007	389371	261691	127680
2008	466203	303468	162736
2009	597741	399685	198056
2010	718238	479196	239042

出所) 中国統計年鑑 (各年度)、単位: 億元

表 2-6 家計の経済厚生を改善させるための政策実験：
法人税を課した場合の厚生改善

効用関数: $\gamma=1$

	t=0	t=5			t=10			t=20		
		予見	突然	AE	予見	突然	AE	予見	突然	AE
tax=10%	6.92%	5.71%	5.62%	0.08%	4.69%	4.58%	0.11%	3.16%	3.03%	0.12%
tax=15%	9.96%	8.23%	8.03%	0.18%	6.76%	6.48%	0.26%	4.53%	4.24%	0.28%
tax=20%	12.74%	10.53%	10.20%	0.30%	8.65%	8.17%	0.45%	5.79%	5.27%	0.50%

効用関数: $\gamma=2$

	t=0	t=5			t=10			t=20		
		予見	突然	AE	予見	突然	AE	予見	突然	AE
tax=10%	3.57%	2.99%	2.91%	0.08%	2.49%	2.37%	0.12%	1.71%	1.58%	0.12%
tax=15%	5.03%	4.23%	4.08%	0.15%	3.53%	3.31%	0.22%	2.42%	2.18%	0.24%
tax=20%	6.31%	5.33%	5.09%	0.23%	4.46%	4.11%	0.34%	3.06%	2.68%	0.38%

注) 同値消費を比較している。AE は Anticipation Effect である。

表 2-A-1 シミュレーション結果と観察データの差分

消費対GDP比		
	平均	平均2乗誤差
私物化:0.2	-0.40%	0.22%
私物化:0.25	-2.18%	0.27%
私物化:0.3	-3.70%	0.37%
私物化:0.35	-4.88%	0.48%
投資対GDP比		
	平均	平均2乗誤差
私物化:0.2	-3.02%	0.21%
私物化:0.25	-1.23%	0.14%
私物化:0.3	0.28%	0.13%
私物化:0.35	1.46%	0.16%

第3章 活断層リスクの社会的認知と活断層 帯周辺の地価形成の関係について：上町断 層帯のケース⁴³

3.1. はじめに

本章は、大阪府の東部を南北に走る上町（うえまち）断層帯の地震リスク認知の推移について、断層帯周辺にある地価公示地点の地価への影響を通じて実証的に検証している。特に、1995年1月に兵庫県南部で起きた都市直下型地震が上町断層帯に関するリスク認知に与えた影響を分析している。

自然災害リスクと住宅価格の関係に関する実証研究は決して多くないが、これらの研究では災害イベントの生起やリスク情報の開示が住宅価格に与える影響が検証されてきた。たとえば、Bin and Ploasky (2004) では、洪水により浸水する危険性の高い平野地域の住宅価格は、浸水の影響を受けない平野地域に比べて大きく割り引かれていることを明らかにするとともに、その割引率は、非常に大きなハリケーンが襲来した後にさらに大きくなっていることを示している。また、Beron et al. (1997) は、1989年のロマ・ブリエタ地震の前後でサンフランシスコ湾岸地域の住宅価格がどのように変化したのかを検証している。彼らの実証研究では、地震勃発後に住宅価格が上方に改訂されたことが確認されている。Brookshire et al. (1985) は、カリフォルニア州による地震ハザードマップの公開が住宅価格を有意に引き下げたことを明らかにしている。

一方、日本経済のデータを用いたものとしては、Nakagawa et al. (2009) が、東京都が公開している地域危険度と公示地価の実証的に検証している。彼らの研究によると、兵庫県南部地震の影響は認められない一方、地震リスクの地価形成への影響がマクロ経済環境の変化に左右されていることが示されている。兵庫県南部地震の影響を検証したものとしては、川脇（2007）と Naoi et al. (2009) がある。前者の研究は、阪神地域7市の地震危険度指標を用いて、兵庫県南部地震というイベントが、地震被害に対して脆弱な地域の地価を有意に引き下げていることを示している。後者の研究は、市町村レベルのデータを用いて、同じイベントが日本の地震発生確率の高い地域の住宅価格を引き下げる効果があったことを指摘している。

地震リスクと地価形成の関係を検証するにあたって、上町断層帯周辺の地域に着目する

⁴³ 本章は、日本大学教授・中川雅之先生、一橋大学教授・齊藤誠先生、関西学院大学教授・山鹿久木先生との共同研究であり、『応用地域学研究』（2011）No. 16、pp. 27-41 に掲載されている。なお、一部は筆者が加筆修正を加えている。

ことには以下のようなメリットがある。

第1に、兵庫県南部地震を契機として、上町断層帯に起因する地震リスクに対する認識が大きく変わった。第3.2節で詳しくみていくように、大阪府の東部を南北に走る上町断層帯が大規模な断層であることは1970年代より確認されていたが、1995年1月に兵庫県南部地震が起きるまでは、都市直下型地震のリスクについて広く認識されていなかった。大阪府を対象とした地震防災政策においても、従来から紀伊半島沖を震源とする海溝型地震を想定して地域防災計画が策定されていた。しかし、政府や大阪府は、兵庫県南部地震以降、上町断層帯に起因する都市直下型地震を想定した地域防災計画に転換した。

第2に、上町断層帯の最新活動時期は、約2万8千年前から9千年前と推定され、直近の地震からみても、平均活動間隔である8千年程度がすでに経過している。上町断層帯は、日本の主要活断層の中でも、今後30年の間に地震が発生する可能性が高いグループに属している。

第3に、上町断層帯が都市部に位置することから、長期間にわたって十分な数の地価公示ポイントを確保することができる⁴⁴。本研究においても、1983年から2009年の期間について、上町断層帯の両側1km圏内で、毎年200から300前後の地価公示地点を確保している。

本章では、近い将来の地震発生確率の高い上町断層帯と対照的に、兵庫県南部地震の震源となり地震エネルギーが解放された六甲・淡路島断層帯についても、活断層周辺地域における地価への影響を検証している⁴⁵。活断層周辺の地価形成にインパクトを与えるのは、上町断層帯において将来の地震リスクであるのに対して、六甲・淡路島断層帯では地震による損失であることが予想される。すなわち、兵庫県南部地震という同一のイベントであっても、活断層からの近接性に応じた地震リスクが残っている地域（上町断層帯周辺）では、そのリスクに応じた地価が形成されるものの、地震エネルギーが開放された地域（六甲・淡路島断層帯周辺）では、被災状況などの地震リスク以外の要素は地価形成要因として認められても、活断層からの近接性については地価に反映されていないことが予想される。

本研究の主な実証結果は以下のとおりである。兵庫県南部地震以降、上町断層帯の両側1km圏域において断層帯近接地ほど地価が低下する傾向が著しくなった。一方、兵庫県南部地震で地震エネルギーが解放された六甲・淡路島断層帯周辺の地価は、兵庫県南部地震の被害で相対的に低下したものの、活断層帯近接地ほど地価が低下するといった傾向は認められなかった。

⁴⁴ 鑑定価格である公示地価を分析に用いることについては、西村・清水（2002）のように様々な問題点が指摘されている。そのうち主要なものである、取引事例とのタイムラグや測定地点の変更に基づく誤差については、比較的長期にわたる観測期間をとること、継続地点を選んで推定することにより一定の解決を図っている。

⁴⁵ 上町断層帯が通っている大阪府は、兵庫県南部地震の影響をあまり受けなかった。消防白書（2006）によると、兵庫県南部地震による大阪府内の被害状況は、死傷者が全体の7.2%、住宅の全半壊が全体の4.5%であり、地震被害のほとんどが兵庫県に集中していた。

イントロダクションの最後に、本章の自然実験環境は、限定された関心と価格評価の係に関する検証を行っていると考えられることに言及したい。DellaVigna (2009) などが指摘しているように、経済主体の注意水準自体に希少性があり、財の評価に必要なとってくる情報に関して明確な要素と不明瞭な要素がある場合、後者の要素は価格形成に反映しにくい。また、不明瞭な要素について競合する情報があると、人々の関心がそれてしまい、後者の要素がいつそう価格形成に反映しなくなる。そうした文脈において本章の実証結果は、次のように解釈することができるであろう。1995年1月に兵庫県南部地震が起きるまで、活断層に起因する地震リスクに対して、人々はまったく関心を持たず、むしろ、海溝型地震に起因するリスクに関心を向けていた。しかし、兵庫県南部地震の発生によって活断層の地震リスクに人々の関心が向かい、活断層リスクが地価形成にストレートに反映するようになった。

本章は、以下のように構成されている。第3.2節では、上町断層帯の地震リスクに対する認知が、兵庫南部地震を契機としてどのように変化したのかを簡単にまとめている。第3.3節では、推定モデルと推定結果を報告している。第3.4節では、結論を述べる。

3.2. 上町断層帯の地震リスク評価と活断層に対する関心の変化

(1) 上町断層帯の地震リスク評価について

大阪府の東部を南北に走る上町断層帯の全貌は、兵庫県南部地震以前にほぼ確認されていた。地震調査研究推進本部（2004）によると、上町断層帯の存在は、ボーリング調査などで1970年代にはすでに確認されていた。1980年代、1990年代前半にも、地下を伝わる弾性波の屈折や反射によって断層を確認する反射法弾性波探査などを中心として調査が行われてきた。1990年代前半には、上町断層帯の北側に連続する断層や上町断層帯付近の活断層についても調査が進められた。1995年以降も、上町断層帯の南側や北側に連続する断層についてさらに調査が行われた。

地震調査研究推進本部（2004）によると、上町断層帯は、大阪府豊中市から大阪市を経て岸和田市に至る断層帯である。全体として長さは約42kmで、ほぼ南北方向に延びている。最新活動時期は、約2万8千年前以後、約9千年前以前であったと推定され、平均活動間隔は8千年程度である。すなわち、直近の地震からみて、約8千年とされる平均活動間隔がすでに経過している。

上町断層帯では、断層帯全体が1つの区間として活動した場合、マグニチュード7.5程度の地震が発生すると推定されている。また、その時、断層帯近傍の地表面では東側が西側に対して相対的に3m程度高まる段差やたわみが生ずる可能性がある。上町断層帯は、今後

30年の間に地震が発生する可能性が日本の主要活断層の中で高いグループに属している。

大阪府は、従来から紀伊半島沖を震源とする海溝型地震を想定した地域防災計画を策定してきたが、兵庫県南部地震以降は、上町断層帯による都市直下型地震を想定した防災計画に転換した。大阪府は、1997年に内陸直下型地震に適合した地震防災対策を策定するために地震被害想定調査を報告している。1997年から2007年の10年間にも、上町断層帯に関する調査（1996年から1998年に実施）や大阪平野の地下構造調査（2002年から2004年に実施）を行い、地震被害を評価するための基礎情報の充実を図ってきた。また、1995年から1997年、および2000年から2003年には、地質調査所（現在の産業技術総合研究所）も調査を行っている。

(2) 社会における活断層に対する関心の変化について

本小節では、兵庫県南部地震以降、社会における活断層に対する関心がいかに大きく変化したのかを簡単にまとめてみよう。

山口（2008）は、活断層をキーワードとするNHKニュースの件数を調べている。山口の研究によると、検索期間中においてNHKニュースで「活断層」という用語が最初に使われたのは、1987年に発生したロサンジェルス地震を報じたニュースであった。1987年から1994年までの期間は、活断層を取り扱うニュースの件数は年間0件から4件ときわめて少なかったが、1995年は兵庫県南部地震の勃発で66件と急激に上昇した。

その後も、活断層を起因とした地震が国内外で発生したことや、政府が国の政策として主要活断層の長期評価を進めたことから、活断層に関するニュース件数が増加した。2005年以降も、原子力発電所の耐震設計指針改定や、2007年の新潟県中越沖地震による東京電力の柏崎刈羽原子力発電所の地震被害があり、原子力発電所の安全性と活断層をめぐる問題が社会的に大きな関心を寄せた。山口は、兵庫県南部地震以降の10年あまりは「活断層が社会化した時代」と主張している。

また、岡田（2008）が主張するように、兵庫南部地震以降の活断層への関心の高まりは、活断層関連の出版物の販売が大幅に拡大したことに表れた。東京大学出版会によると、1991年3月に出版された『新編 日本の活断層』の販売冊数は、1年目に2934冊であったが、2年目には255冊、3年目には185冊と、販売冊数が大きく減少した。しかし、兵庫県南部地震の発生した年とその翌年には、それぞれ2791冊と4539冊と爆発的な売れ行きをみせた。また、1992年8月に出版された『日本の活断層図』の販売冊数は、1年目に939冊、2年目に145冊であったが、兵庫県南部地震が起こった年には5241冊となった。兵庫県南部地震が起こった翌年の1996年1月に出版された『活断層とは何か』は、初年度に9074冊が販売された。

すなわち、兵庫県南部地震の発生は、活断層に起因する災害リスク全般に対する社会の関心を高め人々のリスク認識に大きな影響を与えた。そしてこの関心の高まりはメディアや書物の取り上げ方からもわかるように、一過性のものというよりは構造的に人々の認識

を高めた可能性がある。特に、近い将来における地震発生確率が高い上町断層周辺地域においては、このような傾向が強かったと考えられる。

3.3. 推計モデルと推計結果

(1) 推計モデルの特定化

本節では、上町断層帯の近接地域について、地価形成に与えるさまざまな要因を制御した上で、断層帯に近接する程度に応じて、地価がどれだけ割引かれるのかを検証していく。特に、兵庫県南部地震というイベントが上町断層近接地の地価構造に、どのようなインパクトを与えたかを検証する。

日本では、土地・住宅市場における地価データは現実の売買事例以外に、数多くのデータセットが存在している。例えば、鑑定評価である国土交通省が発表する公示地価と、地方自治体が発表する基準地価がある。また、相続税の課税のために、国税局・税務署が公表する路線価がある。これら以外に、東京都宅地建物取引業協会の地図上に表示された実勢地価、日本不動産研究所が発表している主要都市での地点観測データもある。さらに地方自治体が固定資産税評価のため3年に1回改訂する固定資産評価額がある。中高層集合住宅の中古市場については、高層住宅協会などが売買価格を把握し、また個別の不動産関連情報誌にも地域的には限定されるが、供給者の売り出し価格が公表されている(肥田野, 1992)。

このうち、公示地価は地価公示法(昭和44年法律第49号)に基づき、国土交通省による土地鑑定委員会が毎年1回公示する標準地の価格で、調査は昭和46年(地方圏は昭和47年、一部の用途は昭和50年)から毎年実施されている。公示対象は原則として都市計画法による都市計画区域内だが、都市計画区域以外でも土地取引が相当程度見込まれるものとして省令で定められた区域が対象に加わる。公示される価格はその年の1月1日時点で、3月中旬頃に発表される。公示地価は「一般の土地の取引価格に対して指標を与えるとともに、公共事業用地の取得価格算定の規準となり、また国土利用計画法に基づく土地取引の規制における土地価格算定の規準となる等により、適正な地価の形成に寄与することを目的として、土地鑑定委員会が、毎年1回、標準的な土地についての正常な価格を一般の方々にお示しするもの」と位置づけられている。それぞれの地点につき、2人以上の不動産鑑定士が別々に鑑定評価を行ない、その結果を調整したうえで価格が決定される。公示する価格は、標準的な土地の更地としての「正常な価格」であり、単価(円/平方メートル)で表示される。公示される際には、「住宅地」「商業地」「宅地見込地」「準工業地」「工業地」「市街化調整区域内宅地」「市街化調整区域内林地」に分類される。

本章の目的は、兵庫県南部地震の前後にわたり、活断層リスクの地価形成への影響を検証するところにある。長期間に定期的に提供している地価データを用いる必要がある。こ

のため地価データとしては、川脇（2007）、Nakagawa et. al（2009）及び野村他（2009）などと同様に、同一地域について年初（1月1日時点）の地価を継続的に鑑定している公示地価データを用いている。なお、1995年の地価公示は1995年1月1日時点のものであることから、1995年1月17日に発生した兵庫県南部地震の影響が織り込まれていないことに留意してほしい。

また、地震の影響が及んでいると考えられる範囲に関しては、以下のように決定している。碓井（2000）は、兵庫県南部地震における西宮市の建物被害について、活断層からの距離別にGISを用いた分析を行っている。碓井によると、建物被害に関しては断層帯から1キロ程度のところに建物被害全壊率が戦前の木造家屋で90%、木造家屋60%、全建物50%、中高層RC構造建物40%を超すピークが見られ、わずか2キロの範囲で半減する全壊率の急減が見られた。つまり、地震の被害は活断層から2キロ程度の狭い地域に高率被害が顕著にみられた。また、断層帯から遠く離れると、活断層リスクよりも、地価形成に対して影響を与えるさまざまな要因の方が支配的になると考えられ、活断層リスクの影響を適切に捉えられなくなる可能性がある。本実証研究においては、これらのことを考慮して、上町断層帯から両側2km圏内と1km圏内の公示地価ポイントを、また、六甲・淡路島断層帯についても、両側2km圏内と1km圏内の公示地価ポイントを対象として分析を行った。

表3-1-1、表3-1-2では、1983年に加えて、兵庫県南部地震発生前後の1994年と1996年、さらに最新の2009年の公示地価ポイントについて、上町断層帯と六甲・淡路島断層帯から両側1km圏内、および2km圏内における地価と説明変数に関する基本統計量を報告している。これらによると、いずれの断層帯近接地域においても、推定に用いる公示地価ポイントは増加している。表3-1-1が示すように、上町断層帯の両側1km圏内では、1983年は165地点であったが、1994年に293地点、震災後の1996年に323地点、2009年には318地点と増加している。

また、表3-1-2が示すように、六甲・淡路島断層帯の両側1km圏内においても、1983年は148地点であったが、震災後の1996年には281地点、2009年には272地点であった。図3-1-1は、1995年に測定された上町断層帯と六甲・淡路島断層帯に近接する地価公示地点をプロットしたものであり、図3-1-2は地価測定地点に、両活断層帯を重ねた図になっている。また、図3-2-1と図3-2-2は、1983年から2009年のサンプル期間について、上町活断層帯と六甲・淡路島活断層帯から両側1km圏内と両側2km圏内の平均的な地価動向をプロットしたものである。同時に、図3-2-1には大阪府の平均地価動向を、図3-2-2には神戸市の平均地価動向をそれぞれ加えている。

本研究では、年ごとに横断分析を行っていく。推計に用いているスペシフィケーションは、標準的なヘドニック価格法の文献で用いられている定式化である。ヘドニック・アプローチは、キャピタリゼーション仮説を前提にしており、商品をそれ自身のそれぞれの特性ベクトルによって表現し、価格がこれらの特性ベクトルに対応して決まっていると考えられる。住宅価格へ応用する場合には、住宅の特性としては敷地面積、占有面積、建物構造、

材質、設備、都心からの距離及び周辺環境などが重要な要素であり、これらの属性変数に住宅価格を回帰させることによってヘドニック価格関数を推定する。このような方法で推定された価格関数における環境特性の貢献度を計測することによって、環境の価値の推定が行われる（金本，1992）。ヘドニック・アプローチを応用した自然災害リスクと住宅価格の関係に関する実証研究は決して多くない。米国の研究として Bin and Ploasky (2004) では、洪水により浸水する危険性と住宅価格の関係を調べている。また、Beron et al. (1997) は、1989 年のロマ・プリエタ地震の前後でサンフランシスコ湾岸地域の住宅価格がどのように変化したのかを検証し、Brookshire et al. (1985) は、カリフォルニア州による地震ハザードマップの公開が住宅価格を有意に引き下げたことを明らかにしている。米国における先行研究は主に住宅価格を検証対象とし、使われる説明変数としては、住宅築年数、居住面積、プールの有無及び暖炉の数などの住宅の属性以外に、ビジネス中心地への距離、人口密度、教育水準及び空気の質などの周辺環境変数も含まれている。一方、日本経済におけるヘドニック・アプローチを応用した地価に関する実証研究は数多く存在する。このうち金本他（1989）では、理論的・実証的な展望が行われている。ヘドニック・アプローチを応用した日本における自然災害リスクと資産価格の関係を議論したものとしては、Nakagawa et al. (2009) が、東京都が公開している地域危険度と公示地価の関係を実証的に検証している。彼らの研究によると、兵庫県南部地震の影響は認められない一方、地震リスクの地価形成への影響がマクロ経済環境の変化に左右されていることが示されている。兵庫県南部地震の影響を検証したものとしては、川脇（2007）と Naoi et al. (2009) がある。前者の研究は、阪神地域 7 市の地震危険度指標を用いて、兵庫県南部地震というイベントが、地震被害に対して脆弱な地域の地価を有意に引き下げていることを示している。後者の研究は、市町村レベルのデータを用いて、同じイベントが日本の地震発生確率の高い地域の住宅価格を引き下げる効果があったことを指摘している。本章は上述したいずれの研究とも違い、活断層リスクの地価形成への影響を注目している。研究手法はさほど違いがなく、土地の属性変数及び土地周辺の環境変数を制御した上、活断層リスクの変数を新たに追加して推定を行う。日本の公示地価を研究する文献には、説明変数の中に「下水ダミー」や「ガス施設ダミー」などの説明変数を含む論文がある。ただし、それらの論文の研究対象は住宅地に限定している。本章の研究対象は住宅地と非住宅地の両方であり、「下水ダミー」や「ガス施設ダミー」などは住居地より非住居地への影響が低いと考えられるため、推定変数に含まれていない。本文で報告していないが、実際にこれらの変数を入れた基本モデルの推定結果は本章の推定結果と大きな違いがなかった。また、多くの研究は Box-Cox 変換による非線形推定を用いているが、本章は線形推定を行い、頑健性を確認する小節では、セミ・パラメトリック推定を採用している。以下で採用した推定式の変数を詳しくみていく。

被説明変数は、公示された地価（1 平米あたりの地価）の自然対数値（ $P_{i,t}$ ）とする。一方、説明変数として、まず地価公示データセットに含まれている土地の属性として、住居

地ダミー ($Yoto_{i,t}$ 、住居地の場合に 1、非住居地の場合に 0 をとるダミー変数)、容積率 ($Yoseki_{i,t}$ 、%)、最寄り駅までの距離 ($Kyori_{i,t}$ 、メートル)、前面道路の幅員 ($Haba_{i,t}$ 、メートル) を用いている⁴⁶。また地価公示のデータセットに含まれない地価に影響を与える変数として、都心までの距離を加える。都心から離れるに従って、地価が低下することが考えられるため、この変数を採用する。本章では分析対象が大阪府や兵庫県であるため、都心として大阪駅までの時間距離を測定した。この値は『駅すばあと：2009 年版』で計測した ($Osaka_i$ 、分)。なお、六甲・淡路島断層帯の推計については、都心までの距離として、大阪駅までの時間距離だけではなく、三宮駅までの時間距離 ($Sannomiya_i$ 、分) も加えている。大阪駅は、両活断層帯周辺地域において最も主要で大きな駅である。また三宮駅は、六甲・淡路活断層帯周辺地域において主要な駅である。

さらに UDS 社⁴⁷が提供している大阪府と兵庫県の町丁目ベースの 2005 年度世帯平均年収の自然対数値 ($Average_i$) を、それぞれ地域環境の代理変数として説明変数として加えている。Nakagawa et. al (2009)でも採用した変数であるが、災害に対するリスク指標が地域環境を代理している可能性が考えられ、地域の居住環境をコントロールするための変数を加えることが望ましい。そこで比較的広い範囲において細かいエリア単位でのコントロールが可能で、かつ地域環境を代理している変数として世帯平均年収を採用した⁴⁸。

以上の説明変数の中で、容積率、前面道路の幅員、大阪駅までの距離、三宮駅までの距離、最寄り駅までの距離、活断層帯までの距離の変数に関しては、住宅地と非住宅地で地価に与える影響が異なることが予想されるために、これらの変数については、先に述べた住居地ダミー ($Yoto_{i,t}$ 、住居地の場合に 1 をとる) との交差項も加えている⁴⁹。

本研究で分析の焦点となる説明変数は、「活断層帯までの最短距離」 ($Uemachikyor_i$ 、あるいは $Rokkoukyori_i$ 、メートル) である。上述した属性変数をコントロールしたうえ、「活断層帯までの最短距離」の係数の推計値及びこの推計値有意水準の変化を確認すれば、活断層リスクの地価形成への影響を調べることができる。すなわち「活断層帯までの最短距離」の係数の推計値が (有意に) 正であれば、活断層帯に近いほど、地価が (有意に) 割り引かれる傾向にあることを示している⁵⁰。

以上の被説明変数と説明変数を前提とすると、上町断層帯に関する推計式は次のように定式化される。ただし、*印の変数については、住居地ダミーとの交差項も追加している。

⁴⁶ 地価公示データセットに含まれるその他の変数として方位変数がある。これらを分析に加えて推定を行ったが、ほとんどの係数が有意に推定されない。また、有意に推定された係数であっても、予測される符号と一致していなかった。これらの理由により本章で報告している結果には方位変数は含めていない。

⁴⁷ 株式会社ユー・ディー・エス (<http://www.uds.co.jp/>)。

⁴⁸ 米国の先行研究における人口密度や教育水準及び空気の質などの説明変数は本章の推定には含まれていない。データの収集には困難を伴うことが一因であるが、本文でも言及しているように、極めて狭い範囲に限った地域の観測値を検証しているため、上述した変数はさほど大きなばらつきを有しないと考えられる。

⁴⁹ 住居地ダミーについては、すべての変数との交差項を入れた分析も行っている。その結果、用途地域間で安定して有意な差が認められたのは本章で採用した変数であった。

⁵⁰ 活断層のデータは、産業技術総合研究所 (2009) を用いた。

$$P_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Uemachikyori_i^* + \beta_2 Yoto_{i,t} + \beta_3 Haba_{i,t}^* + \beta_4 Yoseki_{i,t}^* + \beta_5 Osaka_{i,t}^* + \beta_6 Kyori_{i,t}^* + \beta_7 Average_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

(2) 推計結果：上町断層帯の近接地について

(a) モデルの推定結果

表 3-2-1、表 3-2-2 では上町断層帯周辺の地価公示ポイントについて推計結果を報告している。また、図 3-3-1 と図 3-3-2 は、表 3-2-1 と表 3-2-2 で報告している「非住居地における活断層帯までの最短距離」の係数について 95%の信頼区間とともにプロットしている。いずれの推計式においても、「活断層帯までの最短距離」の係数以外は、標準的な地価関数の推計結果と異なることがない。住宅地と非住宅地で感応度の違いはあるものの、大阪駅に近いほど、最寄り駅に近いほど、平均所得が高い地域ほど、地価が高くなる傾向が認められる。容積率、前面道路幅員についても高いほど地価が高くなる傾向にあるが、容積率は特に非住宅地において、前面道路幅員は住宅地において相対的に地価に強く影響を与えている。

表 3-2-1 によると、断層帯両側 1km 圏内で「非住居地における活断層帯までの最短距離」の係数が 1993 年より正值であり、活断層に近いほど地価が低下する傾向が認められる。しかし、その係数が有意に正となるのは、1995 年以降である。1995 年に 5%水準で、1996 年以降は 1%水準で有意となっている。さらに、1995 年以降、係数自体が大きくなっている。たとえば、1995 年の係数は 0.000334 であったのに対して、1996 年には 0.000430、2000 年代には 0.00046 を超える水準で推移している。

このように上町断層帯の両側 1km 圏内の地価公示ポイントでは、兵庫県南部地震の発生した 1996 年以降に活断層帯に近いほど地価が低下する傾向が 1%水準で統計的に有意になり、その後、活断層帯の近接地で地価が割り引かれる度合いが高まっていく。

一方、上町距離と住居地ダミーの交差項の係数は、1996 年以降負値で有意になっており、非住居地の係数値との合計をみると、符号が反転するほどの大きさではないが、住居地の方が活断層帯までの距離の負の影響が小さいことを示している。これらの結果と、表 3-2-1 で住居地ダミーが 1995 年以降、正で有意に推定されるようになったことを踏まえれば、兵庫県南部地震は活断層への近接性と地価との関係について、商業地については定数項を低下させ活断層帯までの距離に関して正の傾きをもたせる効果があったものと解される。しかし、住宅地についてはこのような明確な効果は弱まる傾向にある。

地震リスクに対して非住居地の方が感応的であるという結果については、Nakagawa et. al (2009) の東京都のケースでも同様の結果が得られている。彼らは、地震危険度指標が地価に与える負の影響を分析しているが、そこでは住居地域よりも商業地域の方が、大きく地価を割り引いていることが示されており、本章の分析と同様の結果が示されている。

また断層帯両側 2km 圏内の結果を表 3-2-2 で報告している。非住居地では、「活断層帯

までの最短距離」の係数が1995年まで有意でないが負値をとっており、活断層の近接地で地価が割り引かれる傾向は認められない。しかし、1996年以降、係数は有意に正值となり、活断層帯に近いほど地価が低下する傾向が認められ、1km圏内の結果と同様、1995年の兵庫県南部地震以降に活断層の近接地で地価が割り引かれる傾向がみられた。一方住居地域では、非住居地域の係数値との差より、ほぼゼロか負値で推移しており、住居地域では1kmを超えると活断層による地価の割り引かれる傾向がみられなかった。

以上で報告した1kmと2kmのモデルにおいて、1995年の兵庫県南部地震発生を境に、1994年以前には、「上町活断層帯までの最短距離」の説明変数の係数が有意になることはなく、1996年以降では安定して高い有意水準で係数が正であった。後に報告するいくつかの頑健的な推定モデルを用いての検証でも、この傾向は同じであるが、一方で有意水準は落ちるが、1995年についても地価への地震の影響とみられる結果が出ているモデルもある。しかし地価公示は、当該年の1月1日時点の評価であるため、1995年の地価公示は、地震発生の1月17日の直前の評価であるため、厳密には兵庫県南部地震の影響は見られないはずである。この点について、我々は以下のように解釈している。

地価公示の評価時点は1月1日であるが、公表時期は毎年3月下旬であり、地震発生の1995年においても、公表まで約2か月の期間があった。日本不動産研究所(1995)は、地震発生から約1か月後に、地価公示の鑑定者に対して、地震被害の影響が考えられる地域について、地価の算定方法のマニュアルを作成し周知している。これによると、地震発生後、投機的な取引も発生し非常に混乱した状況であるが、被害状況や地震発生後の取引事例を勘案して、一定の予測をたてたうえで、実際の鑑定評価価格の修正を考量することが必要であろう、との認識をもっていたことがわかる。公示地価は1月1日時点の評価であることが1995年についても前提とされているが、震災後1か月余りで詳細な計算方法が作成され、周知されていることも考えると、地震の影響が被害地域の地価に反映されていることが十分考えられ、またその周辺の活断層帯の存在がわかっている非常に地震リスクの高い地域においても、ある程度の影響が反映された可能性が十分に考えられるかもしれない。以上のような理由で、1995年の推定結果に、不安定ではあるが、有意性が観察されたのではないだろうか。ただし、先に述べたように1月1日時点の評価ではあるため、1995年の有意性については、注意が必要である。

以下では上記で報告してきた結果が頑健であるかどうかを、2つの方法により確認している。第1は、地価を説明する変数や、活断層帯までの距離変数に工夫を加えることにより推定モデルを拡張している。第2に、活断層帯までの距離変数に対して関数形を特定せず、より柔軟な推定モデルにより推計を行っている。

(b) 推計結果の頑健性

前小節で認められた結果が、どの程度頑健的かどうかを、いくつかの説明変数を追加することにより確認している。1つ目は、被説明変数の地価測定ポイント数が増加してきて

いるが、その影響を考慮して、1993 年から 2009 年までの期間で継続的に測定されている地点に限った分析を行っている。2 つ目は、日本では地域環境が、最寄りの鉄道路線で区別される傾向が強いため、そのことをコントロールするために、地価測定地点がどの鉄道路線沿線であるのかを考慮している。3 つ目は、1km 圏内、2km 圏内を一つの推定モデル内で識別することにより、活断層帯までの距離の影響をより詳細にみている。以下では、それぞれの推定結果について報告している。

(地価公示地点数の拡大について)

3.3-(1)節の表 3-1-1 でみたように、地価公示地点数は、1990 年代半ばから大幅に拡大していることから、新たに追加された地点が推計結果に影響を与えている可能性が考えられる。そこで、1993 年から 2009 年まで両側 1km 圏内（両側 2km 圏内）で継続して鑑定評価された 175 地点（274 地点）に絞ったサンプルで推計を行っている。表 3-3-1 で、継続地点のみでの両側 1km 圏内と両側 2km 圏内について推計結果を報告している。

表 3-3-1 のパネル A によると、両側 1km 圏内で継続して鑑定評価されたサンプルに限った分析でも、1995 年に弱い活断層帯の距離の影響がみられ、地震発生後の 1996 年以降は 5%の有意水準で、1999 年以降は 1%の有意水準で係数は正値をとっている。表 3-3-1 のパネル B では両側 2km 圏内の分析結果でも、1996 年以降に有意な正値がみられるようになってきている。さらに 1993 年から 1997 年のより短い期間での継続地点に限ったサンプルでの分析も行っている。表 3-3-2 のパネル A で報告している 1km 圏内の分析では 1995 年で 10%、1996 年で 5%、1997 年で 1%の有意水準で正の値が認められた。表 3-3-2 のパネル B の 2km 圏内の分析においては、このモデルでは有意な変数は得られていないが正値で推定されている。

(沿線ダミー変数の追加について)

表 3-4 のパネル A は、標準的な地価関数の推計にならって、活断層帯から両側 1km 圏内のサンプルについて鉄道沿線ダミーを加えた場合の推計結果である。考慮した沿線は、表 3-A に報告している。表 3-4 のパネル A によると、1%水準という高いレベルでの正の値が確認されるには、1995 年以降である、という結果となったが、それ以前にも 5%以下ではあるが、有意な正の値が推定されている。表 3-4 のパネル B の活断層帯から両側 2km 圏内のサンプルについては、有意水準が落ちるものの、1996 年から正の値が有意に推定されている。このように沿線ダミーを多く入れることにより推計結果が不安定になる傾向がみられた。追加された変数がサンプル数に比して多いことに加えて、大阪府を縦断する上町断層帯周辺では、鉄道網も南北に並行して存在している部分がある。そのため、沿線ダミー変数が「活断層帯までの最短距離」の変数と多重共線性を示して、係数の有意度が低下している可能性が考えられる。

(距離帯別の感応度)

活断層帯両側 2km 圏の結果は、活断層帯に相対的に近い地点の地価が全体の結果に影響を与えている可能性がある。そこで、2km 圏内のうち、1km から 2km までの公示地価ポイントについてのダミー変数をたて、活断層帯までの距離との交差項を、比較的に活断層帯までの距離に対して感応的であった非住居地域について追加して推定した。その結果、1km から 2km のダミー変数と活断層帯までの距離変数の交差項の係数値がマイナスで推定され、1km 以内の活断層帯の影響を弱める傾向にあった。このことより、表 3-5 は、推定結果を 1km 以内の地価公示ポイントの距離の係数推定値と 1km 以上の係数推定値に直した結果を報告している。1km 以内の係数有意になるのは 1995 年以降、1km 以内の係数が 1%水準で有意であり、1km 以上の係数が有意になるのは 1996 年以降である。このことより、兵庫県南部地震以降、1km 以内の相対的に活断層帯に近い地点でも、それ以上の活断層帯に遠い地点でも、活断層帯からの距離が地価に織り込まれていることが分かる。しかし、1km 以内の相対的に活断層帯に近い場所では、1km 以上の遠い場所と比べると、活断層帯の近接地の地価が割引される程度が大きい。たとえば、1996 年時点で 1km 以内においては 0.000260 であるのに対し、1km 以上が 0.000128 である。

(c) セミ・パラメトリック推定

本小節では、活断層帯からの距離が地価形成に及ぼす影響について、パラメトリックな仮定を緩め、よりフレキシブルなセミ・パラメトリック・モデルで推計することによって、線形モデルによるスペシフィケーションの頑健性を検証していく。たとえば、線形モデルの想定が妥当しないケースとしては、活断層帯に非常に近い地点では、地価が極めて大きく割り引かれる一方で、活断層帯から相対的に遠く離れた地点では、活断層リスクに対する評価が大きく弱まるケースが考えられる。そのような場合には、線形モデルの推定で得られた「上町断層帯までの距離」の推定係数が過剰もしくは過少に評価される可能性がある。

以下では、セミ・パラメトリック推計を試みる。すなわち、「上町断層帯までの距離」の説明変数に関して関数形を特定化せずにノン・パラメトリックな推計方法を適用する一方、他の説明変数に関しては依然として線形性を仮定するセミ・パラメトリック推定を試みる。このようにフレキシブルなスペシフィケーションで推定することによって、線形モデルによる推計結果が頑健的であるかどうかを確認していく。

推定モデルは次のように定式化する。ただし、*印の変数については、住居地ダミーとの交差項も追加している。

$$P_{i,t} = f(Uemachikyori) + \beta_1 Yoto_{i,t} + \beta_2 Haba_{i,t}^* + \beta_3 Yoseki_{i,t}^* + \beta_4 Osaka_{i,t}^* + \beta_5 Kyori_{i,t}^* + \beta_6 Average_i + \varepsilon_{i,t}$$

上式の右辺第1項については、「上町断層帯までの距離」に関する非線形関数となっている。この関数形については、いかなるパラメトリックな仮定を設けずに、ノン・パラメトリック推定を行っている。一方、右辺第2項以降の説明変数については、3.3-(2)-(a)節と同様に線形性を仮定する。このモデルの具体的な推定方法については、Yatchew (1997, 1998)が提案した手法 (Difference-Based Semi-Parametric Estimation) を採用している⁵¹。

推定結果は、表3-6-1、表3-6-2にまとめている。表3-6-1の上町断層帯の両側1km圏内の推定結果をみると、用途ダミー、容積率、大阪駅時間距離、最寄り駅距離、平均所得に関しては、線形モデルの推定結果とほぼ同じである。決定係数についても大きく変化がない。

次に、上式の非線形部分 ($f(\cdot)$ で表された部分) については、帰無仮説が定数、対立仮説が「上町断層帯までの距離」に関して非線形であるという仮説検定を行っていく。この仮説検定を通して、より一般的な仮定の下で、「上町断層帯までの距離」変数がいつの時点から公示地価に有意に影響を及ぼしはじめたのかを検証することができる。表3-6-1の検定値の列では、検定統計量のp値を報告している。これらの仮説検定結果によると、1995年までは、すなわち、1995年1月に兵庫県南部地震が発生するまでのデータにおいては、「上町断層帯までの距離」に関する非線形部分の説明力が有意ではないか、10%水準で有意である程度だが、1996年以降では、「上町断層帯までの距離」に関する非線形部分の説明力が5%水準や1%水準という高い水準で有意に転じている。こうした仮説検定結果は、上町断層帯の両側1km圏内の地価公示ポイントでは、兵庫県南部地震が発生した直後の1996年から、「上町断層帯までの距離」が公示地価に有意な影響を及ぼしていることを意味している。

表3-6-2が示すように、上町断層帯の両側2km圏内の推定結果についても、「上町断層帯までの距離」の非線形性に関する仮説検定の有意水準は、1994年以降に有意に転じている。また、2005年以降は、2004年を除けば10%の有意水準が失われている。すなわち、上町断層帯の両側2km圏内においては、両側1kmに比べると、兵庫県南部地震の勃発によって、活断層リスクの社会的認知が高まり、そのことが地価形成に影響を及ぼした度合いは相対的に弱いと考えられる。

ただし、「上町断層帯までの距離」に関する非線形性の度合いはそれほど大きくない。図3-4-1から図3-4-4では、線形モデルとセミ・パラメトリック・モデルについて、1985年、1995年、1996年、2005年の公示地価の予測値を表示している。これらの図から明らかなように、線形モデルとセミ・パラメトリック・モデルの予測値は両者がほぼ近似しており、非線形性の程度は著しくない。実際、Yatchew (1997, 1998)で提案したモデル選択の検定を応用して、線形モデルとセミ・パラメトリック・モデルのモデル選択の検定を行ったところ、真のモデルが線形モデルである帰無仮説が棄却されない結果を得ている (図

⁵¹ 本章では、STATAを用いて推計を行っている。STATAのノン・パラメトリック推定では、Cleveland (1979)が開発したLocal Weighted Scatter Plot Smoother (LOWESSと略されている)が用いられている。

3-4-1 から図 3-4-4 の下に検定統計量の p 値を報告している)。

以上の線形モデルとセミ・パラメトリック・モデルの推計結果をまとめてみよう。上町断層帯の両側 1km 圏内の地価公示ポイントにおいては、線型モデルでは、兵庫県南部地震が発生した 1995 年以降、活断層帯に近いほど地価がある程度割り引かれる傾向が認められる。また、より頑健ないくつかのモデルを用いたとしても、そうした傾向が統計的に有意に認められ、特に震災後の 1996 年以降のデータでは高い有意水準でこの傾向がみられた。また活断層帯の近接地で地価が割り引かれる度合いは、兵庫県南部地震の発生以降に年々高まっている。1990 年代末から 2000 年代にかけては、活断層帯の両側 2km 圏内においても、活断層帯に近いほど地価が割り引かれる傾向が認められる。

(3) 推計結果：六甲・淡路島断層帯の近接地について

(a) モデルの推定結果

以下では、上町断層帯において行った分析と同様の手法により、六甲・淡路島断層帯近接地の地価構造の推移を検証している。この断層帯においては、兵庫県南部地震の発生により地震エネルギーが放出され、将来の地震リスクが低下したため、地震発生というイベントが有する意味が上町断層帯に対するそれとはまったく異なることが予想される。

表 3-7-1、表 3-7-2 は、六甲・淡路島断層帯の両側 1km 圏内と両側 2km 圏内の地価公示ポイントについて推計した結果を報告しているまた、図 3-5-1 と図 3-5-2 では、表 3-7-1 と表 3-7-2 で報告している「非住居地における活断層帯までの最短距離」の係数について、95%の信頼区間とともにプロットしている。

六甲・淡路島断層帯の近接地に関する推計結果においても、「六甲・淡路島断層帯までの距離」の係数以外は、標準的な地価関数の推計結果とほとんど異なるところがない。すなわち、容積率が高いほど、大阪駅に近いほど、最寄り駅に近いほど、平均所得が高い地域ほど、地価が高くなる傾向が認められる。

六甲・淡路島断層帯の両側 1km 圏内、および 2km 圏内においての「六甲・淡路島断層帯までの距離」の係数は、上町断層帯のサンプルとは対照的に負値をとる傾向にある。すなわち、上町断層帯とは異なって、六甲・淡路島断層帯では断層帯に近いほど地価が上昇するという傾向にあり、六甲・淡路断層帯周辺では、「活断層帯までの距離」が地震リスクの指標になっているとは考えにくい。さらにこの傾向は、兵庫県南部地震の前と後で一貫して認められる傾向であり、兵庫県南部地震のイベントが何らかの影響を与えたとも考えにくい。さらに 3.3- (2) - (b) の上町断層帯でみたように、地価測定地点の拡大が六甲・淡路断層帯周辺でも認められるため、これらを継続して測定されている地点に限って推定した結果を表 3-8-1、表 3-8-2 で報告している。これらによると、非住宅地の断層帯までの距離係数は、正ではあるが、まったく有意ではなかった。また住宅地における距離係数についても、有意な係数はまったく得られなかった。このようにサンプルを固定した推定においても、上町断層帯周辺でみられたような地震発生時期を境にした、地震リスク

を確認することができない傾向にある。

そこで以降では、上町断層帯周辺とは異なる、六甲・淡路島断層帯周辺地域特有の特徴をコントロールすることにより、活断層帯までの距離変数が地震リスクをとらえている可能性について、詳しくみていく。

上町断層帯周辺地域と大きく異なるのは、六甲・淡路島断層帯周辺は、震災の被害を大きく受けた地域であり、さらに図 3-1-2 でもわかるように、六甲山脈と瀬戸内海に挟まれた狭い地域に都市や交通網が形成され、ほぼその狭い範囲と同位置に活断層の多くが存在しているという点である。そこで、六甲・淡路島断層帯の推定モデルにこれらの影響を考慮した新たな変数を加えて分析を行っていく。

まず都市交通へのアクセシビリティをある程度コントロールする必要がある。表 3-7-1、表 3-7-2 のモデルで考慮している最寄り駅までの距離に加えて、地価測定地点からこの地域の主要な交通機関である JR 東海道線、国道 2 号線までの距離変数を作成し、交通機関までの近接性をより具体的にコントロールする^{52 53}。さらに次節のように、震災の被害の程度の影響をコントロールしている。

(b) 被災規模とその後の復旧について

六甲・淡路島断層帯周辺は、実際に震災の影響を受けている。その被災の程度をみるために、特に建物被害が大きかった町丁目を選び、その地点に対してダミーを建て、このダミー変数を定数項ダミーとしてモデルに導入する。さらに、このダミー変数と「六甲・淡路島断層帯までの距離」を掛けたクロス項を作成し、説明変数に追加する。これらの変数を加えることにより、震災の被害が地価に与えた影響を定数項と活断層帯までの距離変数を通じてコントロールして、回帰分析を行う。

建物被害が大きい町丁目を選ぶにあたり、全壊率のデータを用いた⁵⁴。この指標は、町丁目内の全建物のうち、全壊した建物の割合を示している⁵⁵。この全壊率の値が高い上位 25%の町丁目に対してダミーを建て、被害上位 25%ダミーとした。

野村他（2009）によると、2000 年代の前半には災害復旧が進み、被災地の地価が回復し

⁵² 兵庫県全域を考えた場合、地価測定地点と断層帯までの距離と地価測定地点からこれらの交通機関までの距離の変数の相関係数をみると平均で約 0.73 という高い値を示す。このことと図 3-1-2 の地図から、断層帯と交通機関網はほぼ同じような位置に存在していることがわかる。ただし、本章の分析においては、断層帯から 2km という近接地に限っているため、距離のばらつきがあり、この範囲において上述の相関係数は 0.3 以下という低い値であるため、これらの変数を追加して分析を行うことに大きな問題はないと考える。

⁵³ その他の交通機関として阪急神戸線や阪神高速 3 号線も考えられるが、これらへの距離変数は、JR や国道までの距離変数と非常に高い相関関係にあるため省いた。

⁵⁴ 建設省建築研究所（2006）の調査報告書にある全建物に関する全壊率のデータを使用している。建物に関する調査は、1995 年の 1 月 30 日から 2 月 3 日、2 月 13 日から 17 日の 2 回にわたって、（株）鹿島建設の現地調査により実施されている。

⁵⁵ 全壊とは、住家がその居住のための基本的機能を喪失したもの、すなわち、住家全部が倒壊、流失、埋没、焼失したもの、または住家の損壊が甚だしく、補修により元通りに再使用することが困難なものである。これらの判断は目視により確認される。

てきたことを明らかにしている。このようなことは、全壊率の上位 25% の定数項ダミーの係数値を、年度をおってみるによって検証することが可能となる。

表 3-9 で推計結果を報告している⁵⁶。ここでの推計結果は、活断層帯から 1km、2km でほとんど同様の傾向が認められた。具体的には、まず、震災の被害が大きかった地域についての「被害上位 25%」ダミーの係数値であるが、1995 年は 5% で、1996 年以降は 1% 水準で有意に負で推定されている。被害が非常に大きかった地域の地価が大きく定数項で割り引かれていることが 1995 年以降に認められた。さらに地震直後の 1996 年においては、絶対値の値が最も大きく推定されており、震災直後にこの負の影響が最大であったことがわかる。その後、この係数値は絶対値で小さくなる傾向にあり、2000 年代前半において、その影響が最も小さくなっている。このことは、野村他（2009）で明らかにされているように、震災の復興のプロセスと整合的な結果となっている。しかし 2007 年から再び係数の絶対値が大きくなっていく。このことは次のように考えることができる。図 3-2-2 からわかるように、2007 年から六甲・淡路断層帯周辺の地価は上昇し始めている。2007 年から再び係数の絶対値が大きくなっているということは、この地価上昇期に入って、震災の被害が非常に大きかった地域の地価の上昇幅が、その他の地域と比べて小さかったことを意味する。Nakagawa et. al（2009）で、東京都の地震危険度に対する地価の低下の度合いをみているが、そこでも、地価上昇期には、危険度の低い地域の地価上昇に比べて危険度の高い地域の地価上昇が小さかったことが示唆されており、本章での結果はそれと整合的であった。

次に「六甲・淡路島断層帯までの距離」の係数の有意性についてであるが、この係数値は、住居地域、非住居地域にかかわらず、また震災の前後に関係なく、有意性が失われており、「六甲・淡路断層帯までの距離」変数が、地震リスクの指標にはなっておらず、そのことは震災前後で変化がないことがわかった。

3.4. 結論

本章は、大阪府の東部を南北に走る上町断層帯のリスクが、兵庫県南部地震というイベントを通してどのように認知されてきたのかについて、断層帯周辺の地価への影響を通じて実証的に検証している。上町断層帯の両側 1km 圏内において、断層帯近接地ほど地価が有意に低下する傾向は、1995 年 1 月に起きた兵庫県南部地震以前も若干認められたが、兵庫県南部地震以降にその傾向が顕著になった。一方、兵庫県南部地震で地震エネルギーが解放された六甲・淡路島断層帯の近接地の地価については、震災後、被害が大きかった地域で地価が大きく割り引かれる傾向はあったものの、活断層帯までの距離は地震発生の前

⁵⁶ その他の変数については、これまでのモデルとほぼ同様の結果であった。またコントロール変数として用いた交通機関へのアクセシビリティの係数値も負に推定される傾向にあり、理論と整合的であった。

後にかかわらず地震リスクを反映していない。

上町断層帯は、1970年代よりその存在が知られていたが、その危険性が政策的に認識されたのは、兵庫県南部で都市直下型地震が起きてからである。本章の実証結果は、経済取引においても上町断層帯にかかわる危険性が認知され、実際の土地価格に反映されるようになったのは、活断層に起因する兵庫県南部地震の勃発で活断層に対する社会的、あるいは政策的な認識が一変したことを契機としていることを示している。

また、本章の実証結果は行動経済学において指摘されている限定された関心と価格評価の関係をサポートしている。DellaVigna (2009) などが指摘しているように、経済主体の注意水準自体に希少性があり、財の評価に必要となってくる情報に関して明確な要素と不明瞭な要素がある場合、後者の要素は価格形成に反映しにくい。また、不明瞭な要素について競合する情報があると、人々の関心がそれてしまい、後者の要素がいつそう価格形成に反映しなくなる。1995年1月に兵庫県南部地震が起きるまで、活断層に起因する地震リスクに対して、人々はまったく関心を持たず、むしろ、海溝型地震に起因するリスクに関心を向けていた。しかし、兵庫県南部地震の発生によって活断層の地震リスクに人々の関心が向かい、活断層リスクが地価形成にストレートに反映するようになった。

日本は多くの活断層帯をかかえており、上町断層帯同様、近い将来に大きな地震が起こる可能性が高い地域も多い。そのような近い将来に地震発生リスクが非常に高いような地域では、本章が示唆するように、地震リスクを反映した経済主体の立地が進み、地価がそれらの危険回避行動を反映したものとなっていることが予想される。しかし、兵庫県南部地震というイベントが、本章の対象地域以外の経済主体のリスク認知に与えた影響は、より軽微なものである可能性もあろう。その場合、住民のリスク認知を促すような情報提供を意識的に行うことで、住民の的確なリスク認知形成を促すことが求められる。さらに、本章の実証結果によれば、上町断層帯周辺の地価形成は、兵庫県南部地震後に一貫して活断層の地震リスクに反映されている。つまり、人々の活断層への関心の高まりは一過性のものというよりは構造的に人々の認識を高めたと解釈できるだろう。従って、人々の活断層による地震リスク認識の歪みを認めた上、政府や地方自治体は緩やかな政策介入を通じて、関心を高めるような工夫が望まれる。一度に地震リスク認識への関心を喚起できれば、その効果が持続的なものとなることも期待できるであろう。

3.5. 図表

図 3-1-1 公示地価ポイント

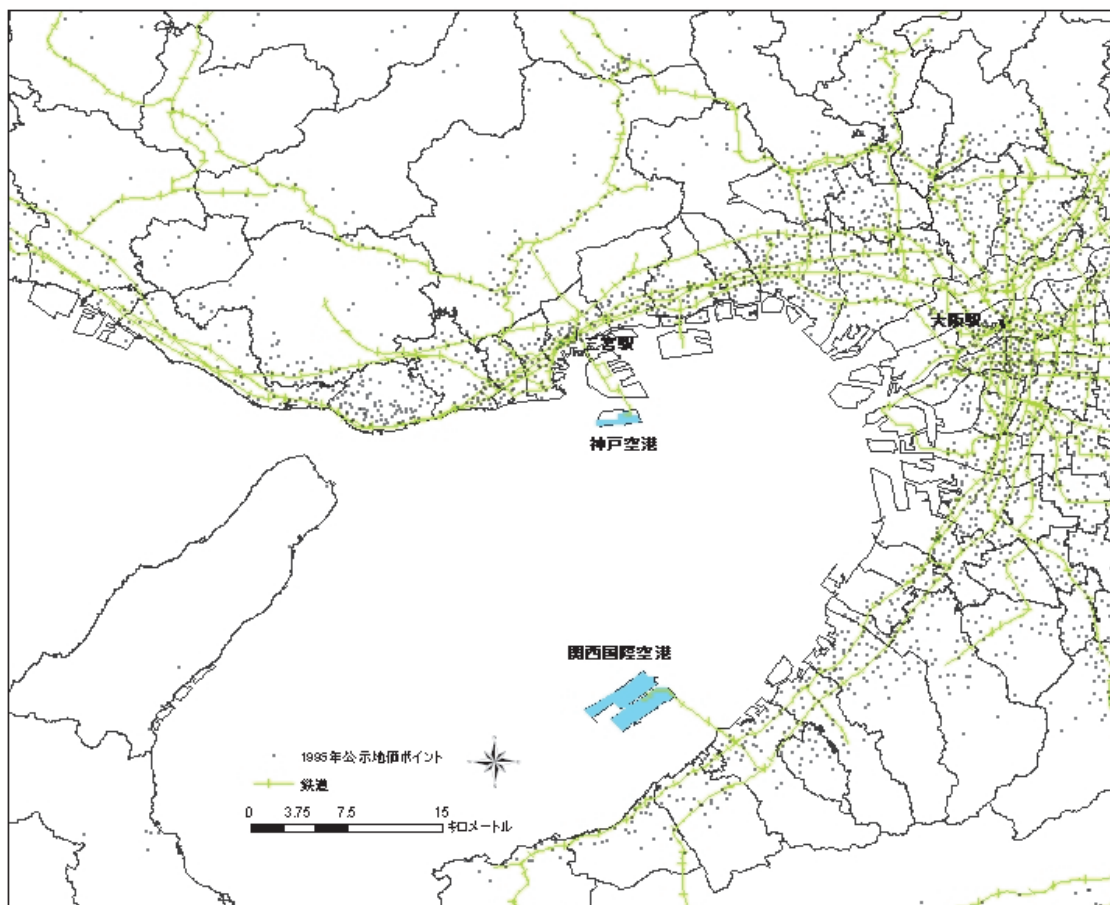


図 3-1-2 公示地価ポイントと上町、六甲・淡路島断層帯の位置

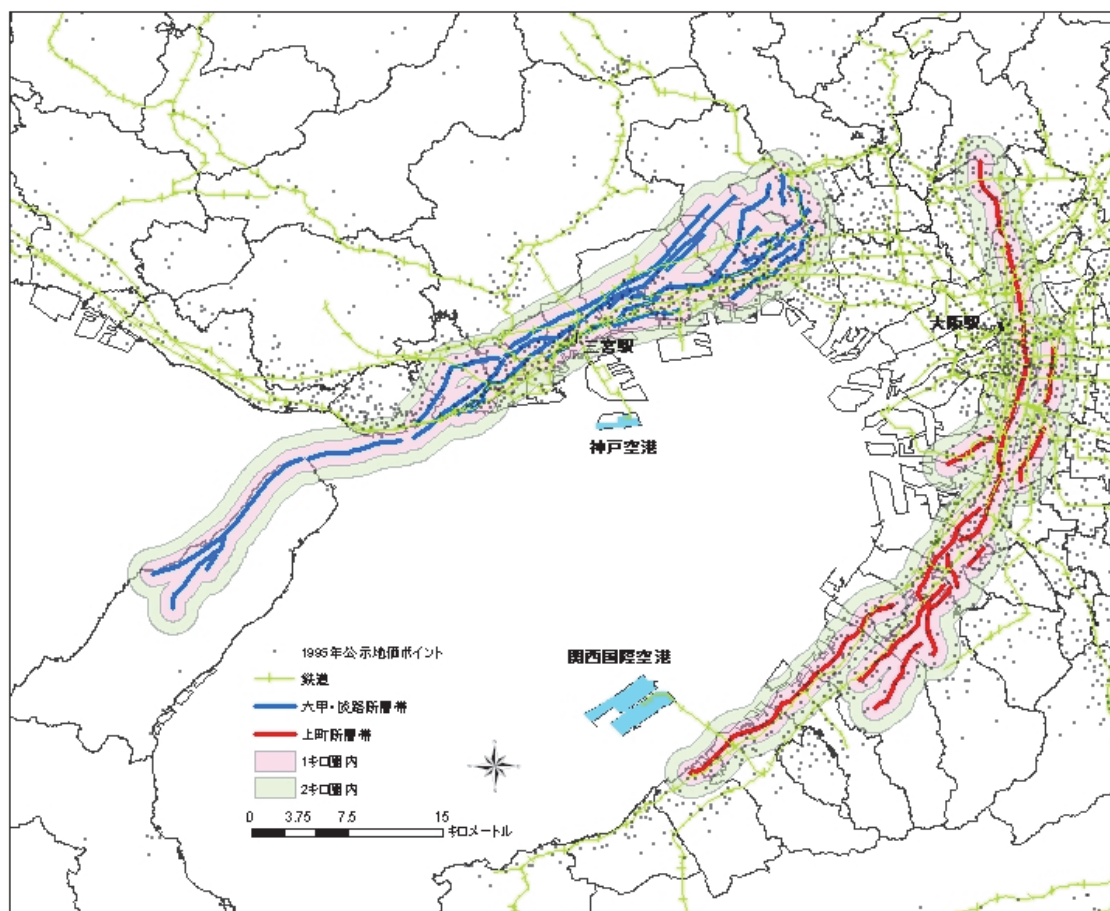


図 3-2-1 上町断層帯周辺の地価動向

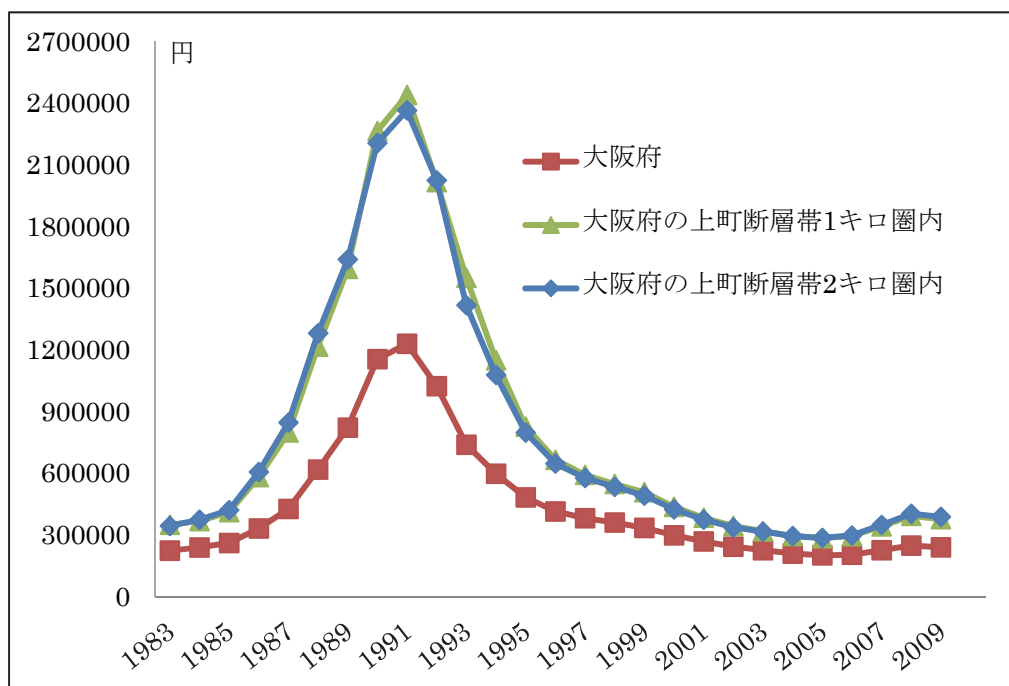


図 3-2-2 六甲・淡路島断層帯周辺の地価動向

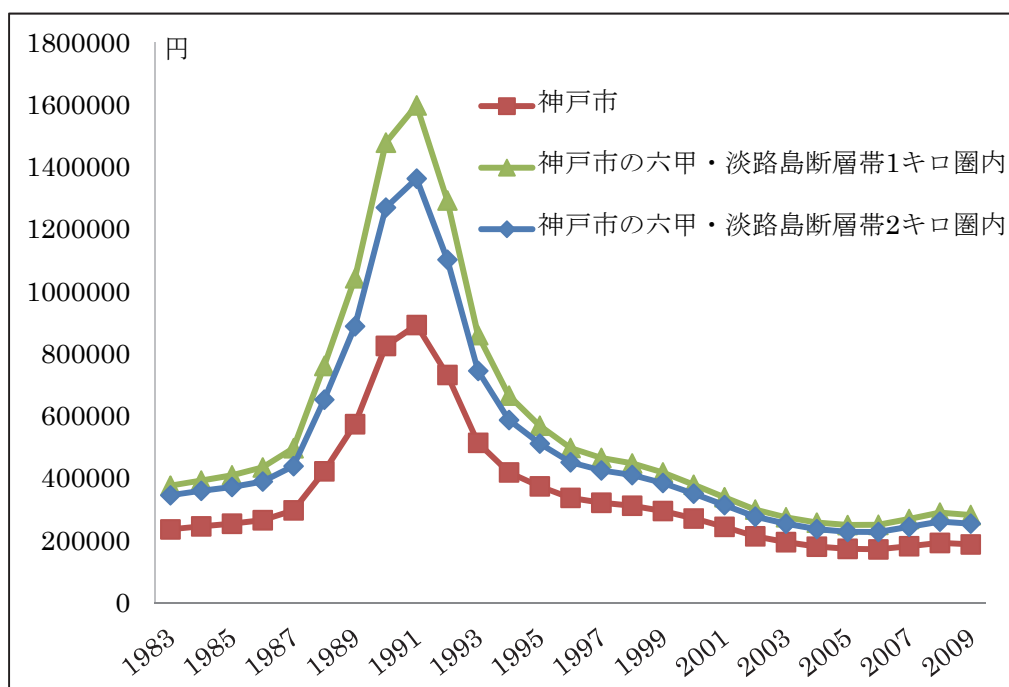


図 3-3-1 「非住居地における活断層帯までの最短距離」の係数：
上町断層帯 1km 圏内の地価公示地点（点線は 95%信頼区間）

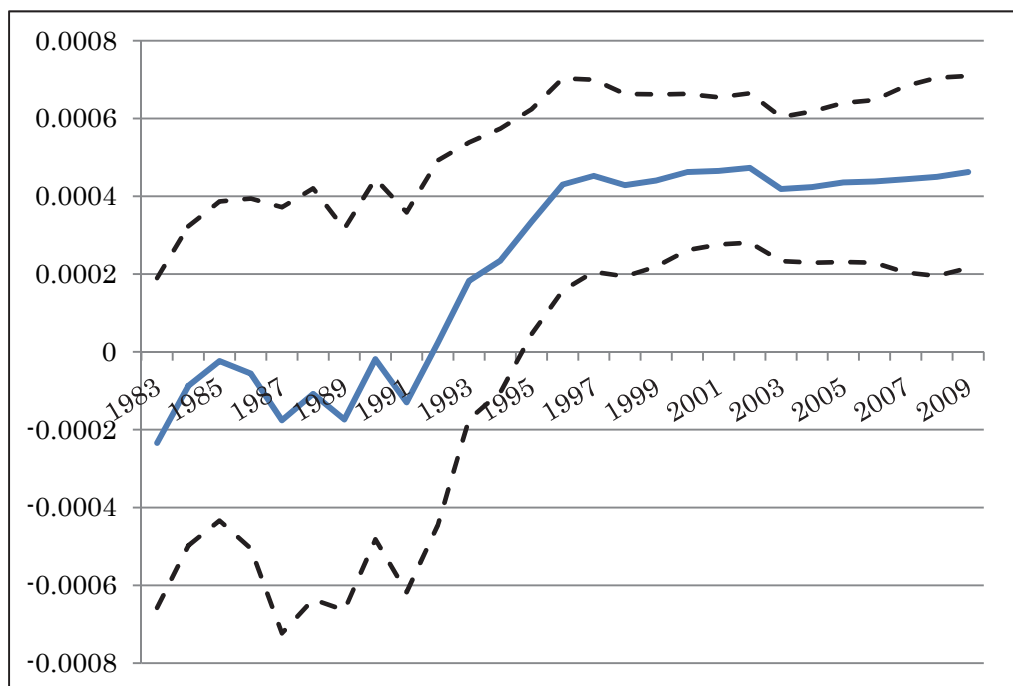


図 3-3-2 「非住居地における活断層帯までの最短距離」の係数：
上町断層帯 2km 圏内の地価公示地点（点線は 95%信頼区間）

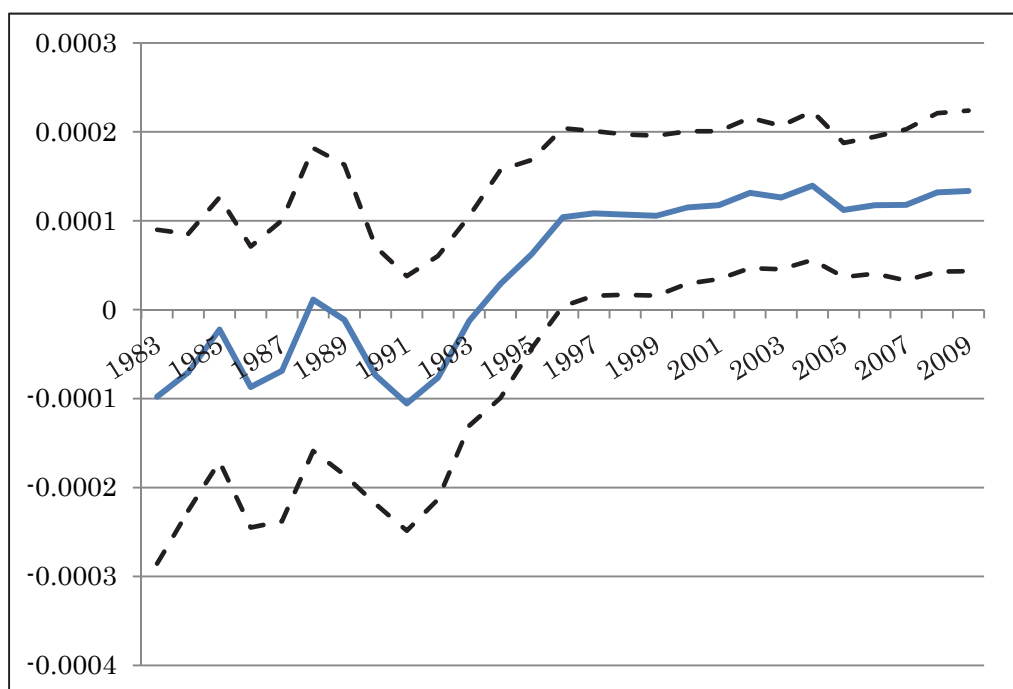


図 3-4-1 上町断層帯 1 キロ圏内 (1985 年)

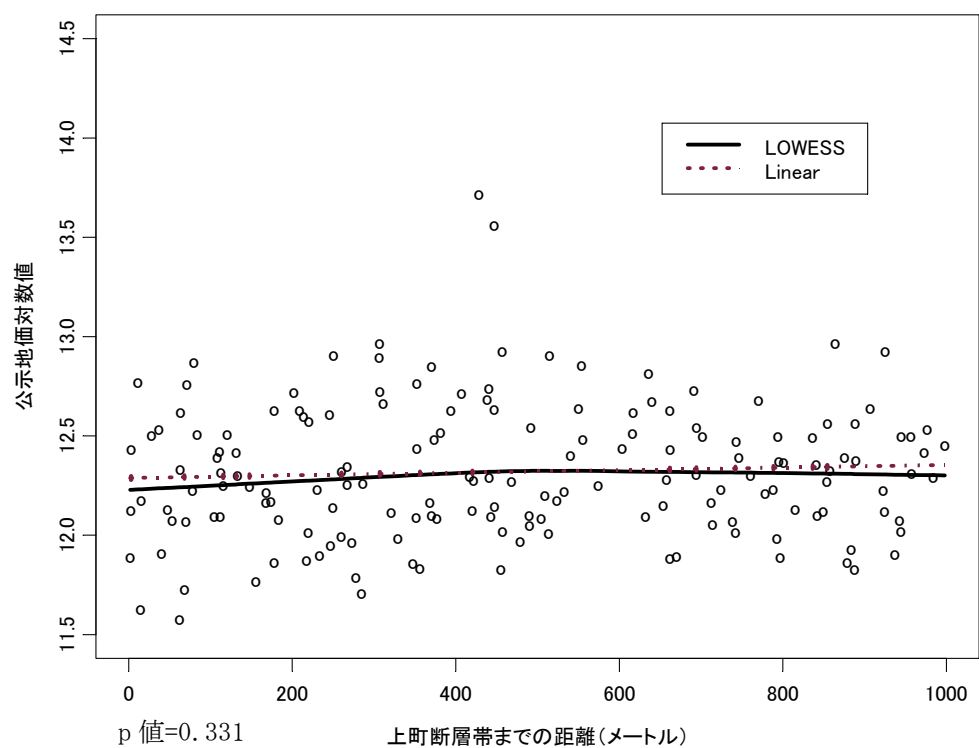


図3-4-2 上町断層帯1キロ圏内 (1995年)

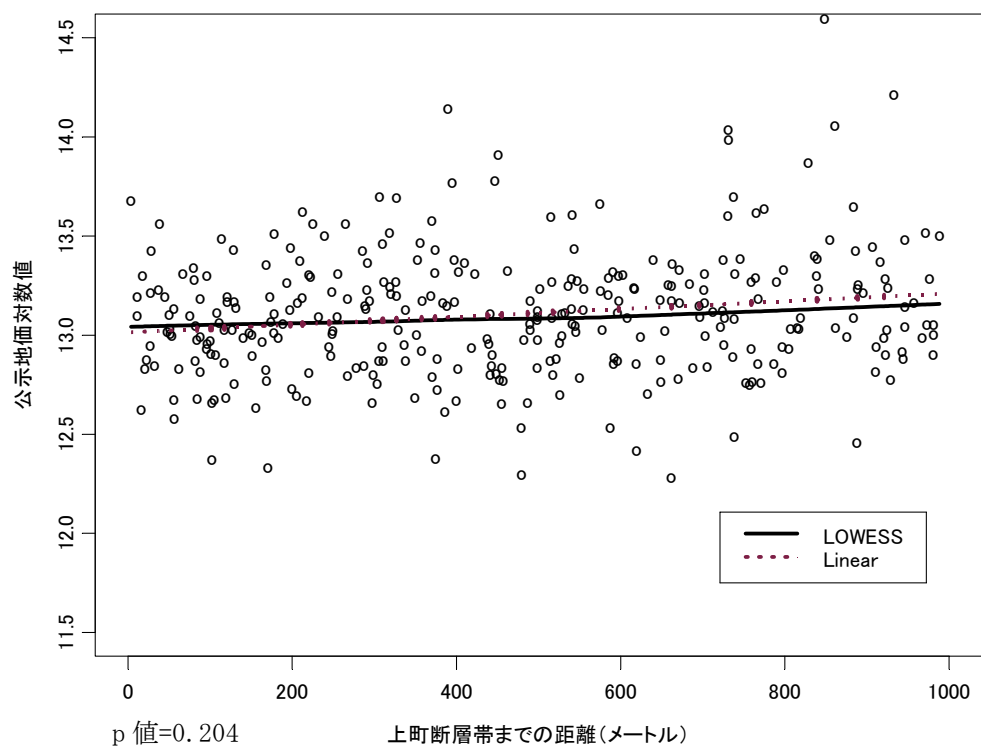


図3-4-3 上町断層帯1キロ圏内（1996年）

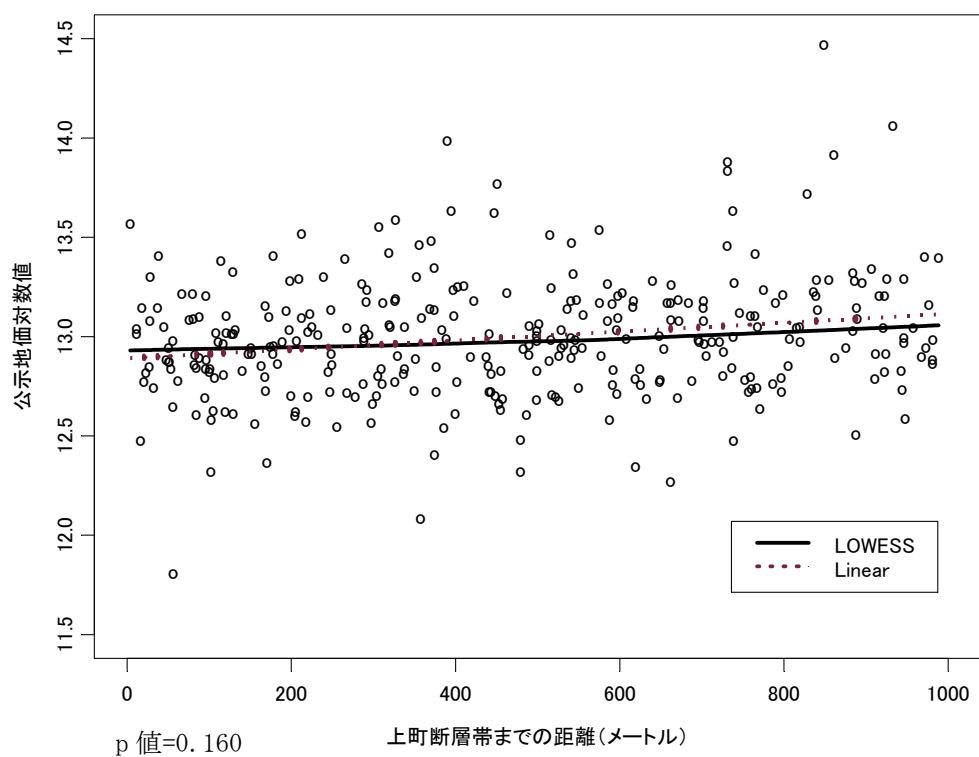


図 3-4-4 上町断層帯 1 キロ圏内（2005 年）

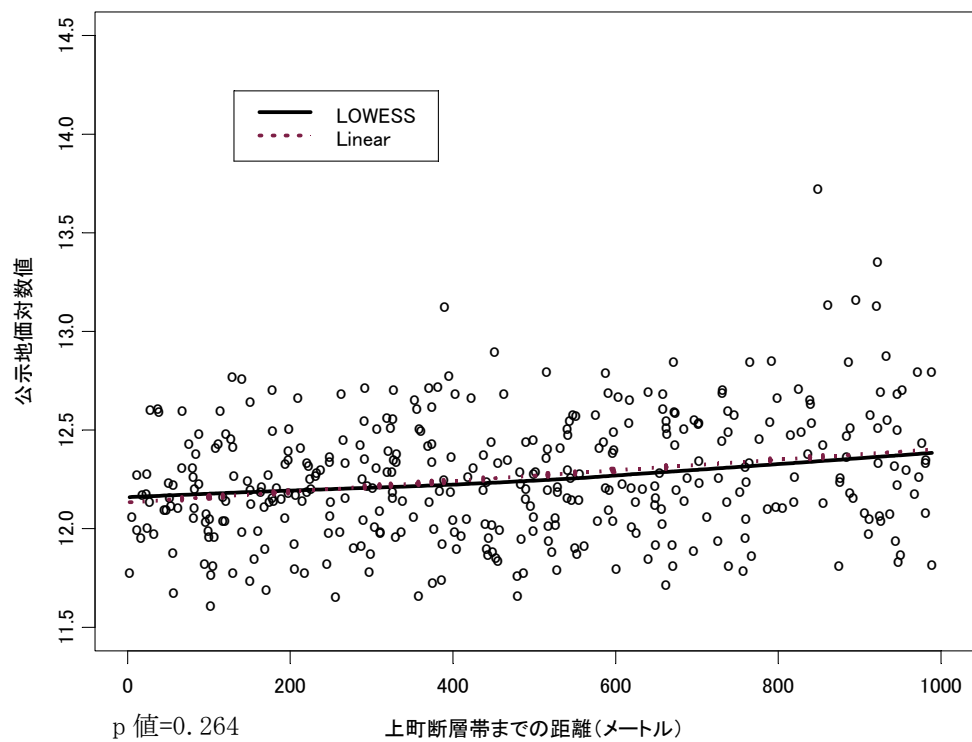


図 3-5-1 「非住居地における活断層帯までの最短距離」の係数：
六甲・淡路島断層帯 1km 圏内の地価公示地点（点線は 95%信頼区間）

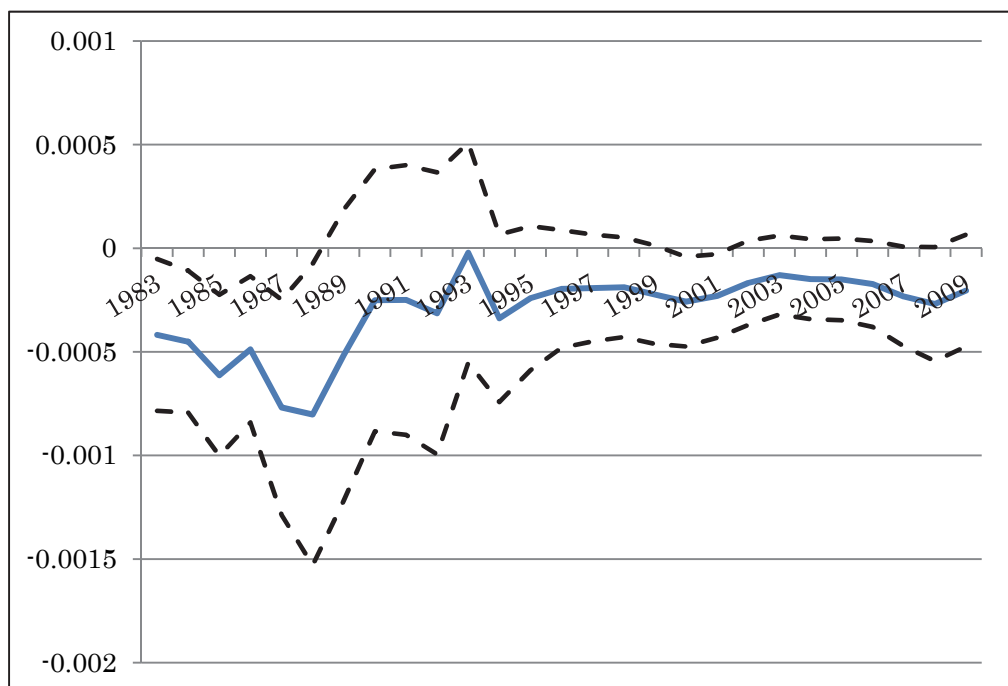


図 3-5-2 「非住居地における活断層帯までの最短距離」の係数：
六甲・淡路島断層帯 2km 圏内の地価公示地点（点線は 95%信頼区間）

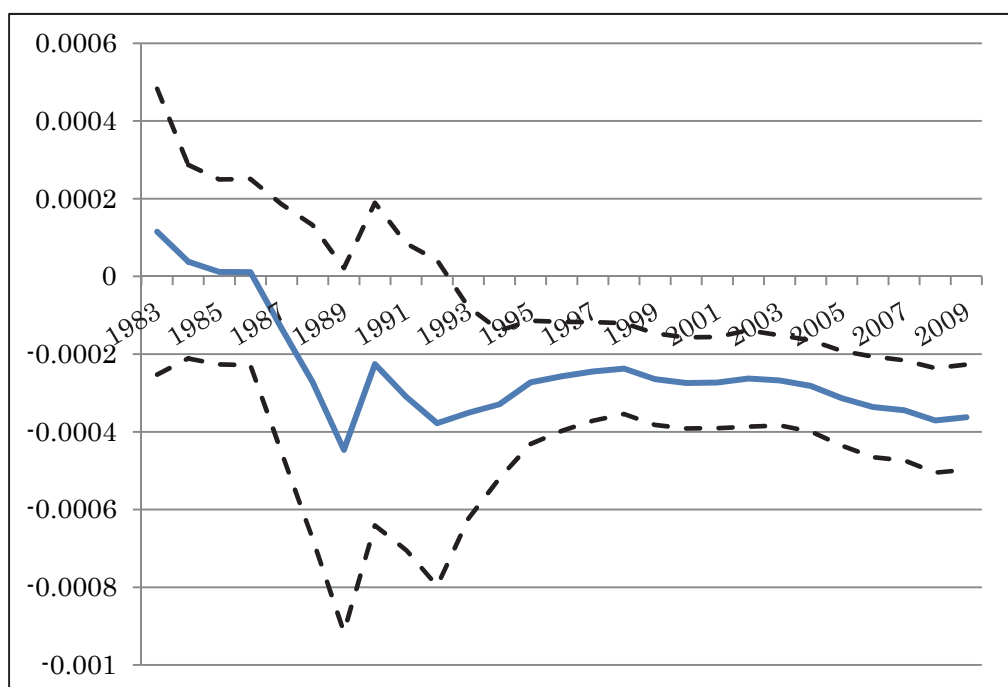


表 3-1-1 上町断層帯における基本統計量

1キロ圏内:		公示地価 (円/㎡)	断層帯までの距離 (m)		前面道路幅員 (m)		容積率 (%)	大阪駅までの時間距離 (分)		最寄駅までの距離 (m)		住宅地ダミー	世帯平均年収 (百万円)	
			非住宅地	住宅地	非住宅地	住宅地	非住宅地	住宅地	非住宅地	住宅地	非住宅地	住宅地		
1983 n=165	平均	285009	538.02	462.70	9.91	5.63	386.00	199.83	34.98	40.45	600.40	841.57	0.70	6.16
	標準偏差	316537	278.61	303.42	10.40	1.80	209.97	65.45	17.89	15.28	632.18	672.19	0.46	0.15
	最小値	55000	1.94	2.81	1.20	1.20	200.00	80.00	6.00	11.00	0.00	150.00	0.00	5.75
	最大値	1930000	986.09	998.07	60.00	15.00	1000.00	400.00	72.00	79.00	3000.00	3300.00	1.00	6.40
1994 n=293	平均	1151961	446.45	478.94	15.68	5.71	452.73	211.58	29.85	39.30	377.33	848.58	0.62	6.17
	標準偏差	1953816	284.27	283.66	12.69	1.70	203.51	59.53	16.16	15.22	344.42	660.92	0.49	0.14
	最小値	139000	11.18	3.72	0.00	3.50	200.00	80.00	6.00	11.00	0.00	120.00	0.00	5.65
	最大値	15700000	981.23	988.32	75.00	16.00	1000.00	400.00	70.00	79.00	1800.00	4100.00	1.00	6.48
1996 n=323	平均	679012	442.52	472.32	15.10	5.72	441.60	214.14	30.95	39.40	404.21	823.48	0.61	6.17
	標準偏差	932699	280.08	282.77	12.49	1.67	205.25	63.10	16.68	15.24	371.49	653.88	0.49	0.13
	最小値	124000	11.18	3.72	0.00	3.50	200.00	80.00	6.00	11.00	0.00	120.00	0.00	5.65
	最大値	8100000	981.23	988.32	75.00	16.00	1000.00	400.00	72.00	79.00	1800.00	4500.00	1.00	6.48
2009 n=318	平均	367169	443.91	467.83	16.39	5.96	443.36	208.57	31.73	40.49	464.83	864.86	0.55	6.16
	標準偏差	634707	278.42	279.80	13.71	3.22	219.01	61.64	16.95	15.04	500.99	649.24	0.50	0.14
	最小値	40100	2.52	11.35	0.00	3.50	200.00	80.00	6.00	11.00	0.00	100.00	0.00	5.74
	最大値	6440000	981.23	988.77	79.40	35.00	1000.00	400.00	72.00	79.00	3300.00	3200.00	1.00	6.50

2キロ圏内:														
1983 n=262	平均	287011	865.75	815.40	10.76	5.65	380.00	199.73	32.76	38.30	625.25	872.75	0.69	6.17
	標準偏差	346611	505.96	551.38	10.43	1.75	216.06	61.23	18.55	15.20	671.58	669.04	0.46	0.15
	最小値	41000	1.94	2.81	1.20	1.00	0.00	80.00	4.00	11.00	0.00	0.00	0.00	5.75
	最大値	3470000	1945.47	1993.79	60.00	15.00	1000.00	400.00	72.00	79.00	3600.00	3900.00	1.00	6.40
1994 n=453	平均	1151120	794.18	829.96	15.20	5.73	443.98	207.32	30.01	37.59	417.20	855.85	0.63	6.17
	標準偏差	2106133	567.59	548.68	13.00	1.72	215.31	57.96	18.75	15.26	389.37	611.57	0.48	0.14
	最小値	116000	11.18	3.72	0.00	3.50	0.00	80.00	4.00	11.00	0.00	120.00	0.00	5.65
	最大値	16000000	1981.76	1984.91	80.00	16.00	1000.00	400.00	143.00	79.00	1800.00	4100.00	1.00	6.48
1996 n=512	平均	695438	814.19	837.52	14.94	5.71	433.33	208.54	30.14	37.76	460.38	850.92	0.61	6.16
	標準偏差	1028622	565.70	556.92	12.83	1.65	216.57	59.62	18.52	15.39	425.74	613.61	0.49	0.15
	最小値	110000	11.18	3.72	0.00	3.50	0.00	80.00	4.00	11.00	0.00	120.00	0.00	5.65
	最大値	8320000	1981.76	1984.91	80.00	16.00	1000.00	400.00	143.00	79.00	2300.00	4500.00	1.00	6.48
2009 n=515	平均	385945	790.65	871.15	16.57	5.86	437.90	203.31	30.89	39.66	498.54	888.85	0.57	6.17
	標準偏差	763854	556.64	562.96	13.81	2.98	225.81	57.11	17.50	15.55	494.60	620.49	0.49	0.14
	最小値	40100	2.52	11.35	0.00	3.10	200.00	80.00	4.00	11.00	0.00	100.00	0.00	5.73
	最大値	8210000	1981.76	1981.45	80.00	35.00	1000.00	400.00	78.00	79.00	3300.00	3400.00	1.00	6.50

表 3-1-2 六甲・淡路島断層帯における基本統計量

1キロ圏内:		公示地価	断層帯までの距離		前面道路幅員		容積率		大阪駅までの時間距離		三宮駅までの時間距離		最寄駅までの距離		住宅地ダミー	世帯平均年収 (百万円)
		(円/㎡)	(m)		(m)		(%)		(分)		(分)		(m)			
			非住宅地	住宅地	非住宅地	住宅地	非住宅地	住宅地	非住宅地	住宅地	非住宅地	住宅地	非住宅地	住宅地		
1983 n=148	平均	331284	371.96	320.77	11.53	6.11	378.79	168.17	38.91	39.47	23.70	22.45	781.82	816.09	0.78	6.24
	標準偏差	419713	283.73	238.45	8.53	2.35	204.26	54.91	10.35	10.18	20.34	6.79	1431.84	606.03	0.42	0.20
	最小値	19000	5.64	4.46	4.00	2.00	0.00	80.00	24.00	22.00	2.00	10.00	0.00	120.00	0.00	5.84
	最大値	4840000	982.77	994.38	36.00	18.00	800.00	300.00	81.00	58.00	110.00	34.00	6200.00	3500.00	1.00	6.72
1994 n=247	平均	574292	377.45	306.72	14.50	5.89	396.23	168.61	37.55	39.42	21.64	23.12	337.92	854.48	0.79	6.23
	標準偏差	500628	257.37	229.58	10.02	1.91	149.31	53.92	9.85	9.76	19.16	9.32	245.98	587.05	0.41	0.20
	最小値	128000	24.17	0.56	5.00	2.00	200.00	80.00	22.00	22.00	2.00	2.00	0.00	150.00	0.00	5.84
	最大値	4150000	994.97	994.38	50.00	15.00	600.00	300.00	81.00	62.00	110.00	67.00	1000.00	3500.00	1.00	6.62
1996 n=281	平均	458359	378.52	313.36	14.33	5.94	404.76	169.45	38.13	39.43	21.51	23.33	348.57	873.35	0.78	6.23
	標準偏差	300515	270.07	233.74	9.65	1.86	166.97	54.55	9.31	9.76	18.55	9.33	254.53	585.17	0.42	0.20
	最小値	128000	19.04	0.56	5.00	2.00	200.00	80.00	22.00	22.00	2.00	2.00	0.00	150.00	0.00	5.73
	最大値	2030000	994.97	994.38	50.00	15.00	800.00	300.00	81.00	62.00	110.00	67.00	1000.00	3500.00	1.00	6.62
2009 n=272	平均	268093	360.01	309.97	16.59	6.27	398.51	169.90	38.82	39.62	19.93	23.48	387.69	830.05	0.75	6.23
	標準偏差	145718	268.49	236.92	11.95	3.80	149.23	55.67	9.57	9.96	16.65	9.37	269.13	544.62	0.43	0.20
	最小値	65900	19.04	0.56	5.00	2.30	200.00	80.00	22.00	22.00	2.00	2.00	0.00	150.00	0.00	5.83
	最大値	1060000	982.77	994.38	50.00	50.00	600.00	300.00	81.00	62.00	110.00	67.00	1100.00	3500.00	1.00	6.63

2キロ圏内:																
			非住宅地	住宅地	非住宅地	住宅地	非住宅地	住宅地	非住宅地	住宅地	非住宅地	住宅地	非住宅地	住宅地		
1983 n=181	平均	315066	449.30	544.85	11.28	5.97	375.68	167.71	38.92	41.39	23.41	23.75	748.92	913.06	0.80	6.24
	標準偏差	388120	349.88	511.93	8.23	2.23	193.51	53.31	10.51	11.38	19.23	7.37	1358.72	769.21	0.40	0.19
	最小値	19000	5.64	4.46	4.00	2.00	0.00	80.00	24.00	22.00	2.00	10.00	0.00	120.00	0.00	5.84
	最大値	4840000	1139.04	1989.49	36.00	18.00	800.00	300.00	81.00	62.00	110.00	57.00	6200.00	5400.00	1.00	6.72
1994 n=308	平均	519533	559.65	552.27	13.60	5.84	370.31	167.46	37.56	41.33	22.45	24.30	517.19	1012.30	0.79	6.24
	標準偏差	464761	484.25	544.70	9.45	1.82	149.79	53.42	9.99	11.18	17.65	8.92	693.92	862.66	0.41	0.19
	最小値	128000	24.17	0.56	4.50	2.00	200.00	80.00	22.00	22.00	2.00	2.00	0.00	150.00	0.00	5.84
	最大値	4150000	1857.00	1992.00	50.00	15.00	600.00	300.00	81.00	62.00	110.00	67.00	4700.00	5400.00	1.00	6.62
1996 n=346	平均	422509	535.76	549.38	13.69	5.89	381.08	168.53	37.68	41.24	22.04	24.57	509.19	1016.62	0.79	6.23
	標準偏差	282581	469.71	536.86	9.15	1.78	166.08	53.71	9.21	11.22	17.28	9.14	655.04	839.20	0.41	0.19
	最小値	128000	19.04	0.56	4.50	2.00	200.00	80.00	22.00	19.00	2.00	2.00	0.00	150.00	0.00	5.73
	最大値	2030000	1857.00	1992.00	50.00	15.00	800.00	300.00	81.00	62.00	110.00	67.00	4700.00	5400.00	1.00	6.62
2009 n=334	平均	248710	511.71	550.31	16.11	6.21	379.49	169.06	38.59	41.37	20.79	24.73	484.17	983.13	0.77	6.23
	標準偏差	140844	462.02	545.44	11.51	3.56	148.90	54.68	9.88	11.31	15.66	9.21	633.68	854.67	0.42	0.19
	最小値	59300	19.04	0.56	4.20	2.30	200.00	80.00	22.00	19.00	2.00	2.00	0.00	150.00	0.00	5.83
	最大値	1060000	1857.00	1992.89	50.00	50.00	600.00	300.00	81.00	65.00	110.00	67.00	5000.00	5800.00	1.00	6.63

表 3-2-1 上町断層帯からの距離と地価：断層帯から両側 1km 圏内の地価公示地点

年度	上町断層帯までの距離	上町断層帯距離×住宅地ダミー	前面道路幅	前面道路幅×住宅地ダミー	容積率	容積率×住宅地ダミー	大阪駅時間距離
1983	-0.000234 (0.000214)	0.000332 (0.000233)	0.001795 (0.006455)	0.064743 (0.014645)***	0.002764 (0.000395)***	-0.002442 (0.000692)***	-0.018128 (0.004662)***
1984	-0.000087 (0.000208)	0.000160 (0.000226)	0.002935 (0.009736)	0.046801 (0.018167)**	0.002856 (0.000387)***	-0.001756 (0.000655)***	-0.016666 (0.004402)***
1985	-0.000024 (0.000208)	0.000122 (0.000225)	-0.006773 (0.009086)	0.046623 (0.017985)**	0.003214 (0.000424)***	-0.002152 (0.000663)***	-0.016940 (0.004560)***
1986	-0.000056 (0.000228)	0.000192 (0.000244)	0.000566 (0.000497)	0.048601 (0.016939)***	0.003456 (0.000460)***	-0.002539 (0.000717)***	-0.018462 (0.004745)***
1987	-0.000176 (0.000277)	0.000253 (0.000289)	0.000064 (0.001046)	0.053089 (0.017250)***	0.004878 (0.000811)***	-0.003764 (0.000970)***	-0.019770 (0.005104)***
1988	-0.000108 (0.000267)	0.000264 (0.000293)	0.000083 (0.000932)	0.074532 (0.022862)***	0.004636 (0.000827)***	-0.004345 (0.001092)***	-0.028178 (0.006035)***
1989	-0.000174 (0.000248)	0.000342 (0.000274)	0.000696 (0.000884)	0.103688 (0.026284)***	0.004424 (0.000759)***	-0.003782 (0.001037)***	-0.025204 (0.004954)***
1990	-0.000018 (0.000235)	0.000163 (0.000262)	-0.000865 (0.000941)	0.093095 (0.023636)***	0.004297 (0.000315)***	-0.003666 (0.000754)***	-0.018671 (0.004354)***
1991	-0.000130 (0.000247)	0.000283 (0.000272)	-0.010463 (0.004709)**	0.088623 (0.021546)***	0.004605 (0.000354)***	-0.003876 (0.000763)***	-0.017848 (0.004432)***
1992	0.000024 (0.000237)	0.000156 (0.000263)	-0.009757 (0.004363)**	0.075329 (0.020618)***	0.004603 (0.000331)***	-0.003609 (0.000714)***	-0.016329 (0.004344)***
1993	0.000183 (0.000180)	-0.000073 (0.000200)	-0.007873 (0.004686)*	0.072459 (0.017036)***	0.004392 (0.000298)***	-0.003007 (0.000605)***	-0.019291 (0.003320)***
1994	0.000235 (0.000172)	-0.000121 (0.000185)	-0.004337 (0.004184)	0.052386 (0.013370)***	0.003918 (0.000277)***	-0.002936 (0.000502)***	-0.020378 (0.002796)***
1995	0.000334 (0.000147)**	-0.000216 (0.000158)	-0.005734 (0.003603)	0.046976 (0.011414)***	0.003771 (0.000234)***	-0.003060 (0.000429)***	-0.015528 (0.002391)***
1996	0.000430 (0.000139)***	-0.000328 (0.000149)**	-0.003200 (0.003559)	0.040670 (0.010317)***	0.003327 (0.000224)***	-0.002646 (0.000397)***	-0.013593 (0.002064)***
1997	0.000453 (0.000126)***	-0.000369 (0.000136)***	-0.002752 (0.003475)	0.020083 (0.007305)***	0.003133 (0.000220)***	-0.002461 (0.000377)***	-0.013809 (0.001789)***
1998	0.000429 (0.000119)***	-0.000327 (0.000130)**	-0.003167 (0.003410)	0.018971 (0.007566)**	0.003033 (0.000216)***	-0.002338 (0.000366)***	-0.013196 (0.001705)***
1999	0.000440 (0.000112)***	-0.000332 (0.000124)***	-0.003503 (0.003330)	0.018577 (0.008000)**	0.003010 (0.000210)***	-0.002307 (0.000365)***	-0.013650 (0.001637)***
2000	0.000462 (0.000102)***	-0.000336 (0.000115)***	-0.003501 (0.002802)	0.013995 (0.006185)**	0.002768 (0.000201)***	-0.002114 (0.000356)***	-0.013215 (0.001588)***
2001	0.000465 (0.000096)***	-0.000344 (0.000111)***	-0.002923 (0.002673)	0.011001 (0.006497)*	0.002553 (0.000203)***	-0.001953 (0.000363)***	-0.013664 (0.001506)***
2002	0.000473 (0.000098)***	-0.000337 (0.000114)***	-0.002759 (0.002668)	0.009504 (0.007069)	0.002407 (0.000215)***	-0.001804 (0.000386)***	-0.014571 (0.001510)***
2003	0.000419 (0.000094)***	-0.000273 (0.000112)**	-0.002138 (0.002436)	0.007734 (0.007419)	0.002361 (0.000210)***	-0.001753 (0.000397)***	-0.014980 (0.001546)***
2004	0.000423 (0.000099)***	-0.000268 (0.000118)**	-0.002448 (0.002553)	0.007043 (0.007957)	0.002316 (0.000224)***	-0.001582 (0.000413)***	-0.016272 (0.001608)***
2005	0.000436 (0.000104)***	-0.000280 (0.000125)**	-0.002931 (0.002668)	0.007667 (0.008506)	0.002318 (0.000235)***	-0.001523 (0.000440)***	-0.017234 (0.001711)***
2006	0.000438 (0.000106)***	-0.000274 (0.000128)**	-0.003297 (0.002815)	0.008380 (0.008922)	0.002438 (0.000245)***	-0.001625 (0.000460)***	-0.018233 (0.001876)***
2007	0.000444 (0.000122)***	-0.000264 (0.000144)*	-0.004252 (0.003125)	0.006213 (0.008958)	0.002726 (0.000260)***	-0.002016 (0.000487)***	-0.020685 (0.002010)***
2008	0.000450 (0.000129)***	-0.000265 (0.000152)*	-0.004915 (0.003350)	0.007117 (0.008777)	0.002963 (0.000275)***	-0.002348 (0.000519)***	-0.022015 (0.002109)***
2009	0.000462 (0.000125)***	-0.000317 (0.000150)**	-0.003754 (0.003337)	0.005882 (0.007968)	0.002853 (0.000276)***	-0.002427 (0.000541)***	-0.021223 (0.002089)***

大阪駅時間距離×住宅地ダミー	最寄駅距離	最寄駅距離×住宅地ダミー	住宅地ダミー	平均所得対数値	定数項	サンプルサイズ	決定係数
-0.000119 (0.005099)	-0.000357 (0.000119)***	0.000109 (0.000131)	-0.163458 (0.353612)	0.141102 (0.193788)	11.736055 (1.184289)***	165	0.81
-0.001178 (0.004867)	-0.000436 (0.000127)***	0.000235 (0.000137)*	-0.200427 (0.348343)	0.305268 (0.202839)	10.735585 (1.254190)***	168	0.80
-0.001274 (0.005029)	-0.000434 (0.000138)***	0.000207 (0.000149)	-0.057564 (0.348997)	0.357548 (0.201726)*	10.368546 (1.225658)***	167	0.80
-0.000086 (0.005232)	-0.000368 (0.000157)**	0.000133 (0.000166)	-0.010694 (0.371403)	0.350383 (0.197285)*	10.401161 (1.200865)***	160	0.81
0.001244 (0.005536)	-0.000298 (0.000150)**	0.000059 (0.000159)	0.183629 (0.512518)	0.470819 (0.216606)**	9.485230 (1.414255)***	160	0.83
0.003551 (0.006806)	-0.000419 (0.000148)***	0.000126 (0.000162)	0.088436 (0.591987)	0.397168 (0.267962)	10.607694 (1.716345)***	158	0.81
0.003310 (0.005806)	-0.000608 (0.000150)***	0.000271 (0.000164)*	-0.281468 (0.578637)	0.393191 (0.272514)	11.034528 (1.757378)***	162	0.82
0.004125 (0.005246)	-0.000670 (0.000128)***	0.000357 (0.000142)**	-0.394246 (0.408491)	0.397534 (0.266550)	11.353365 (1.647954)***	181	0.87
0.001936 (0.005317)	-0.000728 (0.000126)***	0.000397 (0.000143)***	-0.380685 (0.394141)	0.449394 (0.261066)*	11.187451 (1.612761)***	178	0.87
0.000338 (0.005200)	-0.000865 (0.000157)***	0.000575 (0.000169)***	-0.326724 (0.387880)	0.112922 (0.269442)	12.945089 (1.661326)***	188	0.89
0.001314 (0.003853)	-0.000765 (0.000139)***	0.000506 (0.000150)***	-0.276441 (0.302390)	0.201372 (0.243738)	12.080027 (1.497484)***	247	0.89
0.001919 (0.003176)	-0.000528 (0.000164)***	0.000320 (0.000171)*	-0.090715 (0.240477)	0.334039 (0.198833)*	11.103804 (1.212710)***	293	0.89
-0.002597 (0.002742)	-0.000483 (0.000130)***	0.000314 (0.000135)**	0.297080 (0.200126)	0.286424 (0.170401)*	11.020260 (1.035542)***	324	0.88
-0.003750 (0.002406)	-0.000413 (0.000123)***	0.000239 (0.000128)*	0.452361 (0.185296)**	0.181758 (0.153870)	11.456750 (0.943589)***	323	0.87
-0.003777 (0.002134)*	-0.000307 (0.000096)***	0.000138 (0.000102)	0.632138 (0.168450)***	0.168468 (0.145526)	11.449435 (0.894038)***	334	0.87
-0.003892 (0.002056)*	-0.000295 (0.000091)***	0.000121 (0.000097)	0.632083 (0.163221)***	0.191126 (0.140066)	11.265593 (0.859544)***	338	0.87
-0.004565 (0.002005)**	-0.000279 (0.000089)***	0.000100 (0.000095)	0.692545 (0.160573)***	0.135860 (0.140245)	11.526840 (0.865995)***	344	0.87
-0.005922 (0.001972)***	-0.000326 (0.000073)***	0.000144 (0.000080)*	0.739828 (0.153898)***	0.108546 (0.133510)	11.646441 (0.817063)***	347	0.87
-0.006202 (0.001927)***	-0.000311 (0.000071)***	0.000124 (0.000078)	0.774585 (0.158654)***	0.123205 (0.126423)	11.512202 (0.768693)***	349	0.86
-0.006826 (0.001961)***	-0.000306 (0.000072)***	0.000116 (0.000079)	0.803184 (0.170317)***	0.105670 (0.130637)	11.569738 (0.789942)***	351	0.85
-0.007488 (0.002000)***	-0.000327 (0.000059)***	0.000131 (0.000068)*	0.814705 (0.178706)***	0.125080 (0.130294)	11.401478 (0.777358)***	375	0.85
-0.007218 (0.002068)***	-0.000324 (0.000061)***	0.000125 (0.000071)*	0.792339 (0.187683)***	0.163950 (0.132893)	11.123645 (0.791826)***	376	0.84
-0.006753 (0.002206)***	-0.000328 (0.000063)***	0.000126 (0.000073)*	0.772837 (0.200210)***	0.166527 (0.138191)	11.082329 (0.824235)***	372	0.83
-0.006402 (0.002391)***	-0.000327 (0.000063)***	0.000120 (0.000074)	0.780649 (0.210004)***	0.196565 (0.143778)	10.891475 (0.857982)***	372	0.83
-0.005241 (0.002582)**	-0.000321 (0.000064)***	0.000079 (0.000076)	0.856250 (0.226074)***	0.280260 (0.161118)*	10.432706 (0.963318)***	349	0.84
-0.003579 (0.002705)	-0.000324 (0.000068)***	0.000064 (0.000080)	0.861912 (0.237168)***	0.336597 (0.172099)*	10.123007 (1.028021)***	340	0.85
-0.004324 (0.002722)	-0.000336 (0.000067)***	0.000089 (0.000080)	0.922408 (0.239139)***	0.218402 (0.171005)	10.818128 (1.012999)***	318	0.85

括弧内は頑健な標準偏差値である。

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

表 3-2-2 上町断層帯からの距離と地価：断層帯から両側 2km 圏内の地価公示地点

年度	上町断層帯までの距離	上町断層帯距離×住宅地ダミー	前面道路幅	前面道路幅×住宅地ダミー	容積率	容積率×住宅地ダミー	大阪駅時間距離
1983	-0.000098 (0.000095)	0.000093 (0.000105)	-0.000423 (0.004634)	0.055898 (0.012140)***	0.002653 (0.000340)***	-0.002561 (0.000571)***	-0.017106 (0.003561)***
1984	-0.000070 (0.000079)	0.000061 (0.000089)	0.000115 (0.006031)	0.047088 (0.012780)***	0.002691 (0.000320)***	-0.002077 (0.000530)***	-0.016513 (0.003501)***
1985	-0.000022 (0.000075)	0.000020 (0.000085)	-0.004988 (0.006504)	0.047015 (0.012886)***	0.003177 (0.000338)***	-0.002362 (0.000531)***	-0.016065 (0.003360)***
1986	-0.000087 (0.000080)	0.000082 (0.000089)	0.000607 (0.000433)	0.047784 (0.011609)***	0.003272 (0.000290)***	-0.002488 (0.000498)***	-0.018063 (0.003541)***
1987	-0.000069 (0.000086)	0.000037 (0.000093)	0.000619 (0.001022)	0.052218 (0.011694)***	0.004348 (0.000456)***	-0.003339 (0.000601)***	-0.020481 (0.004101)***
1988	0.000011 (0.000086)	-0.000055 (0.000100)	0.000395 (0.000839)	0.068167 (0.015689)***	0.004477 (0.000527)***	-0.004527 (0.000797)***	-0.027476 (0.004780)***
1989	-0.000011 (0.000089)	-0.000021 (0.000100)	0.001131 (0.000864)	0.078171 (0.018403)***	0.004249 (0.000444)***	-0.003947 (0.000717)***	-0.023748 (0.003993)***
1990	-0.000074 (0.000073)	0.000027 (0.000085)	-0.000566 (0.000792)	0.072275 (0.016337)***	0.004350 (0.000222)***	-0.003888 (0.000555)***	-0.016716 (0.003380)***
1991	-0.000105 (0.000073)	0.000052 (0.000085)	-0.005685 (0.004718)	0.076654 (0.016333)***	0.004513 (0.000269)***	-0.004070 (0.000563)***	-0.015834 (0.003499)***
1992	-0.000076 (0.000070)	0.000024 (0.000082)	-0.006443 (0.004284)	0.066574 (0.016190)***	0.004603 (0.000260)***	-0.003872 (0.000538)***	-0.014631 (0.003534)***
1993	-0.000013 (0.000060)	-0.000041 (0.000067)	-0.004643 (0.004233)	0.063327 (0.012567)***	0.004411 (0.000247)***	-0.003246 (0.000459)***	-0.017266 (0.002767)***
1994	0.000029 (0.000065)	-0.000060 (0.000069)	-0.004627 (0.003126)	0.050074 (0.009607)***	0.004234 (0.000207)***	-0.003482 (0.000394)***	-0.011934 (0.004206)***
1995	0.000062 (0.000054)	-0.000089 (0.000058)	-0.004840 (0.002771)*	0.045914 (0.008318)***	0.003875 (0.000179)***	-0.003313 (0.000335)***	-0.010504 (0.003234)***
1996	0.000104 (0.000051)**	-0.000121 (0.000055)**	-0.003087 (0.002757)	0.040472 (0.007649)***	0.003487 (0.000180)***	-0.002868 (0.000320)***	-0.009376 (0.002751)***
1997	0.000108 (0.000047)**	-0.000131 (0.000051)**	-0.002647 (0.002740)	0.023455 (0.006431)***	0.003317 (0.000184)***	-0.002765 (0.000313)***	-0.009702 (0.002712)***
1998	0.000107 (0.000046)**	-0.000128 (0.000050)***	-0.002389 (0.002672)	0.021689 (0.006487)***	0.003188 (0.000184)***	-0.002576 (0.000305)***	-0.009169 (0.002591)***
1999	0.000106 (0.000046)**	-0.000123 (0.000050)**	-0.002457 (0.002653)	0.020789 (0.006766)***	0.003150 (0.000182)***	-0.002528 (0.000307)***	-0.009235 (0.002626)***
2000	0.000115 (0.000044)***	-0.000127 (0.000048)***	-0.002187 (0.002410)	0.016280 (0.005657)***	0.002882 (0.000182)***	-0.002302 (0.000304)***	-0.008960 (0.002424)***
2001	0.000117 (0.000042)***	-0.000132 (0.000047)***	-0.002055 (0.002426)	0.014116 (0.006445)**	0.002710 (0.000193)***	-0.002171 (0.000315)***	-0.009174 (0.002426)***
2002	0.000131 (0.000043)***	-0.000138 (0.000048)***	-0.003033 (0.002450)	0.013977 (0.007036)**	0.002658 (0.000207)***	-0.002110 (0.000334)***	-0.009478 (0.002500)***
2003	0.000126 (0.000041)***	-0.000139 (0.000047)***	-0.002336 (0.002340)	0.012988 (0.007032)*	0.002572 (0.000207)***	-0.002099 (0.000343)***	-0.010833 (0.002537)***
2004	0.000140 (0.000043)***	-0.000152 (0.000049)***	-0.002726 (0.002433)	0.012720 (0.007613)*	0.002583 (0.000220)***	-0.002043 (0.000361)***	-0.011579 (0.002683)***
2005	0.000112 (0.000038)***	-0.000130 (0.000046)***	-0.003187 (0.002604)	0.012936 (0.008050)	0.002575 (0.000241)***	-0.001964 (0.000387)***	-0.014980 (0.001913)***
2006	0.000117 (0.000039)***	-0.000142 (0.000047)***	-0.003550 (0.002690)	0.014221 (0.008479)*	0.002724 (0.000250)***	-0.002108 (0.000404)***	-0.015853 (0.002059)***
2007	0.000118 (0.000043)***	-0.000139 (0.000052)***	-0.004187 (0.002891)	0.016104 (0.009271)*	0.003056 (0.000265)***	-0.002415 (0.000424)***	-0.017594 (0.002222)***
2008	0.000132 (0.000045)***	-0.000152 (0.000054)***	-0.005350 (0.003030)*	0.018105 (0.009402)*	0.003342 (0.000277)***	-0.002780 (0.000444)***	-0.018962 (0.002318)***
2009	0.000134 (0.000046)***	-0.000153 (0.000054)***	-0.004920 (0.003056)	0.017139 (0.008991)*	0.003253 (0.000282)***	-0.002817 (0.000457)***	-0.018291 (0.002332)***

大阪駅時間距離×住宅地ダミー	最寄駅距離	最寄駅距離×住宅地ダミー	住宅地ダミー	平均所得対数値	定数項	サンプルサイズ	決定係数
-0.000735 (0.003942)	-0.000363 (0.000093)***	0.000182 (0.000101)*	-0.065858 (0.291261)	0.120508 (0.142363)	11.839113 (0.877443)***	262	0.82
-0.001144 (0.003860)	-0.000378 (0.000091)***	0.000218 (0.000098)**	-0.109070 (0.270923)	0.272640 (0.144581)*	10.908002 (0.885546)***	260	0.83
-0.001123 (0.003737)	-0.000397 (0.000102)***	0.000227 (0.000108)**	-0.002756 (0.273359)	0.289779 (0.139801)**	10.719988 (0.856395)***	263	0.83
0.000972 (0.003887)	-0.000431 (0.000127)***	0.000254 (0.000133)*	-0.127036 (0.269238)	0.309614 (0.145087)**	10.746392 (0.903551)***	253	0.84
0.003368 (0.004389)	-0.000394 (0.000121)***	0.000214 (0.000127)*	-0.051408 (0.330969)	0.454039 (0.153399)***	9.783104 (0.969622)***	255	0.86
0.004939 (0.005233)	-0.000383 (0.000115)***	0.000146 (0.000124)	0.173545 (0.416536)	0.473693 (0.191020)**	10.095242 (1.217794)***	256	0.83
0.003341 (0.004531)	-0.000526 (0.000117)***	0.000266 (0.000127)**	-0.021296 (0.389400)	0.383934 (0.200216)*	10.994255 (1.267150)***	267	0.83
0.003318 (0.003939)	-0.000556 (0.000103)***	0.000306 (0.000113)***	-0.156221 (0.292150)	0.342264 (0.191382)*	11.584981 (1.190738)***	295	0.88
0.001533 (0.004054)	-0.000590 (0.000104)***	0.000334 (0.000115)***	-0.165961 (0.286763)	0.388533 (0.190571)**	11.406326 (1.185702)***	293	0.88
-0.000198 (0.004102)	-0.000612 (0.000131)***	0.000370 (0.000139)***	-0.076707 (0.285965)	0.077738 (0.186840)	13.000246 (1.167068)***	301	0.89
0.000811 (0.003100)	-0.000561 (0.000102)***	0.000345 (0.000110)***	-0.122665 (0.225403)	0.096366 (0.169313)	12.620891 (1.044150)***	387	0.90
-0.005389 (0.004381)	-0.000476 (0.000113)***	0.000300 (0.000119)**	0.287704 (0.236640)	0.112484 (0.154794)	12.145520 (0.905640)***	453	0.89
-0.006809 (0.003401)**	-0.000392 (0.000081)***	0.000244 (0.000087)***	0.477747 (0.191729)**	0.160344 (0.129134)	11.661016 (0.764756)***	514	0.88
-0.007365 (0.002909)**	-0.000329 (0.000076)***	0.000185 (0.000081)**	0.565041 (0.172953)***	0.117613 (0.114244)	11.752913 (0.687867)***	512	0.87
-0.007628 (0.002850)***	-0.000278 (0.000065)***	0.000143 (0.000070)**	0.731267 (0.166110)***	0.076876 (0.109933)	11.926521 (0.654445)***	537	0.87
-0.007638 (0.002728)***	-0.000262 (0.000067)***	0.000120 (0.000071)*	0.737198 (0.162171)***	0.115995 (0.104791)	11.634836 (0.624695)***	543	0.86
-0.008539 (0.002762)***	-0.000250 (0.000067)***	0.000104 (0.000071)	0.794070 (0.161933)***	0.069418 (0.105267)	11.840486 (0.628414)***	550	0.86
-0.009527 (0.002564)***	-0.000311 (0.000063)***	0.000164 (0.000068)**	0.807974 (0.153407)***	0.061012 (0.098969)	11.867629 (0.592880)***	554	0.85
-0.010170 (0.002576)***	-0.000297 (0.000062)***	0.000148 (0.000067)**	0.861509 (0.160335)***	0.073667 (0.095901)	11.724011 (0.571258)***	556	0.84
-0.011192 (0.002655)***	-0.000295 (0.000064)***	0.000144 (0.000069)**	0.922902 (0.170962)***	0.066945 (0.097876)	11.672598 (0.583839)***	558	0.83
-0.011383 (0.002698)***	-0.000311 (0.000065)***	0.000149 (0.000069)**	0.947192 (0.174629)***	0.073693 (0.098563)	11.610965 (0.580510)***	599	0.83
-0.011716 (0.002846)***	-0.000310 (0.000060)***	0.000146 (0.000066)**	0.984857 (0.184327)***	0.095621 (0.102547)	11.393866 (0.604036)***	600	0.82
-0.009096 (0.002127)***	-0.000280 (0.000056)***	0.000114 (0.000063)*	0.892098 (0.177945)***	0.150583 (0.099151)	11.170101 (0.607511)***	590	0.83
-0.009088 (0.002284)***	-0.000289 (0.000057)***	0.000120 (0.000064)**	0.925992 (0.186397)***	0.171086 (0.103631)*	10.970633 (0.636514)***	591	0.83
-0.008214 (0.002472)***	-0.000285 (0.000058)***	0.000100 (0.000065)	0.968247 (0.199329)***	0.213411 (0.114976)*	10.722377 (0.707041)***	556	0.84
-0.006907 (0.002579)***	-0.000287 (0.000061)***	0.000093 (0.000069)	0.993097 (0.207890)***	0.296324 (0.122399)**	10.233023 (0.751127)***	543	0.84
-0.007451 (0.002606)***	-0.000300 (0.000060)***	0.000114 (0.000068)*	1.010356 (0.211172)***	0.218197 (0.122806)*	10.693658 (0.747781)***	515	0.85

括弧内は頑健な標準偏差値である。

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

表 3-3-1 上町断層帯からの距離と地価： 1993 年から 2009 年まで継続して鑑定評価された地価公示地点

パネルA:1キロ圏内						パネルB:2キロ圏内					
年度	上町断層帯までの距離	上町断層帯距離×住宅地ダミー	定数項	サンプルサイズ	決定係数	上町断層帯までの距離	上町断層帯距離×住宅地ダミー	定数項	サンプルサイズ	決定係数	
1993	0.000289 (0.000215)	-0.000143 (0.000238)	12.367081 (1.697133)***	175	0.90	0.000070 (0.000068)	-0.000070 (0.000076)	12.795611 (1.093672)***	274	0.90	
1994	0.000281 (0.000205)	-0.000134 (0.000223)	11.909406 (1.638464)***	175	0.90	0.000065 (0.000062)	-0.000059 (0.000070)	12.134727 (1.020940)***	274	0.91	
1995	0.000303 (0.000182)*	-0.000157 (0.000198)	11.289418 (1.505091)***	175	0.90	0.000085 (0.000054)	-0.000069 (0.000062)	11.742845 (0.935738)***	274	0.90	
1996	0.000346 (0.000163)**	-0.000211 (0.000176)	11.473590 (1.396622)***	175	0.89	0.000091 (0.000051)*	-0.000066 (0.000059)	11.781042 (0.856791)***	274	0.90	
1997	0.000399 (0.000155)**	-0.000258 (0.000168)	11.652569 (1.338393)***	175	0.89	0.000099 (0.000051)*	-0.000073 (0.000058)	11.835738 (0.806917)***	274	0.89	
1998	0.000384 (0.000148)**	-0.000243 (0.000161)	11.581103 (1.272276)***	175	0.89	0.000096 (0.000050)*	-0.000069 (0.000057)	11.754796 (0.772561)***	274	0.89	
1999	0.000402 (0.000144)***	-0.000247 (0.000158)	11.693033 (1.272609)***	175	0.88	0.000103 (0.000051)**	-0.000070 (0.000058)	11.826087 (0.772539)***	274	0.88	
2000	0.000438 (0.000136)***	-0.000278 (0.000151)*	11.672924 (1.183272)***	175	0.88	0.000112 (0.000050)**	-0.000073 (0.000058)	11.747657 (0.734950)***	274	0.87	
2001	0.000453 (0.000133)***	-0.000289 (0.000150)*	11.646862 (1.140679)***	175	0.87	0.000118 (0.000051)**	-0.000076 (0.000059)	11.645475 (0.723668)***	274	0.86	
2002	0.000469 (0.000136)***	-0.000293 (0.000154)*	11.635019 (1.160482)***	175	0.86	0.000128 (0.000052)**	-0.000078 (0.000061)	11.508120 (0.747087)***	274	0.85	
2003	0.000477 (0.000142)***	-0.000291 (0.000162)*	11.730273 (1.196574)***	175	0.85	0.000139 (0.000053)***	-0.000086 (0.000062)	11.472582 (0.777499)***	274	0.84	
2004	0.000490 (0.000148)***	-0.000292 (0.000170)*	11.671422 (1.239993)***	175	0.85	0.000155 (0.000055)***	-0.000099 (0.000065)	11.356260 (0.817323)***	274	0.83	
2005	0.000507 (0.000154)***	-0.000303 (0.000177)*	11.577417 (1.273495)***	175	0.84	0.000167 (0.000056)***	-0.000114 (0.000067)*	11.262125 (0.849110)***	274	0.83	
2006	0.000508 (0.000162)***	-0.000300 (0.000185)	11.495575 (1.332927)***	175	0.84	0.000172 (0.000059)***	-0.000123 (0.000069)*	11.140042 (0.893705)***	274	0.83	
2007	0.000480 (0.000175)***	-0.000269 (0.000197)	11.257201 (1.459902)***	175	0.85	0.000167 (0.000063)***	-0.000120 (0.000073)	10.890481 (0.971809)***	274	0.84	
2008	0.000488 (0.000186)***	-0.000277 (0.000208)	10.801937 (1.538619)***	175	0.85	0.000175 (0.000066)***	-0.000130 (0.000077)*	10.401216 (1.020230)***	274	0.84	
2009	0.000492 (0.000182)***	-0.000284 (0.000204)	10.801734 (1.493048)***	175	0.85	0.000173 (0.000066)***	-0.000131 (0.000076)*	10.410549 (0.994329)***	274	0.84	

「上町断層帯までの距離」以外の変数の推定結果を報告していない。

括弧内は頑健な標準偏差値である。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

表 3-3-2 上町断層帯からの距離と地価： 1993 年から 1997 年まで継続して鑑定評価された地価公示地点

パネルA:1キロ圏内						パネルB:2キロ圏内					
年度	上町断層帯までの距離	上町断層帯距離×住宅地ダミー	定数項	サンプルサイズ	決定係数	上町断層帯までの距離	上町断層帯距離×住宅地ダミー	定数項	サンプルサイズ	決定係数	
1993	0.000224 (0.000185)	-0.000094 (0.000207)	11.601622 (1.493196)***	228	0.89	0.000011 (0.000061)	-0.000059 (0.000068)	12.277539 (1.048034)***	359	0.90	
1994	0.000234 (0.000175)	-0.000095 (0.000193)	11.292323 (1.418321)***	228	0.90	0.000007 (0.000055)	-0.000040 (0.000062)	11.749398 (0.966185)***	359	0.90	
1995	0.000277 (0.000155)*	-0.000140 (0.000170)	11.049940 (1.261656)***	228	0.89	0.000028 (0.000048)	-0.000044 (0.000054)	11.533026 (0.857429)***	359	0.90	
1996	0.000342 (0.000138)**	-0.000222 (0.000152)	11.024060 (1.150987)***	228	0.89	0.000044 (0.000045)	-0.000049 (0.000051)	11.419036 (0.783056)***	359	0.89	
1997	0.000393 (0.000129)***	-0.000267 (0.000143)*	11.099510 (1.103157)***	228	0.89	0.000053 (0.000044)	-0.000053 (0.000050)	11.402459 (0.748482)***	359	0.88	

「上町断層帯までの距離」以外の変数の推定結果を報告していない。

括弧内は頑健な標準偏差値である。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

表3-4 上町断層帯からの距離と地価： 鉄道沿線ダミーを追加

パネルA:1キロ圏内						パネルB:2キロ圏内					
年度	上町断層帯までの距離	上町断層帯距離×住宅地ダミー	定数項	サンプルサイズ	決定係数	上町断層帯までの距離	上町断層帯距離×住宅地ダミー	定数項	サンプルサイズ	決定係数	
1983	-0.000120 (0.000225)	0.000288 (0.000237)	15.100166 (1.474104)***	165	0.89	-0.000005 (0.000089)	-0.000044 (0.000097)	12.685381 (1.108376)***	262	0.88	
1984	-0.000030 (0.000210)	0.000211 (0.000227)	14.131293 (1.610406)***	168	0.88	-0.000036 (0.000078)	0.000003 (0.000086)	11.810086 (1.170978)***	260	0.88	
1985	0.000018 (0.000208)	0.000133 (0.000225)	14.391907 (1.540881)***	167	0.89	-0.000002 (0.000074)	-0.000042 (0.000078)	12.068572 (1.075786)***	263	0.89	
1986	-0.000005 (0.000204)	0.000165 (0.000220)	14.389054 (1.588597)***	160	0.89	-0.000071 (0.000083)	0.000020 (0.000085)	12.058663 (1.138815)***	253	0.89	
1987	-0.000183 (0.000272)	0.000285 (0.000283)	14.164361 (1.822949)***	160	0.90	-0.000065 (0.000082)	0.000008 (0.000084)	11.596356 (1.229152)***	255	0.91	
1988	-0.000169 (0.000230)	0.000255 (0.000248)	14.048514 (2.054821)***	158	0.91	-0.000034 (0.000090)	-0.000025 (0.000097)	10.851045 (1.611316)***	256	0.89	
1989	-0.000164 (0.000197)	0.000352 (0.000223)	13.801488 (2.007505)***	162	0.91	-0.000031 (0.000093)	-0.000004 (0.000099)	11.405142 (1.673034)***	267	0.89	
1990	0.000088 (0.000219)	0.000113 (0.000234)	11.008105 (1.973063)***	181	0.92	-0.000006 (0.000081)	-0.000026 (0.000087)	9.951876 (1.635858)***	295	0.91	
1991	-0.000017 (0.000237)	0.000208 (0.000244)	10.364251 (1.903545)***	178	0.92	-0.000017 (0.000079)	-0.000014 (0.000085)	9.889007 (1.583195)***	293	0.91	
1992	0.000153 (0.000222)	0.000086 (0.000232)	12.438618 (1.778336)***	188	0.93	0.000034 (0.000080)	-0.000050 (0.000082)	12.094640 (1.546118)***	301	0.92	
1993	0.000311 (0.000185)*	-0.000161 (0.000188)	10.357765 (2.001441)***	247	0.93	0.000072 (0.000068)	-0.000113 (0.000068)*	11.320416 (1.408484)***	387	0.92	
1994	0.000359 (0.000168)**	-0.000271 (0.000171)	10.111508 (1.623851)***	293	0.93	0.000055 (0.000067)	-0.000113 (0.000068)*	11.500157 (1.212295)***	453	0.92	
1995	0.000401 (0.000142)***	-0.000324 (0.000147)**	10.433833 (1.368217)***	324	0.92	0.000054 (0.000052)	-0.000109 (0.000054)**	11.154078 (0.999099)***	514	0.91	
1996	0.000471 (0.000133)***	-0.000393 (0.000139)***	11.133192 (1.273799)***	323	0.91	0.000083 (0.000049)*	-0.000129 (0.000051)**	11.478712 (0.909767)***	512	0.90	
1997	0.000461 (0.000122)***	-0.000395 (0.000129)***	10.928726 (1.219911)***	334	0.91	0.000082 (0.000044)*	-0.000140 (0.000046)***	11.480616 (0.862414)***	537	0.90	
1998	0.000440 (0.000117)***	-0.000367 (0.000125)***	10.905759 (1.174480)***	338	0.90	0.000079 (0.000042)*	-0.000137 (0.000044)***	11.235037 (0.824848)***	543	0.90	
1999	0.000433 (0.000111)***	-0.000365 (0.000119)***	11.139112 (1.154483)***	344	0.91	0.000072 (0.000042)*	-0.000129 (0.000044)***	11.499413 (0.821671)***	550	0.90	
2000	0.000450 (0.000097)***	-0.000377 (0.000108)***	11.445379 (1.076904)***	347	0.91	0.000079 (0.000040)**	-0.000135 (0.000042)***	11.597953 (0.777118)***	554	0.90	
2001	0.000446 (0.000091)***	-0.000383 (0.000104)***	11.211229 (0.994661)***	349	0.90	0.000077 (0.000038)**	-0.000138 (0.000040)***	11.475868 (0.736878)***	556	0.89	
2002	0.000433 (0.000089)***	-0.000364 (0.000104)***	11.361782 (1.005246)***	351	0.90	0.000082 (0.000038)**	-0.000140 (0.000040)***	11.540159 (0.735498)***	558	0.88	
2003	0.000374 (0.000087)***	-0.000281 (0.000104)***	11.174550 (1.021890)***	375	0.89	0.000074 (0.000036)**	-0.000134 (0.000039)***	11.640544 (0.732345)***	599	0.88	
2004	0.000374 (0.000089)***	-0.000273 (0.000107)**	10.797118 (1.031335)***	376	0.89	0.000082 (0.000037)**	-0.000146 (0.000040)***	11.236389 (0.744204)***	600	0.88	
2005	0.000375 (0.000094)***	-0.000275 (0.000113)**	10.768866 (1.060894)***	372	0.88	0.000069 (0.000037)*	-0.000142 (0.000040)***	11.003434 (0.743863)***	590	0.88	
2006	0.000374 (0.000097)***	-0.000261 (0.000116)**	10.533731 (1.107084)***	372	0.88	0.000070 (0.000038)*	-0.000148 (0.000042)***	10.774775 (0.776688)***	591	0.88	
2007	0.000385 (0.000112)***	-0.000259 (0.000131)**	10.130863 (1.253491)***	349	0.89	0.000063 (0.000042)	-0.000143 (0.000046)***	10.277371 (0.899906)***	556	0.88	
2008	0.000402 (0.000120)***	-0.000276 (0.000140)**	9.719356 (1.343872)***	340	0.89	0.000074 (0.000045)	-0.000157 (0.000049)***	9.837605 (0.971429)***	543	0.89	
2009	0.000428 (0.000116)***	-0.000333 (0.000139)**	10.685204 (1.286960)***	318	0.89	0.000086 (0.000046)*	-0.000173 (0.000050)***	10.562613 (0.968368)***	515	0.89	

「上町断層帯までの距離」以外の変数の推定結果を報告していない。

括弧内は頑健な標準偏差値である。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

表3-5 上町断層帯からの距離と地価：2km 圏内の地価公示地点について、1km から2km の距離帯について距離とのクロス項を追加

年度	上町距離0～1000メートル	上町距離1000～2000メートル	上町断層帯距離×住宅地ダミー	定数項	サンプルサイズ	決定係数
1983	-0.000062 (0.000123)	-0.000091 (0.000097)	0.000090 (0.000105)	11.787648 (0.882547)***	262	0.82
1984	-0.000024 (0.000111)	-0.000063 (0.000081)	0.000059 (0.000089)	10.832217 (0.899064)***	260	0.83
1985	0.000065 (0.000107)	-0.000007 (0.000077)	0.000015 (0.000085)	10.594995 (0.866576)***	263	0.83
1986	0.000057 (0.000115)	-0.000061 (0.000083)	0.000074 (0.000090)	10.533720 (0.912112)***	253	0.84
1987	0.000014 (0.000125)	-0.000054 (0.000089)	0.000034 (0.000094)	9.671375 (0.989752)***	255	0.86
1988	0.000158 (0.000134)	0.000037 (0.000088)	-0.000061 (0.000100)	9.955928 (1.218984)***	256	0.83
1989	0.000104 (0.000132)	0.000009 (0.000090)	-0.000023 (0.000101)	10.841202 (1.272957)***	267	0.83
1990	0.000052 (0.000121)	-0.000056 (0.000074)	0.000030 (0.000086)	11.483835 (1.211907)***	295	0.88
1991	0.000013 (0.000122)	-0.000088 (0.000073)	0.000053 (0.000085)	11.291814 (1.203097)***	293	0.88
1992	0.000085 (0.000119)	-0.000053 (0.000070)	0.000027 (0.000082)	12.866998 (1.186344)***	301	0.89
1993	0.000130 (0.000096)	0.000008 (0.000060)	-0.000040 (0.000067)	12.675987 (1.050198)***	387	0.90
1994	0.000160 (0.000089)*	0.000048 (0.000065)	-0.000059 (0.000069)	12.185549 (0.910115)***	453	0.89
1995	0.000209 (0.000075)***	0.000086 (0.000053)	-0.000089 (0.000058)	11.725187 (0.768952)***	514	0.88
1996	0.000260 (0.000072)***	0.000128 (0.000050)**	-0.000120 (0.000055)**	11.835914 (0.694752)***	512	0.87
1997	0.000266 (0.000067)***	0.000131 (0.000047)***	-0.000129 (0.000050)**	11.979637 (0.658861)***	537	0.87
1998	0.000271 (0.000064)***	0.000131 (0.000045)***	-0.000126 (0.000049)**	11.701564 (0.628246)***	543	0.87
1999	0.000275 (0.000063)***	0.000130 (0.000045)***	-0.000120 (0.000049)**	11.895127 (0.630764)***	550	0.86
2000	0.000297 (0.000060)***	0.000141 (0.000043)***	-0.000124 (0.000047)***	11.911764 (0.592602)***	554	0.86
2001	0.000299 (0.000058)***	0.000144 (0.000041)***	-0.000129 (0.000047)***	11.759944 (0.570517)***	556	0.85
2002	0.000312 (0.000060)***	0.000157 (0.000042)***	-0.000136 (0.000048)***	11.709324 (0.582875)***	558	0.83
2003	0.000298 (0.000059)***	0.000151 (0.000040)***	-0.000135 (0.000046)***	11.624256 (0.581489)***	599	0.83
2004	0.000312 (0.000061)***	0.000164 (0.000042)***	-0.000148 (0.000048)***	11.403296 (0.605184)***	600	0.83
2005	0.000292 (0.000062)***	0.000138 (0.000038)***	-0.000125 (0.000045)***	11.134227 (0.608012)***	590	0.83
2006	0.000303 (0.000064)***	0.000143 (0.000038)***	-0.000136 (0.000046)***	10.980141 (0.636501)***	591	0.83
2007	0.000307 (0.000071)***	0.000145 (0.000043)***	-0.000132 (0.000051)**	10.736319 (0.706330)***	556	0.84
2008	0.000320 (0.000075)***	0.000158 (0.000045)***	-0.000144 (0.000054)***	10.239428 (0.750684)***	543	0.85
2009	0.000299 (0.000076)***	0.000157 (0.000045)***	-0.000146 (0.000054)***	10.696976 (0.752231)***	515	0.85

「上町断層帯までの距離」以外の変数の推定結果を報告していない。

括弧内は頑健な標準偏差値である。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

表 3-6-1 上町断層帯断層帯からの距離と地価（セミ・パラメトリック推定）： 両側 1km 圏内の地価公示地点

年度	検定値	前面道路幅	前面道路幅×住宅地ダミー	容積率	容積率×住宅地ダミー	大阪駅時間距離
1983	0.201	0.004112 (0.006574)	0.075735 (0.021790)***	0.002340 (0.000424)***	-0.002393 (0.000872)***	-0.021221 (0.004023)***
1984	0.407	0.004293 (0.008715)	0.057186 (0.022118)**	0.002465 (0.000423)***	-0.002003 (0.000862)**	-0.015736 (0.004606)***
1985	0.345	-0.009979 (0.008906)	0.063135 (0.022386)***	0.003121 (0.000477)***	-0.002252 (0.000908)**	-0.013528 (0.004464)***
1986	0.676	0.000745 (0.001540)	0.058686 (0.022453)***	0.003239 (0.000454)***	-0.002258 (0.000875)**	-0.018499 (0.004399)***
1987	0.286	0.000856 (0.001562)	0.058135 (0.022606)**	0.005017 (0.000613)***	-0.004028 (0.000955)***	-0.018625 (0.004356)***
1988	0.769	0.000653 (0.001945)	0.083134 (0.028578)***	0.004410 (0.000740)***	-0.004432 (0.001167)***	-0.027382 (0.005487)***
1989	0.963	-0.000103 (0.001986)	0.103099 (0.037326)***	0.004623 (0.000730)***	-0.004496 (0.001148)***	-0.023044 (0.005123)***
1990	0.705	-0.000754 (0.001815)	0.092474 (0.035211)***	0.004349 (0.000368)***	-0.003808 (0.000922)***	-0.014604 (0.004671)***
1991	0.726	-0.010131 (0.006760)	0.080515 (0.032182)**	0.004689 (0.000404)***	-0.003783 (0.000951)***	-0.013196 (0.004762)***
1992	0.577	-0.009134 (0.006280)	0.077941 (0.030855)**	0.004752 (0.000394)***	-0.003078 (0.000922)***	-0.012089 (0.004404)***
1993	0.345	-0.008857 (0.004872)*	0.095802 (0.025161)***	0.004555 (0.000315)***	-0.003151 (0.000797)***	-0.017956 (0.003534)***
1994	0.157	-0.005816 (0.004062)	0.066266 (0.019641)***	0.004267 (0.000273)***	-0.002795 (0.000670)***	-0.017061 (0.003000)***
1995	0.091	-0.008916 (0.003499)**	0.057274 (0.017119)***	0.004064 (0.000230)***	-0.002747 (0.000589)***	-0.012458 (0.002547)***
1996	0.040	-0.006646 (0.003284)**	0.051513 (0.016037)***	0.003642 (0.000223)***	-0.002324 (0.000524)***	-0.010992 (0.002358)***
1997	0.015	-0.005783 (0.003082)*	0.020472 (0.009828)**	0.003466 (0.000212)***	-0.002372 (0.000491)***	-0.011925 (0.002169)***
1998	0.013	-0.006393 (0.002934)**	0.023600 (0.009455)**	0.003378 (0.000199)***	-0.002429 (0.000476)***	-0.011450 (0.002079)***
1999	0.015	-0.006687 (0.002917)**	0.023334 (0.009528)**	0.003331 (0.000204)***	-0.002336 (0.000481)***	-0.011780 (0.002066)***
2000	0.002	-0.006606 (0.002628)**	0.019721 (0.007704)**	0.003074 (0.000199)***	-0.002002 (0.000460)***	-0.011498 (0.001984)***
2001	0.001	-0.005773 (0.002578)**	0.017480 (0.007583)**	0.002820 (0.000195)***	-0.001857 (0.000454)***	-0.012104 (0.001939)***
2002	0.003	-0.005450 (0.002669)**	0.017057 (0.007857)**	0.002668 (0.000202)***	-0.001686 (0.000466)***	-0.013251 (0.002015)***
2003	0.031	-0.002710 (0.002611)	0.011347 (0.008103)	0.002522 (0.000202)***	-0.001597 (0.000482)***	-0.013141 (0.001968)***
2004	0.018	-0.002239 (0.002680)	0.009975 (0.008225)	0.002450 (0.000202)***	-0.001427 (0.000493)***	-0.014562 (0.002049)***
2005	0.034	-0.002092 (0.002810)	0.008557 (0.008878)	0.002425 (0.000211)***	-0.001396 (0.000519)***	-0.015715 (0.002113)***
2006	0.046	-0.001579 (0.002955)	0.009306 (0.009321)	0.002520 (0.000220)***	-0.001535 (0.000546)***	-0.016773 (0.002223)***
2007	0.044	-0.001988 (0.003125)	0.010310 (0.010916)	0.002766 (0.000234)***	-0.001737 (0.000590)***	-0.019075 (0.002397)***
2008	0.043	-0.002388 (0.003236)	0.011784 (0.011336)	0.002921 (0.000242)***	-0.002032 (0.000618)***	-0.020727 (0.002466)***
2009	0.075	-0.002339 (0.003260)	0.011119 (0.011313)	0.002841 (0.000245)***	-0.002036 (0.000627)***	-0.019914 (0.002481)***

大阪駅時間距離×住宅地ダミー	最寄駅距離	最寄駅距離×住宅地ダミー	住宅地ダミー	平均所対数値	サンプルサイズ	決定係数
0.001643 (0.005032)	-0.000449 (0.000102)***	0.000270 (0.000122)**	-0.230141 (0.394355)	0.220713 (0.229722)	164	0.82
-0.001936 (0.005738)	-0.000531 (0.000104)***	0.000370 (0.000126)***	-0.168344 (0.405901)	0.299589 (0.243401)	167	0.81
-0.005009 (0.005727)	-0.000549 (0.000103)***	0.000371 (0.000123)***	-0.029655 (0.434272)	0.216380 (0.247393)	166	0.81
-0.000876 (0.005913)	-0.000432 (0.000117)***	0.000236 (0.000135)*	-0.100680 (0.443005)	0.379053 (0.264194)	159	0.81
-0.002624 (0.005766)	-0.000385 (0.000130)***	0.000201 (0.000146)	0.435078 (0.462934)	0.696129 (0.263725)***	159	0.84
0.001305 (0.007056)	-0.000598 (0.000175)***	0.000373 (0.000196)*	0.096576 (0.567434)	0.530978 (0.321598)	157	0.81
-0.002120 (0.006576)	-0.000668 (0.000194)***	0.000375 (0.000209)*	0.149083 (0.580478)	0.541437 (0.331412)	161	0.80
-0.002313 (0.006212)	-0.000850 (0.000162)***	0.000545 (0.000182)***	-0.157625 (0.475794)	0.501150 (0.324960)	180	0.87
-0.005187 (0.006285)	-0.000797 (0.000161)***	0.000464 (0.000185)***	0.021372 (0.473602)	0.349871 (0.318834)	177	0.87
-0.005437 (0.005864)	-0.000890 (0.000215)***	0.000612 (0.000228)***	-0.150831 (0.446098)	-0.009807 (0.302760)	187	0.88
-0.001834 (0.004558)	-0.000685 (0.000174)***	0.000443 (0.000190)**	-0.273934 (0.361425)	0.372870 (0.225043)*	246	0.90
-0.003150 (0.003710)	-0.000394 (0.000129)***	0.000228 (0.000139)	0.026626 (0.289444)	0.463821 (0.185829)**	292	0.89
-0.005860 (0.003143)*	-0.000411 (0.000098)***	0.000271 (0.000107)**	0.230670 (0.247572)	0.420363 (0.161509)***	323	0.89
-0.005557 (0.002927)*	-0.000342 (0.000095)***	0.000202 (0.000106)*	0.290144 (0.236052)	0.308255 (0.153111)**	322	0.87
-0.004934 (0.002727)*	-0.000233 (0.000078)***	0.000097 (0.000087)	0.562964 (0.210499)***	0.221171 (0.144244)	333	0.88
-0.005510 (0.002611)**	-0.000223 (0.000075)***	0.000072 (0.000084)	0.620914 (0.204197)***	0.272350 (0.138208)**	337	0.87
-0.006136 (0.002614)**	-0.000207 (0.000075)***	0.000052 (0.000084)	0.649404 (0.205690)***	0.210153 (0.138239)	343	0.87
-0.007043 (0.002503)***	-0.000268 (0.000070)***	0.000107 (0.000079)	0.626233 (0.193399)***	0.197368 (0.133943)	346	0.87
-0.007210 (0.002454)***	-0.000259 (0.000068)***	0.000084 (0.000077)	0.652782 (0.190323)***	0.228599 (0.130166)*	348	0.86
-0.007966 (0.002532)***	-0.000251 (0.000071)***	0.000079 (0.000080)	0.674257 (0.194293)***	0.187557 (0.135095)	350	0.85
-0.008997 (0.002511)***	-0.000321 (0.000065)***	0.000161 (0.000075)**	0.709935 (0.194779)***	0.195896 (0.135661)	374	0.84
-0.008416 (0.002583)***	-0.000290 (0.000068)***	0.000137 (0.000078)***	0.690942 (0.200332)***	0.217252 (0.140490)	375	0.83
-0.007545 (0.002700)***	-0.000285 (0.000071)***	0.000121 (0.000082)	0.680466 (0.209049)***	0.203766 (0.146071)	371	0.82
-0.007127 (0.002846)**	-0.000286 (0.000073)***	0.000110 (0.000084)	0.705299 (0.218757)***	0.217816 (0.153474)	371	0.83
-0.006823 (0.003125)**	-0.000274 (0.000075)***	0.000066 (0.000090)	0.753195 (0.242193)***	0.267137 (0.165834)	348	0.84
-0.004780 (0.003236)	-0.000266 (0.000077)***	0.000049 (0.000093)	0.708977 (0.252505)***	0.330111 (0.173205)*	339	0.84
-0.005321 (0.003280)	-0.000293 (0.000077)***	0.000083 (0.000093)	0.708808 (0.257473)***	0.248523 (0.183719)	317	0.85

括弧内は頑健な標準偏差値である。

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

表 3-6-2 上町断層帯断層帯からの距離と地価（セミ・パラメトリック推定）： 両側 2km 圏内の地価公示地点

年度	検定値	前面道路幅	前面道路幅×住宅地ダミー	容積率	容積率×住宅地ダミー	大阪駅時間距離
1983	0.274	0.001336 (0.005437)	0.057226 (0.017792)***	0.002230 (0.000343)***	-0.002611 (0.000667)***	-0.019081 (0.003212)***
1984	0.258	0.001972 (0.006059)	0.049407 (0.016884)***	0.002545 (0.000332)***	-0.002561 (0.000640)***	-0.016380 (0.003299)***
1985	0.083	-0.004760 (0.006343)	0.052046 (0.016694)***	0.003140 (0.000362)***	-0.002595 (0.000661)***	-0.013129 (0.003009)***
1986	0.321	0.000836 (0.001341)	0.050825 (0.016004)***	0.003293 (0.000299)***	-0.002615 (0.000602)***	-0.017140 (0.003131)***
1987	0.468	0.001512 (0.001456)	0.059935 (0.017096)***	0.004487 (0.000373)***	-0.003733 (0.000668)***	-0.018985 (0.003321)***
1988	0.701	0.001170 (0.001817)	0.078190 (0.021395)***	0.004346 (0.000462)***	-0.004566 (0.000811)***	-0.026999 (0.004101)***
1989	0.841	0.000543 (0.001787)	0.079956 (0.024694)***	0.004429 (0.000448)***	-0.004431 (0.000794)***	-0.022641 (0.003823)***
1990	0.489	-0.000308 (0.001647)	0.067607 (0.023396)***	0.004319 (0.000263)***	-0.003953 (0.000680)***	-0.014638 (0.003370)***
1991	0.354	-0.004976 (0.005387)	0.058681 (0.022209)***	0.004472 (0.000305)***	-0.004067 (0.000709)***	-0.012736 (0.003415)***
1992	0.168	-0.004096 (0.005130)	0.056123 (0.021980)**	0.004626 (0.000305)***	-0.003650 (0.000702)***	-0.010951 (0.003271)***
1993	0.111	-0.003139 (0.003827)	0.077065 (0.017522)***	0.004463 (0.000236)***	-0.003610 (0.000597)***	-0.015573 (0.002663)***
1994	0.016	-0.004440 (0.003011)	0.058297 (0.014550)***	0.004406 (0.000199)***	-0.003406 (0.000517)***	-0.010543 (0.001886)***
1995	0.024	-0.006114 (0.002604)**	0.043940 (0.013285)***	0.003948 (0.000172)***	-0.003043 (0.000471)***	-0.009452 (0.001612)***
1996	0.016	-0.004514 (0.002448)*	0.041284 (0.012552)***	0.003572 (0.000165)***	-0.002659 (0.000421)***	-0.008599 (0.001509)***
1997	0.004	-0.004072 (0.002327)*	0.016239 (0.007632)**	0.003492 (0.000158)***	-0.002786 (0.000396)***	-0.008682 (0.001409)***
1998	0.006	-0.004006 (0.002249)*	0.016178 (0.007424)**	0.003385 (0.000151)***	-0.002764 (0.000388)***	-0.008071 (0.001369)***
1999	0.030	-0.004127 (0.002285)*	0.015083 (0.007581)**	0.003334 (0.000156)***	-0.002655 (0.000395)***	-0.008485 (0.001378)***
2000	0.007	-0.004554 (0.002048)**	0.016992 (0.006399)***	0.003032 (0.000148)***	-0.002429 (0.000384)***	-0.008883 (0.001337)***
2001	0.005	-0.004359 (0.002033)**	0.015246 (0.006579)**	0.002841 (0.000147)***	-0.002310 (0.000382)***	-0.009007 (0.001327)***
2002	0.013	-0.004843 (0.002089)**	0.015222 (0.006812)**	0.002772 (0.000152)***	-0.002223 (0.000393)***	-0.009238 (0.001378)***
2003	0.070	-0.003883 (0.002079)*	0.013016 (0.006762)*	0.002683 (0.000149)***	-0.002130 (0.000403)***	-0.010773 (0.001344)***
2004	0.059	-0.003764 (0.002169)*	0.012175 (0.007005)*	0.002675 (0.000154)***	-0.001990 (0.000416)***	-0.011523 (0.001411)***
2005	0.161	-0.004243 (0.002223)*	0.011665 (0.007328)	0.002658 (0.000159)***	-0.001880 (0.000431)***	-0.015022 (0.001591)***
2006	0.172	-0.004186 (0.002326)*	0.012667 (0.007655)*	0.002794 (0.000165)***	-0.002030 (0.000453)***	-0.016101 (0.001672)***
2007	0.126	-0.004947 (0.002473)**	0.009304 (0.008260)	0.003164 (0.000177)***	-0.002364 (0.000487)***	-0.017601 (0.001815)***
2008	0.105	-0.006163 (0.002564)**	0.012270 (0.008541)	0.003428 (0.000183)***	-0.002646 (0.000508)***	-0.019122 (0.001860)***
2009	0.155	-0.006084 (0.002573)**	0.012027 (0.008508)	0.003329 (0.000186)***	-0.002608 (0.000515)***	-0.018437 (0.001860)***

大阪駅時間距離×住宅地ダミー	最寄駅距離	最寄駅距離×住宅地ダミー	住宅地ダミー	平均所得対数値	サンプルサイズ	決定係数
-0.000428 (0.003900)	-0.000453 (0.000076)***	0.000300 (0.000090)***	-0.106134 (0.296545)	0.284283 (0.183340)	261	0.82
-0.002825 (0.003998)	-0.000417 (0.000074)***	0.000273 (0.000088)***	0.070453 (0.285017)	0.350342 (0.181924)*	259	0.85
-0.004680 (0.003779)	-0.000443 (0.000074)***	0.000292 (0.000085)***	0.139638 (0.289856)	0.249099 (0.172542)	262	0.85
-0.002326 (0.004059)	-0.000442 (0.000090)***	0.000287 (0.000101)***	0.057630 (0.299173)	0.431572 (0.183820)**	252	0.84
-0.000730 (0.004296)	-0.000432 (0.000101)***	0.000283 (0.000112)**	0.171690 (0.310744)	0.673169 (0.190127)***	254	0.85
0.003678 (0.005158)	-0.000481 (0.000137)***	0.000284 (0.000151)*	0.037589 (0.379565)	0.663588 (0.232474)***	255	0.82
-0.000611 (0.004921)	-0.000544 (0.000141)***	0.000313 (0.000151)**	0.182944 (0.380874)	0.519074 (0.232637)**	266	0.82
-0.001278 (0.004525)	-0.000723 (0.000126)***	0.000493 (0.000139)***	-0.021115 (0.332589)	0.459628 (0.216559)**	294	0.88
-0.003979 (0.004522)	-0.000678 (0.000124)***	0.000425 (0.000138)***	0.139432 (0.324056)	0.393933 (0.212327)*	292	0.89
-0.005675 (0.004365)	-0.000654 (0.000147)***	0.000402 (0.000155)**	0.186632 (0.320076)	0.034950 (0.204042)	300	0.89
-0.003290 (0.003379)	-0.000535 (0.000120)***	0.000303 (0.000131)**	0.046641 (0.262771)	0.169170 (0.160771)	386	0.90
-0.008675 (0.002538)***	-0.000428 (0.000094)***	0.000269 (0.000103)***	0.385479 (0.213220)*	0.150283 (0.136903)	452	0.90
-0.008387 (0.002199)***	-0.000365 (0.000071)***	0.000232 (0.000078)***	0.452356 (0.187800)**	0.183399 (0.118906)	513	0.89
-0.008045 (0.002060)***	-0.000303 (0.000069)***	0.000166 (0.000076)**	0.490597 (0.177342)***	0.127745 (0.112152)	511	0.88
-0.008693 (0.001900)***	-0.000227 (0.000060)***	0.000097 (0.000067)	0.789455 (0.154646)***	0.036878 (0.103136)	536	0.88
-0.009049 (0.001854)***	-0.000210 (0.000061)***	0.000066 (0.000067)	0.842398 (0.151276)***	0.082683 (0.100571)	542	0.88
-0.009437 (0.001876)***	-0.000194 (0.000062)***	0.000046 (0.000068)	0.861689 (0.153881)***	0.050047 (0.102216)	549	0.87
-0.009755 (0.001802)***	-0.000258 (0.000058)***	0.000105 (0.000065)	0.794430 (0.148292)***	0.077116 (0.099505)	553	0.87
-0.010451 (0.001799)***	-0.000247 (0.000058)***	0.000086 (0.000064)	0.843739 (0.148141)***	0.101102 (0.098945)	555	0.85
-0.011742 (0.001853)***	-0.000242 (0.000060)***	0.000082 (0.000067)	0.907254 (0.151671)***	0.087605 (0.101875)	557	0.84
-0.011434 (0.001861)***	-0.000285 (0.000057)***	0.000129 (0.000064)**	0.892124 (0.152853)***	0.096869 (0.103009)	598	0.84
-0.011460 (0.001941)***	-0.000271 (0.000059)***	0.000119 (0.000067)*	0.894646 (0.158421)***	0.126311 (0.107319)	599	0.83
-0.008595 (0.002095)***	-0.000239 (0.000061)***	0.000095 (0.000069)	0.802999 (0.164038)***	0.184194 (0.111404)*	589	0.83
-0.008349 (0.002202)***	-0.000245 (0.000063)***	0.000095 (0.000071)	0.829740 (0.171684)***	0.196715 (0.116406)*	590	0.83
-0.008453 (0.002412)***	-0.000245 (0.000066)***	0.000075 (0.000076)	0.955627 (0.184969)***	0.216314 (0.125755)*	555	0.84
-0.006752 (0.002486)***	-0.000240 (0.000067)***	0.000076 (0.000078)	0.913634 (0.193567)***	0.299101 (0.131285)**	542	0.85
-0.007454 (0.002520)***	-0.000260 (0.000067)***	0.000094 (0.000078)	0.915798 (0.196230)***	0.258819 (0.140217)*	514	0.85

括弧内は頑健な標準偏差値である。

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

表 3-7-1 六甲・淡路島断層帯からの距離と地価： 両側 1km 圏内の地価公示地点

年度	六甲・淡路島までの距離	六甲・淡路島距離×住宅地ダミー	前面道路幅	前面道路幅×住宅地ダミー	容積率	容積率×住宅地ダミー	大阪駅時間距離	大阪駅時間距離×住宅地ダミー
1983	-0.000418 (0.000185)**	0.000036 (0.000226)	-0.003342 (0.008797)	0.014781 (0.015295)	0.002733 (0.000712)***	-0.002103 (0.000806)**	-0.000873 (0.006926)	-0.016109 (0.006723)**
1984	-0.000451 (0.000173)**	0.000064 (0.000214)	-0.006300 (0.007439)	0.020953 (0.00675)***	0.002844 (0.000675)***	-0.002552 (0.000786)***	-0.002552 (0.006670)	-0.015601 (0.006759)**
1985	-0.000613 (0.000196)***	0.000217 (0.000233)	-0.006351 (0.007648)	0.019604 (0.014390)	0.003082 (0.000611)***	-0.002628 (0.000742)***	-0.003210 (0.006936)	-0.015585 (0.006888)**
1986	-0.000488 (0.000178)***	0.000104 (0.000217)	0.000459 (0.007469)	0.014684 (0.014578)	0.002322 (0.000405)***	-0.001830 (0.000602)***	-0.007010 (0.006869)	-0.014009 (0.006687)**
1987	-0.000768 (0.000262)***	0.000418 (0.000294)	-0.000756 (0.007071)	0.014890 (0.014474)	0.002810 (0.000482)***	-0.002139 (0.000657)***	-0.016415 (0.007195)**	-0.006275 (0.007149)
1988	-0.000802 (0.000368)**	0.000315 (0.000397)	0.006317 (0.011288)	0.021238 (0.022190)	0.003249 (0.000804)***	-0.002693 (0.001002)***	-0.031618 (0.011056)***	-0.008927 (0.010854)
1989	-0.000516 (0.000355)	-0.000050 (0.000383)	0.011800 (0.008393)	0.015882 (0.016958)	0.002826 (0.000898)***	-0.001836 (0.001068)*	-0.039971 (0.015099)***	-0.001743 (0.014506)
1990	-0.000251 (0.000320)	-0.000310 (0.000352)	0.005781 (0.009687)	0.038232 (0.017943)**	0.002952 (0.000871)***	-0.002212 (0.001063)**	-0.027540 (0.012669)**	-0.009234 (0.012374)
1991	-0.000250 (0.000329)	-0.000302 (0.000360)	0.006235 (0.009388)	0.034243 (0.017770)*	0.002879 (0.000884)***	-0.002059 (0.001093)*	-0.032101 (0.012406)**	-0.005553 (0.012183)
1992	-0.000314 (0.000344)	-0.000131 (0.000362)	0.005090 (0.009867)	0.025844 (0.017563)	0.002537 (0.000824)***	-0.001643 (0.001038)	-0.029148 (0.012804)**	-0.003837 (0.012558)
1993	-0.000021 (0.000269)	-0.000338 (0.000284)	0.006190 (0.006617)	0.020845 (0.013733)	0.002336 (0.000615)***	-0.001646 (0.000800)**	-0.030973 (0.008294)***	0.002986 (0.008425)
1994	-0.000338 (0.000205)	0.000042 (0.000218)	0.006833 (0.006149)	0.020749 (0.011342)*	0.002660 (0.000491)***	-0.002249 (0.000643)***	-0.018136 (0.007734)**	-0.004920 (0.007544)
1995	-0.000241 (0.000176)	-0.000051 (0.000187)	0.006380 (0.005475)	0.024926 (0.010473)**	0.002568 (0.000363)***	-0.002031 (0.000532)***	-0.018093 (0.006904)***	-0.003680 (0.006710)
1996	-0.000196 (0.000144)	-0.000066 (0.000154)	0.006954 (0.004849)	0.020408 (0.009296)**	0.002377 (0.000286)***	-0.001811 (0.000449)***	-0.014112 (0.006092)**	-0.004263 (0.005893)
1997	-0.000192 (0.000131)	-0.000051 (0.000141)	0.005505 (0.004350)	-0.001109 (0.007307)	0.002269 (0.000293)***	-0.001614 (0.000439)***	-0.011269 (0.005610)**	-0.005289 (0.005456)
1998	-0.000188 (0.000122)	-0.000017 (0.000132)	0.004222 (0.003353)	-0.000598 (0.006667)	0.002285 (0.000274)***	-0.001604 (0.000422)***	-0.010906 (0.004829)**	-0.004079 (0.004688)
1999	-0.000224 (0.000121)*	0.000046 (0.000130)	0.002217 (0.003282)	0.000674 (0.006228)	0.002396 (0.000286)***	-0.001675 (0.000414)***	-0.010337 (0.004689)**	-0.002743 (0.004460)
2000	-0.000258 (0.000110)**	0.000091 (0.000119)	0.004430 (0.003528)	-0.002491 (0.005962)	0.002289 (0.000284)***	-0.001574 (0.000403)***	-0.008618 (0.004196)**	-0.002424 (0.003930)
2001	-0.000230 (0.000102)**	0.000082 (0.000112)	0.003313 (0.003095)	-0.002224 (0.005659)	0.002350 (0.000260)***	-0.001492 (0.000387)***	-0.009200 (0.003992)**	-0.002213 (0.003685)
2002	-0.000167 (0.000103)	0.000028 (0.000114)	0.003400 (0.003138)	-0.002629 (0.005489)	0.002232 (0.000256)***	-0.001282 (0.000379)***	-0.009134 (0.004077)**	-0.003906 (0.003802)
2003	-0.000129 (0.000097)	-0.000017 (0.000109)	0.003252 (0.002929)	-0.002417 (0.005367)	0.002160 (0.000226)***	-0.001106 (0.000363)***	-0.009674 (0.003938)**	-0.003704 (0.003719)
2004	-0.000149 (0.000098)	-0.000013 (0.000112)	0.001695 (0.002909)	-0.001399 (0.005544)	0.002163 (0.000232)***	-0.001019 (0.000419)**	-0.010055 (0.004019)**	-0.003858 (0.003858)
2005	-0.000150 (0.000100)	-0.000025 (0.000116)	0.001373 (0.002893)	-0.001395 (0.005697)	0.002071 (0.000241)***	-0.000893 (0.000394)**	-0.009924 (0.004114)**	-0.005814 (0.003988)
2006	-0.000173 (0.000105)	-0.000028 (0.000122)	0.001361 (0.002947)	-0.001796 (0.006110)	0.002150 (0.000248)***	-0.000847 (0.000411)**	-0.010810 (0.004207)**	-0.006873 (0.004111)*
2007	-0.000233 (0.000122)*	-0.000005 (0.000139)	0.000758 (0.003318)	-0.001680 (0.006682)	0.002376 (0.000271)***	-0.001047 (0.000449)**	-0.012115 (0.004612)***	-0.008503 (0.004551)*
2008	-0.000270 (0.000139)*	0.000009 (0.000157)	0.000029 (0.003592)	-0.002560 (0.007059)	0.002438 (0.000298)***	-0.001073 (0.000491)**	-0.014877 (0.004929)***	-0.010154 (0.004854)**
2009	-0.000204 (0.000137)	-0.000067 (0.000154)	-0.001468 (0.003290)	-0.000939 (0.006894)	0.002381 (0.000299)***	-0.001094 (0.000488)**	-0.014864 (0.004679)***	-0.010100 (0.004673)**

三宮駅時間距離	三宮駅時間距離×住宅地ダミー	最寄駅距離	最寄駅距離×住宅地ダミー	住宅地ダミー	平均所得対数値	定数項	サンプルサイズ	決定係数
-0.002156 (0.002827)	-0.001829 (0.004308)	-0.000305 (0.000085)***	0.000164 (0.000095)*	0.770081 (0.373884)**	0.005773 (0.165286)	12.382334 (1.242579)***	148	0.79
-0.001720 (0.003015)	-0.000514 (0.004286)	-0.000292 (0.000083)***	0.000135 (0.000092)	0.758035 (0.357221)**	-0.091033 (0.155330)	13.062360 (1.148878)***	154	0.80
-0.001668 (0.003195)	-0.000418 (0.004265)	-0.000273 (0.000084)***	0.000122 (0.000093)	0.796552 (0.350232)**	-0.126952 (0.165126)	13.313123 (1.205410)***	153	0.81
-0.000809 (0.003286)	0.000292 (0.004322)	-0.000388 (0.000032)***	0.000243 (0.000055)***	0.505037 (0.329357)	-0.220712 (0.171587)	14.228126 (1.271691)***	150	0.81
0.003693 (0.003740)	-0.002548 (0.004359)	0.000164 (0.000250)	-0.000300 (0.000253)	0.402623 (0.364146)	-0.198276 (0.169940)	14.207625 (1.243909)***	152	0.78
0.007884 (0.005974)	-0.002839 (0.006380)	0.000313 (0.000364)	-0.000465 (0.000367)	0.734716 (0.613945)	0.057442 (0.224623)	13.237383 (1.718201)***	151	0.75
0.000249 (0.005502)	0.008210 (0.006622)	0.000061 (0.000328)	-0.000221 (0.000334)	0.083231 (0.796426)	0.090861 (0.241595)	13.905050 (1.975618)***	158	0.76
-0.003238 (0.005295)	0.009940 (0.006943)	-0.000567 (0.000439)	0.000422 (0.000441)	0.077129 (0.708954)	0.109806 (0.241779)	13.902877 (1.951631)***	156	0.78
-0.003534 (0.005381)	0.010924 (0.006841)	-0.000612 (0.000496)	0.000474 (0.000498)	-0.145551 (0.716318)	0.121657 (0.240423)	14.138096 (1.873420)***	157	0.78
-0.003761 (0.005501)	0.007787 (0.007004)	-0.000781 (0.000502)	0.000658 (0.000505)	-0.412669 (0.676331)	0.210225 (0.228898)	13.533787 (1.789491)***	159	0.77
-0.005294 (0.004189)	0.006313 (0.005056)	-0.000708 (0.000366)*	0.000570 (0.000368)	-0.459483 (0.462853)	0.201801 (0.166465)	13.275305 (1.242230)***	207	0.77
0.002530 (0.004511)	0.000159 (0.004897)	-0.000412 (0.000269)	0.000263 (0.000271)	0.170407 (0.417779)	0.185647 (0.148559)	12.368601 (1.118711)***	247	0.77
0.004337 (0.003978)	-0.002217 (0.004307)	-0.000382 (0.000231)*	0.000239 (0.000233)	0.214623 (0.358924)	0.069061 (0.122564)	12.910718 (0.928948)***	280	0.78
0.004341 (0.003623)	-0.003288 (0.004052)	-0.000289 (0.000185)	0.000155 (0.000187)	0.327132 (0.326640)	0.108747 (0.116360)	12.365270 (0.865739)***	281	0.78
0.002671 (0.003754)	-0.002452 (0.004222)	-0.000270 (0.000170)	0.000135 (0.000172)	0.449009 (0.309728)	0.114241 (0.111517)	12.236889 (0.820951)***	282	0.77
0.003452 (0.003344)	-0.003258 (0.003729)	-0.000188 (0.000122)	0.000053 (0.000125)	0.456089 (0.261312)*	0.139942 (0.108424)	11.976396 (0.753990)***	285	0.75
0.002477 (0.003377)	-0.002767 (0.003770)	-0.000160 (0.000123)	0.000020 (0.000123)	0.399423 (0.250912)	0.145176 (0.104289)	11.867798 (0.739111)***	287	0.75
0.001965 (0.003112)	-0.002474 (0.003545)	-0.000145 (0.000118)	-0.000002 (0.000121)	0.399976 (0.221607)*	0.143189 (0.099911)	11.731319 (0.709375)***	285	0.75
0.003538 (0.002812)	-0.003872 (0.003224)	-0.000171 (0.000115)	0.000018 (0.000118)	0.425843 (0.203983)**	0.133577 (0.101829)	11.664470 (0.718620)***	287	0.75
0.002251 (0.002950)	-0.002309 (0.003363)	-0.000216 (0.000113)*	0.000047 (0.000116)	0.437968 (0.211242)**	0.129816 (0.100615)	11.622502 (0.715382)***	288	0.76
0.002281 (0.003059)	-0.002618 (0.003640)	-0.000258 (0.000109)**	0.000076 (0.000112)	0.421161 (0.208462)**	0.113041 (0.101620)	11.674565 (0.723272)***	295	0.75
0.002716 (0.003021)	-0.002875 (0.003742)	-0.000253 (0.000115)**	0.000064 (0.000118)	0.438072 (0.206372)**	0.124302 (0.106570)	11.561530 (0.755393)***	293	0.73
0.002320 (0.003212)	-0.001966 (0.003921)	-0.000274 (0.000107)**	0.000070 (0.000111)	0.457836 (0.218464)**	0.148050 (0.109049)	11.426274 (0.770923)***	293	0.72
0.002533 (0.003334)	-0.001712 (0.004062)	-0.000263 (0.000113)**	0.000048 (0.000118)	0.522744 (0.226368)**	0.200409 (0.112557)*	11.103685 (0.794989)***	294	0.72
0.002450 (0.003776)	-0.000124 (0.004568)	-0.000314 (0.000139)**	0.000080 (0.000143)	0.608682 (0.251606)**	0.220654 (0.123900)*	11.038374 (0.876215)***	283	0.72
0.002687 (0.004188)	0.001507 (0.005002)	-0.000341 (0.000150)**	0.000079 (0.000154)	0.663171 (0.274340)**	0.220480 (0.135405)	11.213688 (0.960529)***	276	0.72
0.002335 (0.004314)	0.001005 (0.005260)	-0.000460 (0.000171)***	0.000194 (0.000174)	0.633566 (0.281506)**	0.234591 (0.133881)*	11.168651 (0.956588)***	272	0.73

括弧内は頑健な標準偏差値である。

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

表 3-7-2 六甲・淡路島断層帯からの距離と地価： 両側 2km 圏内の地価公示地点

年度	六甲・淡路島までの距離	六甲・淡路島距離×住宅地ダミー	前面道路幅	前面道路幅×住宅地ダミー	容積率	容積率×住宅地ダミー	大阪駅時間距離	大阪駅時間距離×住宅地ダミー
1983	0.000115 (0.000186)	-0.000240 (0.000189)	-0.009556 (0.008890)	0.017993 (0.014611)	0.002939 (0.000708)***	-0.002984 (0.000810)**	0.005788 (0.005994)	-0.018202 (0.006042)***
1984	0.000038 (0.000126)	-0.000160 (0.000131)	-0.009663 (0.006704)	0.017537 (0.013339)	0.002977 (0.000674)***	-0.002132 (0.000780)***	0.004892 (0.005630)	-0.018369 (0.005768)***
1985	0.000012 (0.000121)	-0.000130 (0.000124)	-0.009438 (0.006750)	0.020245 (0.013181)	0.003258 (0.000622)***	-0.002396 (0.000734)***	0.004844 (0.005692)	-0.017962 (0.005750)***
1986	0.000011 (0.000121)	-0.000126 (0.000126)	-0.003217 (0.006501)	0.016064 (0.013477)	0.002609 (0.000410)***	-0.001662 (0.000575)***	0.002537 (0.005947)	-0.016647 (0.005848)***
1987	-0.000134 (0.000162)	0.000016 (0.000165)	-0.002973 (0.007558)	0.016364 (0.014309)	0.002910 (0.000497)***	-0.001929 (0.000631)***	-0.005194 (0.007367)	-0.010452 (0.007232)
1988	-0.000272 (0.000205)	0.000071 (0.000209)	0.003877 (0.011316)	0.020413 (0.021221)	0.003361 (0.000728)***	-0.002541 (0.000903)***	-0.020687 (0.009841)**	-0.009560 (0.009612)
1989	-0.000447 (0.000237)*	0.000206 (0.000243)	0.011622 (0.008840)	0.016259 (0.017170)	0.002822 (0.000853)***	-0.001718 (0.000959)*	-0.036446 (0.013755)***	0.003765 (0.013243)
1990	-0.000226 (0.000210)	0.000025 (0.000217)	0.005180 (0.008808)	0.039844 (0.017921)**	0.003131 (0.000813)***	-0.002258 (0.000955)**	-0.026134 (0.011438)**	-0.000840 (0.011075)
1991	-0.000310 (0.000200)	0.000105 (0.000206)	0.005246 (0.008491)	0.038086 (0.017795)**	0.003198 (0.000848)***	-0.002211 (0.001004)**	-0.028041 (0.011054)**	0.000575 (0.010822)
1992	-0.000378 (0.000212)*	0.000163 (0.000217)	0.005431 (0.008430)	0.027859 (0.016474)*	0.002872 (0.000812)***	-0.001855 (0.000964)*	-0.026405 (0.011392)**	0.002374 (0.011118)
1993	-0.000351 (0.000138)***	0.000172 (0.000143)	0.006001 (0.005570)	0.022115 (0.012596)*	0.002765 (0.000583)***	-0.001820 (0.000742)**	-0.028371 (0.006763)***	0.007592 (0.006658)
1994	-0.000329 (0.000097)***	0.000205 (0.000101)**	0.006433 (0.005292)	0.020091 (0.010387)*	0.002841 (0.000471)***	-0.002249 (0.000594)***	-0.016625 (0.005461)***	-0.001048 (0.005293)
1995	-0.000273 (0.000081)***	0.000158 (0.000085)*	0.006142 (0.005009)	0.024614 (0.009830)**	0.002798 (0.000340)***	-0.002067 (0.000486)***	-0.015689 (0.005039)***	-0.000424 (0.004875)
1996	-0.000257 (0.000071)***	0.000159 (0.000075)**	0.007138 (0.004530)	0.019452 (0.008805)**	0.002560 (0.000268)***	-0.001821 (0.000411)***	-0.012651 (0.005150)**	-0.000562 (0.004906)
1997	-0.000245 (0.000064)***	0.000157 (0.000068)**	0.005676 (0.004017)	-0.001121 (0.007495)	0.002435 (0.000277)***	-0.001636 (0.000403)***	-0.010102 (0.004779)**	-0.001689 (0.004585)
1998	-0.000237 (0.000059)***	0.000157 (0.000063)**	0.003845 (0.003035)	0.000008 (0.006806)	0.002409 (0.000260)***	-0.001617 (0.000382)***	-0.009661 (0.004119)**	-0.001285 (0.003966)
1999	-0.000264 (0.000060)***	0.000200 (0.000063)***	0.001713 (0.002965)	0.001366 (0.006338)	0.002513 (0.000272)***	-0.001653 (0.000376)**	-0.009661 (0.003969)**	0.000197 (0.003762)
2000	-0.000274 (0.000060)***	0.000221 (0.000063)***	0.003445 (0.003204)	-0.001529 (0.006000)	0.002420 (0.000273)***	-0.001531 (0.000368)***	-0.008126 (0.003541)**	0.000419 (0.003285)
2001	-0.000273 (0.000060)***	0.000230 (0.000063)***	0.002609 (0.002795)	-0.001421 (0.005714)	0.002471 (0.000251)***	-0.001457 (0.000354)***	-0.009006 (0.003334)***	0.000781 (0.003048)
2002	-0.000263 (0.000063)***	0.000225 (0.000066)***	0.003175 (0.002762)	-0.002590 (0.005444)	0.002367 (0.000246)***	-0.001226 (0.000347)***	-0.010509 (0.003496)***	0.000563 (0.003255)
2003	-0.000268 (0.000059)***	0.000230 (0.000062)***	0.003111 (0.002542)	-0.002394 (0.005336)	0.002299 (0.000222)***	-0.001076 (0.000334)***	-0.011464 (0.003010)***	0.001079 (0.002930)
2004	-0.000282 (0.000060)***	0.000237 (0.000064)***	0.002113 (0.002534)	-0.001939 (0.005593)	0.002318 (0.000225)***	-0.000997 (0.000343)***	-0.012442 (0.002999)***	0.001386 (0.002959)
2005	-0.000314 (0.000062)***	0.000262 (0.000066)***	0.002013 (0.002515)	-0.001270 (0.006092)	0.002248 (0.000232)***	-0.000825 (0.000358)**	-0.012856 (0.003136)***	0.000493 (0.003104)
2006	-0.000336 (0.000066)***	0.000277 (0.000071)***	0.002009 (0.002574)	-0.001717 (0.006589)	0.002332 (0.000238)***	-0.000753 (0.000374)**	-0.013560 (0.003238)***	-0.000357 (0.003221)
2007	-0.000345 (0.000065)***	0.000271 (0.000071)***	0.001242 (0.002814)	-0.001619 (0.007147)	0.002576 (0.000263)***	-0.000921 (0.000411)**	-0.015171 (0.003606)***	-0.001025 (0.003609)
2008	-0.000371 (0.000068)***	0.000285 (0.000075)***	0.000597 (0.003011)	-0.002104 (0.007699)	0.002666 (0.000286)***	-0.000958 (0.000446)**	-0.017617 (0.003865)***	-0.001938 (0.003866)
2009	-0.000362 (0.000069)***	0.000276 (0.000076)***	0.000242 (0.002901)	-0.001743 (0.007712)	0.002646 (0.000283)***	-0.000996 (0.000448)**	-0.017637 (0.003809)***	-0.001754 (0.003811)

三宮駅時間距離	三宮駅時間距離×住宅地ダミー	最寄駅距離	最寄駅距離×住宅地ダミー	住宅地ダミー	平均所得対数値	定数項	サンプル数	決定係数
-0.004522 (0.003009)	-0.000861 (0.004211)	-0.000277 (0.000086)***	0.000168 (0.000089)*	0.882661 (0.325367)***	0.091789 (0.140790)	11.464292 (1.018468)***	181	0.78
-0.005026 (0.002854)*	0.001052 (0.004074)	-0.000278 (0.000082)***	0.000170 (0.000084)**	0.829919 (0.322291)**	0.023227 (0.134612)	11.998527 (0.979264)***	191	0.79
-0.005242 (0.002843)*	0.000550 (0.003890)	-0.000263 (0.000082)***	0.000152 (0.000084)*	0.879964 (0.308396)***	0.079199 (0.128652)	11.608608 (0.932177)***	195	0.81
-0.004615 (0.003173)	0.000897 (0.004255)	-0.000398 (0.000029)***	0.000288 (0.000035)***	0.587290 (0.309175)*	0.079295 (0.135702)	11.900112 (1.007426)***	193	0.81
-0.001037 (0.003872)	-0.001230 (0.004547)	-0.000291 (0.000157)*	0.000182 (0.000158)	0.424170 (0.352302)	0.084469 (0.136560)	12.081224 (1.045004)***	194	0.78
0.003771 (0.005687)	-0.003567 (0.006285)	-0.000250 (0.000207)	0.000120 (0.000208)	0.601546 (0.527262)	0.382232 (0.179795)**	10.918445 (1.407068)***	194	0.77
-0.001324 (0.005534)	0.005094 (0.006501)	-0.000245 (0.000208)	0.000101 (0.000210)	-0.321490 (0.750236)	0.335764 (0.201304)*	12.400441 (1.728830)***	200	0.78
-0.004162 (0.005192)	0.006409 (0.006445)	-0.000518 (0.000182)***	0.000389 (0.000183)**	-0.278738 (0.676563)	0.359112 (0.198085)*	12.268599 (1.645384)***	197	0.79
-0.003828 (0.005347)	0.006576 (0.006506)	-0.000457 (0.000184)**	0.000338 (0.000185)*	-0.364086 (0.697105)	0.408581 (0.189559)**	12.104413 (1.547663)***	199	0.80
-0.003505 (0.005456)	0.003284 (0.006694)	-0.000456 (0.000197)**	0.000347 (0.000199)*	-0.501308 (0.681824)	0.473432 (0.184913)**	11.605496 (1.510340)***	201	0.80
-0.002690 (0.004088)	0.000574 (0.004818)	-0.000237 (0.000068)***	0.000136 (0.000072)*	-0.475513 (0.466938)	0.436869 (0.142769)***	11.473995 (1.062632)***	262	0.79
0.002234 (0.003991)	-0.002152 (0.004324)	-0.000180 (0.000049)***	0.000076 (0.000053)	0.082132 (0.372347)	0.336500 (0.125873)***	11.249533 (0.929454)***	308	0.78
0.004256 (0.003347)	-0.005248 (0.003737)	-0.000172 (0.000047)***	0.000075 (0.000051)	0.160818 (0.306164)	0.234763 (0.109716)**	11.656314 (0.799091)***	346	0.78
0.004747 (0.003016)	-0.006713 (0.003523)*	-0.000145 (0.000045)***	0.000057 (0.000048)	0.239112 (0.287741)	0.254620 (0.106517)**	11.296574 (0.776948)***	346	0.79
0.002969 (0.003156)	-0.005738 (0.003727)	-0.000131 (0.000041)***	0.000043 (0.000045)	0.357674 (0.272752)	0.247120 (0.101071)**	11.267382 (0.728717)***	347	0.78
0.003383 (0.002961)	-0.005741 (0.003485)	-0.000121 (0.000037)***	0.000035 (0.000040)	0.348775 (0.233045)	0.240493 (0.096387)**	11.257088 (0.670844)***	350	0.77
0.002578 (0.003040)	-0.005202 (0.003563)	-0.000089 (0.000031)***	0.000006 (0.000034)	0.276080 (0.223212)	0.235854 (0.093776)**	11.229304 (0.661897)***	353	0.76
0.002113 (0.002851)	-0.004891 (0.003413)	-0.000077 (0.000034)**	-0.000005 (0.000036)	0.273084 (0.198297)	0.233675 (0.090742)**	11.095792 (0.644460)***	350	0.76
0.003776 (0.002558)	-0.006359 (0.003128)**	-0.000087 (0.000039)**	0.000003 (0.000041)	0.293746 (0.181752)	0.220485 (0.091697)**	11.063427 (0.646413)***	352	0.76
0.003182 (0.002781)	-0.005543 (0.003333)*	-0.000115 (0.000044)***	0.000023 (0.000046)	0.255400 (0.189811)	0.220339 (0.091632)**	11.044249 (0.646159)***	354	0.76
0.003507 (0.002867)	-0.006286 (0.003618)*	-0.000127 (0.000049)***	0.000026 (0.000051)	0.237768 (0.176033)	0.200188 (0.088559)**	11.124564 (0.603858)***	361	0.76
0.004246 (0.002785)	-0.007157 (0.003739)*	-0.000138 (0.000048)***	0.000032 (0.000051)	0.237332 (0.176060)	0.220223 (0.092832)**	10.964446 (0.635237)***	360	0.74
0.004166 (0.002993)	-0.006739 (0.003952)*	-0.000145 (0.000053)***	0.000034 (0.000055)	0.222427 (0.190054)	0.252158 (0.095917)***	10.786269 (0.657303)***	363	0.73
0.004306 (0.003112)	-0.006689 (0.004104)	-0.000146 (0.000057)**	0.000030 (0.000060)	0.263609 (0.197587)	0.318558 (0.100276)***	10.375081 (0.687918)***	364	0.73
0.004381 (0.003526)	-0.005774 (0.004599)	-0.000145 (0.000055)***	0.000017 (0.000059)	0.339850 (0.223143)	0.369943 (0.108807)***	10.092507 (0.746105)***	348	0.73
0.004567 (0.003907)	-0.004687 (0.005046)	-0.000151 (0.000058)**	0.000013 (0.000063)	0.374452 (0.244024)	0.407718 (0.120212)***	9.999208 (0.825848)***	339	0.73
0.004662 (0.003820)	-0.006028 (0.005106)	-0.000162 (0.000066)**	0.000024 (0.000070)	0.399222 (0.245901)	0.446458 (0.121385)***	9.743993 (0.836204)***	334	0.74

括弧内は頑健な標準偏差値である。

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

表 3-8-1 六甲・淡路島断層帯からの距離と地価： 1993 年から 2009 年まで継続して鑑定された地価公示地点

パネルA:1キロ圏内						パネルB:2キロ圏内					
年度	六甲・淡路島までの距離	六甲・淡路島距離×住宅地ダミー	定数項	サンプルサイズ	決定係数	六甲・淡路島までの距離	六甲・淡路島距離×住宅地ダミー	定数項	サンプルサイズ	決定係数	
1993	0.000175 (0.000380)	-0.000522 (0.000396)	15.274022 (1.545446)***	137	0.82	-0.000164 (0.000231)	0.000014 (0.000236)	13.256241 (1.469981)***	175	0.83	
1994	0.000113 (0.000352)	-0.000401 (0.000366)	14.506889 (1.345569)***	137	0.82	-0.000164 (0.000215)	0.000049 (0.000218)	12.834040 (1.261404)***	175	0.82	
1995	0.000119 (0.000274)	-0.000376 (0.000288)	14.398074 (1.159378)***	137	0.83	-0.000171 (0.000189)	0.000067 (0.000192)	12.919241 (1.090304)***	175	0.83	
1996	0.000093 (0.000232)	-0.000329 (0.000247)	13.992508 (1.039250)***	137	0.83	-0.000157 (0.000163)	0.000073 (0.000166)	12.676199 (0.971022)***	175	0.82	
1997	0.000107 (0.000225)	-0.000319 (0.000238)	13.905811 (0.957316)***	137	0.83	-0.000138 (0.000158)	0.000066 (0.000161)	12.637504 (0.892463)***	175	0.83	
1998	0.000112 (0.000221)	-0.000304 (0.000233)	13.731160 (0.898508)***	137	0.83	-0.000137 (0.000153)	0.000076 (0.000156)	12.530488 (0.843573)***	175	0.83	
1999	0.000113 (0.000218)	-0.000286 (0.000229)	13.374527 (0.851923)***	137	0.83	-0.000133 (0.000146)	0.000086 (0.000148)	12.310626 (0.807610)***	175	0.82	
2000	0.000102 (0.000215)	-0.000260 (0.000226)	13.040724 (0.839449)***	137	0.83	-0.000125 (0.000138)	0.000089 (0.000141)	12.052830 (0.791814)***	175	0.82	
2001	0.000093 (0.000211)	-0.000249 (0.000222)	12.793052 (0.874917)***	137	0.82	-0.000122 (0.000129)	0.000091 (0.000132)	11.881411 (0.814488)***	175	0.82	
2002	0.000120 (0.000205)	-0.000270 (0.000216)	12.762787 (0.904726)***	137	0.83	-0.000118 (0.000129)	0.000094 (0.000132)	11.941726 (0.845673)***	175	0.82	
2003	0.000114 (0.000199)	-0.000271 (0.000212)	12.567877 (0.945734)***	137	0.82	-0.000122 (0.000122)	0.000101 (0.000125)	11.831846 (0.884777)***	175	0.81	
2004	0.000112 (0.000197)	-0.000280 (0.000211)	12.474872 (0.988175)***	137	0.81	-0.000131 (0.000122)	0.000106 (0.000125)	11.713333 (0.925520)***	175	0.80	
2005	0.000103 (0.000197)	-0.000280 (0.000213)	12.266039 (1.021283)***	137	0.80	-0.000140 (0.000122)	0.000116 (0.000126)	11.448533 (0.961955)***	175	0.80	
2006	0.000095 (0.000199)	-0.000290 (0.000216)	12.098464 (1.063768)***	137	0.80	-0.000152 (0.000121)	0.000124 (0.000125)	11.206382 (1.004571)***	175	0.79	
2007	0.000102 (0.000226)	-0.000313 (0.000243)	12.108593 (1.152948)***	137	0.79	-0.000176 (0.000132)	0.000141 (0.000137)	11.085592 (1.098451)***	175	0.79	
2008	0.000115 (0.000248)	-0.000347 (0.000266)	12.160818 (1.238830)***	137	0.79	-0.000188 (0.000146)	0.000141 (0.000151)	10.953281 (1.183815)***	175	0.79	
2009	0.000108 (0.000242)	-0.000342 (0.000261)	11.881503 (1.228145)***	137	0.79	-0.000186 (0.000142)	0.000139 (0.000147)	10.673507 (1.175735)***	175	0.80	

「六甲・淡路島断層帯までの距離」以外の変数の推定結果を報告していない。
括弧内は頑健な標準偏差値である。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

表 3-8-2 六甲・淡路島断層帯からの距離と地価： 1993 年から 1997 年まで継続して鑑定された地価公示地点

パネルA:1キロ圏内						パネルB:2キロ圏内					
年度	六甲・淡路島までの距離	六甲・淡路島距離×住宅地ダミー	定数項	サンプルサイズ	決定係数	六甲・淡路島までの距離	六甲・淡路島距離×住宅地ダミー	定数項	サンプルサイズ	決定係数	
1993	-0.000018 (0.000280)	-0.000367 (0.000295)	13.490828 (1.383595)***	182	0.79	-0.000427 (0.000141)***	0.000266 (0.000146)*	11.681833 (1.232177)***	231	0.80	
1994	-0.000045 (0.000261)	-0.000279 (0.000275)	13.094463 (1.199057)***	182	0.80	-0.000402 (0.000132)***	0.000277 (0.000136)**	11.590699 (1.065517)***	231	0.80	
1995	-0.000032 (0.000219)	-0.000251 (0.000233)	13.268594 (1.021746)***	182	0.80	-0.000381 (0.000116)***	0.000270 (0.000120)**	11.905514 (0.910901)***	231	0.81	
1996	-0.000017 (0.000188)	-0.000241 (0.000202)	12.890778 (0.903826)***	182	0.80	-0.000339 (0.000103)***	0.000251 (0.000106)**	11.623920 (0.797799)***	231	0.81	
1997	0.000011 (0.000176)	-0.000240 (0.000189)	12.785792 (0.836013)***	182	0.81	-0.000303 (0.000094)***	0.000229 (0.000097)**	11.577278 (0.724321)***	231	0.81	

「六甲・淡路島断層帯までの距離」以外の変数の推定結果を報告していない。
括弧内は頑健な標準偏差値である。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

表 3-9 被害状況を考慮した六甲・淡路島断層帯からの距離の係数

パネルA: 1キロ圏内								
年度	被害上位25%ダミー	非住居地		住居地(非住居地との差)		定数項	サンプルサイズ	
		六甲・淡路島断層帯までの距離	上位25%ダミー×断層距離	六甲・淡路島断層帯までの距離	上位25%ダミー×断層距離			
1983	0.011286 (0.086067)	0.000248 (0.000592)	-0.000539 (0.000443)	-0.000458 (0.000600)	0.000586 (0.000460)	9.407715 (1.424880)***	137	
1984	0.035634 (0.090241)	-0.000332 (0.000600)	-0.000181 (0.000422)	0.000145 (0.000612)	0.000176 (0.000441)	10.379898 (1.209469)***	144	
1985	-0.065919 (0.068455)	-0.001168 (0.000549)**	0.000280 (0.000400)	0.000906 (0.000568)	-0.000094 (0.000429)	10.460030 (1.140994)***	143	
1986	-0.069179 (0.070581)	-0.000636 (0.000495)	-0.000043 (0.000341)	0.000415 (0.000519)	0.000205 (0.000381)	11.030213 (1.028256)***	142	
1987	-0.079476 (0.072690)	-0.000821 (0.000516)	0.000182 (0.000421)	0.000737 (0.000547)	-0.000177 (0.000465)	11.923988 (1.209755)***	145	
1988	-0.086480 (0.094858)	-0.001104 (0.000686)	0.000465 (0.000569)	0.001033 (0.000722)	-0.000574 (0.000624)	9.105518 (1.521573)***	145	
1989	-0.126203 (0.102456)	0.000195 (0.000825)	-0.000560 (0.000652)	-0.000347 (0.000840)	0.000524 (0.000659)	9.554551 (1.962387)***	150	
1990	-0.091780 (0.099935)	0.000317 (0.000746)	-0.000463 (0.000592)	-0.000431 (0.000765)	0.000344 (0.000612)	10.279351 (1.912304)***	148	
1991	-0.079322 (0.096013)	0.000545 (0.000696)	-0.000686 (0.000524)	-0.000626 (0.000718)	0.000522 (0.000555)	10.015545 (1.744524)***	149	
1992	-0.087031 (0.095057)	0.000568 (0.000705)	-0.000753 (0.000514)	-0.000633 (0.000730)	0.000563 (0.000556)	9.622564 (1.729378)***	152	
1993	-0.111223 (0.083302)	0.000663 (0.000437)	-0.000602 (0.000336)*	-0.000747 (0.000464)	0.000520 (0.000365)	11.644650 (1.137139)***	196	
1994	-0.099492 (0.067211)	0.000321 (0.000345)	-0.000610 (0.000287)**	-0.000369 (0.000361)	0.000547 (0.000296)*	10.985197 (0.964386)***	231	
1995	-0.141045 (0.055562)**	0.000199 (0.000271)	-0.000326 (0.000241)	-0.000300 (0.000283)	0.000352 (0.000244)	11.979949 (0.932662)***	261	
1996	-0.146045 (0.049923)***	0.000109 (0.000227)	-0.000191 (0.000208)	-0.000199 (0.000237)	0.000235 (0.000212)	11.056476 (0.948512)***	262	
1997	-0.130733 (0.048613)***	0.000098 (0.000216)	-0.000215 (0.000193)	-0.000153 (0.000226)	0.000228 (0.000196)	10.615402 (0.779462)***	263	
1998	-0.129579 (0.048158)***	0.000067 (0.000209)	-0.000187 (0.000188)	-0.000121 (0.000220)	0.000225 (0.000194)	10.203462 (0.740289)***	267	
1999	-0.132355 (0.047397)***	0.000001 (0.000219)	-0.000144 (0.000185)	-0.000061 (0.000227)	0.000213 (0.000188)	10.501246 (0.734173)***	269	
2000	-0.129913 (0.047603)***	-0.000054 (0.000218)	-0.000133 (0.000185)	-0.000016 (0.000225)	0.000207 (0.000185)	10.734157 (0.702976)***	267	
2001	-0.109625 (0.046461)**	-0.000009 (0.000207)	-0.000166 (0.000177)	-0.000038 (0.000213)	0.000208 (0.000176)	10.628976 (0.697473)***	269	
2002	-0.107549 (0.045052)**	0.000012 (0.000202)	-0.000130 (0.000169)	-0.000041 (0.000208)	0.000173 (0.000168)	10.407708 (0.701466)***	270	
2003	-0.116594 (0.044291)***	-0.000017 (0.000200)	-0.000071 (0.000171)	-0.000017 (0.000205)	0.000133 (0.000167)	10.375741 (0.695788)***	277	
2004	-0.119376 (0.045569)***	-0.000013 (0.000200)	-0.000097 (0.000176)	-0.000027 (0.000206)	0.000156 (0.000171)	10.162419 (0.716114)***	275	
2005	-0.129222 (0.047086)**	-0.000035 (0.000201)	-0.000074 (0.000179)	-0.000007 (0.000209)	0.000142 (0.000174)	9.874761 (0.717359)***	275	
2006	-0.126500 (0.048843)**	-0.000043 (0.000208)	-0.000087 (0.000183)	-0.000011 (0.000216)	0.000137 (0.000178)	9.419736 (0.736343)***	276	
2007	-0.132195 (0.052698)**	-0.000014 (0.000230)	-0.000146 (0.000202)	-0.000047 (0.000240)	0.000159 (0.000199)	9.310970 (0.786712)***	264	
2008	-0.142772 (0.056651)**	-0.000019 (0.000251)	-0.000170 (0.000218)	-0.000042 (0.000263)	0.000171 (0.000215)	9.251261 (0.847717)***	258	
2009	-0.145071 (0.055486)***	0.000038 (0.000251)	-0.000164 (0.000214)	-0.000115 (0.000263)	0.000184 (0.000214)	9.331343 (0.846428)***	256	
パネルB: 2キロ圏内								
年度	被害上位25%ダミー	非住居地		住居地(非住居地との差)		定数項	サンプルサイズ	
		六甲・淡路島断層帯までの距離	上位25%ダミー×断層距離	六甲・淡路島断層帯までの距離	上位25%ダミー×断層距離			
1983	0.003931 (0.069715)	0.000629 (0.000254)**	-0.000491 (0.000244)**	-0.000617 (0.000248)**	0.000398 (0.000248)	9.170716 (1.423920)***	164	
1984	0.007234 (0.074701)	0.000080 (0.000251)	0.000000 (0.000219)	-0.000082 (0.000250)	-0.000093 (0.000209)	10.087285 (1.277294)***	175	
1985	-0.041403 (0.068762)	-0.000070 (0.000265)	0.000125 (0.000226)	0.000035 (0.000267)	-0.000162 (0.000216)	9.431502 (1.232023)***	177	
1986	-0.049897 (0.069218)	0.000128 (0.000217)	-0.000060 (0.000189)	-0.000140 (0.000221)	0.000006 (0.000183)	10.207625 (1.166764)***	178	
1987	-0.065971 (0.071711)	-0.000019 (0.000265)	-0.000042 (0.000221)	0.000005 (0.000276)	-0.000039 (0.000222)	10.889762 (1.167459)***	180	
1988	-0.066941 (0.093053)	-0.000124 (0.000377)	-0.000007 (0.000297)	0.000132 (0.000395)	-0.000172 (0.000304)	8.350384 (1.461594)***	181	
1989	-0.165773 (0.090202)*	-0.000540 (0.000362)	0.000170 (0.000266)	0.000523 (0.000367)	-0.000252 (0.000273)	9.705610 (1.939506)***	185	
1990	-0.124327 (0.083561)	-0.000248 (0.000301)	0.000082 (0.000211)	0.000261 (0.000309)	-0.000232 (0.000226)	10.380234 (1.782795)***	182	
1991	-0.140684 (0.081504)*	-0.000249 (0.000326)	-0.000000 (0.000236)	0.000233 (0.000332)	-0.000113 (0.000247)	9.656183 (1.661981)***	184	
1992	-0.161202 (0.082559)*	-0.000279 (0.000353)	-0.000017 (0.000245)	0.000256 (0.000359)	-0.000084 (0.000256)	9.092888 (1.693171)***	187	
1993	-0.150343 (0.069539)**	-0.000216 (0.000276)	-0.000067 (0.000230)	0.000176 (0.000278)	0.000042 (0.000228)	10.805115 (1.184498)***	242	
1994	-0.145749 (0.055681)***	-0.000178 (0.000194)	-0.000067 (0.000167)	0.000185 (0.000195)	0.000050 (0.000168)	10.414257 (0.964347)***	281	
1995	-0.154719 (0.047762)***	-0.000163 (0.000160)	-0.000034 (0.000142)	0.000158 (0.000160)	0.000032 (0.000144)	11.205567 (0.904819)***	315	
1996	-0.151261 (0.041910)***	-0.000189 (0.000151)	0.000002 (0.000129)	0.000183 (0.000155)	0.000015 (0.000134)	10.657491 (0.889879)***	315	
1997	-0.142740 (0.040154)***	-0.000172 (0.000141)	-0.000008 (0.000121)	0.000181 (0.000146)	0.000023 (0.000126)	10.337323 (0.754701)***	316	
1998	-0.135439 (0.039348)***	-0.000180 (0.000137)	0.000006 (0.000119)	0.000194 (0.000142)	0.000011 (0.000123)	10.264842 (0.702124)***	320	
1999	-0.125808 (0.037851)***	-0.000218 (0.000136)	0.000012 (0.000115)	0.000231 (0.000140)	0.000008 (0.000118)	10.467745 (0.697573)***	323	
2000	-0.121733 (0.037350)***	-0.000236 (0.000136)*	0.000020 (0.000115)	0.000243 (0.000140)*	0.000002 (0.000116)	10.567128 (0.688825)***	320	
2001	-0.107121 (0.037239)***	-0.000227 (0.000158)	0.000013 (0.000132)	0.000242 (0.000160)	0.000003 (0.000130)	10.464605 (0.678210)***	322	
2002	-0.103549 (0.036004)***	-0.000222 (0.000159)	0.000030 (0.000138)	0.000257 (0.000160)	-0.000020 (0.000135)	10.188988 (0.676526)***	324	
2003	-0.105993 (0.035722)***	-0.000242 (0.000171)	0.000047 (0.000147)	0.000286 (0.000173)*	-0.000035 (0.000143)	10.169940 (0.678562)***	330	
2004	-0.112901 (0.036864)***	-0.000256 (0.000185)	0.000048 (0.000161)	0.000297 (0.000186)	-0.000032 (0.000156)	9.992655 (0.698825)***	329	
2005	-0.117149 (0.038577)***	-0.000287 (0.000200)	0.000053 (0.000176)	0.000343 (0.000202)*	-0.000044 (0.000170)	9.638362 (0.716003)***	331	
2006	-0.116095 (0.040697)***	-0.000302 (0.000218)	0.000052 (0.000193)	0.000362 (0.000220)	-0.000056 (0.000186)	9.164556 (0.738933)***	332	
2007	-0.118849 (0.042863)***	-0.000074 (0.000152)	-0.000171 (0.000136)	0.000129 (0.000157)	0.000151 (0.000137)	8.915985 (0.782253)***	317	
2008	-0.127823 (0.046550)***	-0.000075 (0.000163)	-0.000192 (0.000146)	0.000129 (0.000169)	0.000165 (0.000148)	8.725869 (0.854388)***	309	
2009	-0.125828 (0.045917)***	-0.000067 (0.000162)	-0.000191 (0.000144)	0.000116 (0.000168)	0.000173 (0.000146)	8.503293 (0.860154)***	306	

括弧内は頑健な標準偏差値である。

***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意なことを示す。

表 3-A 上町断層帯周辺の沿線

1キロ圏内最寄り路線	2キロ圏内最寄り路線
1号線	1号線
2号線	2号線
3号線	3号線
4号線	4号線
5号線	5号線
6号線	6号線
7号線	7号線
8号線	8号線
JR東西線	JR東西線
関西空港線	関西空港線
関西線	関西線
京阪本線	京阪本線
京都線	京都線
空港線	空港線
高師浜線	高師浜線
高野線	高野線
阪堺線	阪堺線
阪和線	阪和線
山陽新幹線	山陽新幹線
上町線	上町線
水間線	神戸線
千里線	水間線
泉北高速鉄道線	千里線
大阪モノレール線	泉北高速鉄道線
大阪環状線	大阪モノレール線
大阪線	大阪環状線
東海道線	大阪線
南海本線	東海道線
南港ポートタウン線	南海本線
南大阪線	南港ポートタウン線
南北線	南大阪線
宝塚線	南北線
箕面線	宝塚線
	本線
	箕面線

第4章 東京都における地域危険度ランキング の変化が地価の相対水準に及ぼす非対 称的な影響について：市場データによるプ ロスペクト理論の検証⁵⁷

4.1. はじめに

東京都が『地震に関する地域危険度測定調査報告書』（以下、『地域危険度調査』と略）に地域危険度ランキングとして報告している町丁目別の建物倒壊危険度は、地盤強度などの物理的な地震リスクだけではなく、周辺環境（たとえば、地域密集度や周辺建物の耐震性）が地震リスクに及ぼす影響も加味している。その結果、都市再開発や地域整備によって周辺環境が大きく変貌すると、地域危険度ランキングが大きく入れ替わる可能性がある。

事実、2000年代に積極的に進められた都市再開発や住宅開発によって地域危険度に直接影響を与える周辺環境が著しく改善した結果、上述の建物倒壊危険度で測られた地域危険度のランキングも大きく入れ替わった。すなわち、都市再開発が進められた地域は、そうでない地域に比べて安全性を向上させ、地域危険度ランキングを下げた。具体的には、1998年3月（第4回）（東京都(1998)）、2002年12月（第5回）（東京都(2002)）、2008年2月（第6回）（東京都(2008)）に公表された『地域危険度調査』によると、地価公示の評価対象となっている地点については、1998年から2002年の間では約3分の1のポイントにおいて、2002年から2008年の間では約4分の1のポイントにおいて、5段階評価で見た建物倒壊危険度の序列に1ランク以上の変化が認められた。

Nakagawa et al. (2009)では、1998年の『地域危険度調査』に報告された地域危険度ランキングが1980年代から1998年までの期間においてほぼ安定していたという証拠を示した上で、同サンプル期間の各時点のクロスセクション・データにおいて、地域危険度ランキングの上昇とともに東京都内の地価公示の地価が低下することを明らかにした。一方、本章では、2000年代の地域危険度ランキングの変化が相対地価（各時点の平均地価からの乖離率）に与える影響を検証していく。特に、地域危険度ランキングの変化が相対地価へ及ぼす影響が、ランキング変化の方向によって非対称的であるかどうかを検証しながら、市場データによってプロスペクト理論による解釈の妥当性を検証していく。

⁵⁷ 本章は、日本大学教授・中川雅之先生、一橋大学教授・齊藤誠先生、関西学院大学教授・山鹿久木先生との共同研究であり、『行動経済学』（2011）第4巻、pp. 1-19に掲載されている。なお、一部は筆者が加筆修正を加えている。

行動経済学における最も代表的な理論として知られているプロスペクト理論は、不確実性下での意思決定モデルの一つであり、行動意思決定理論のこれまでの知見と非線形効用理論（もしくは一般化期待効用理論）の知見を総合した理論である。Kahneman and Tversky (1979)では、プロスペクト理論はリスク下での意思決定を表現するモデルであったが、後に Tversky and Kahneman (1992)では、曖昧性とリスクを含む不確実性下での意思決定を表現するモデルに拡張され、累積プロスペクト理論と呼ばれている（竹村，2006）。本章の実証研究では、具体的にプロスペクト理論のバリエーションから得られる2つのインプリケーションに着目している。

第1のインプリケーションは、Tversky and Kahneman (1991)などが指摘する現状維持バイアスである。プロスペクト理論における意思決定基準は、価値関数と確率加重関数の二つの構成要素からなる。価値関数は一般的な経済学では効用関数に対応し、それを確率加重関数によって重みづけされた確率と掛けることで、意思決定者の期待を表す。価値関数によって評価された「価値」はあるアウトカムの絶対水準ではなく、そのアウトカムの初期点からの変化に左右される。価値関数は、参照点より高い利得の領域では凹関数であり、参照点より低い損失の領域では凸関数と仮定される。また、損失の領域の傾きが利得の領域より急になっており、損失の方が利得よりもインパクトがあることを表している（図4-1を参照）。この性質は損失回避性向と呼ばれている。価値関数の形状に上述のような非対称性があると、利得の向上を積極的に評価しない一方、損失の増大を強く回避しようとする結果、参照点のレベルにとどまろうとする傾向が生じる。こうした傾向は、現状維持バイアス（Status Quo Bias）と解釈されている。一方、第2のインプリケーションは、Kahneman and Tversky (1979)などが指摘するゼロリスク指向である。プロスペクト理論は価値関数の他に、客観的確率と認知確率の関係（確率の歪み）を示す確率加重関数という構成要素を有する。プロスペクト理論によれば、確率が非常に低い状況では人々には確率を過大評価する傾向がある。また、客観的発生確率が低下すると、過大評価された認知確率が大きく解消され、逆に客観的発生確率が上昇しても、過大評価された認知確率が依然として過大に評価されたまま、確率認識の歪みが修正されない。このような確率加重関数の非対称的な形状により、客観的発生確率の非常に低いところにおいて、客観的確率の低下を非常に積極的に評価する傾向は、ゼロリスク指向（Strong Preference for Zero Risk）と呼ばれている。

このようなプロスペクト理論の2つのインプリケーションを踏まえて、本章の実証環境においては、地域危険度の変化に対する相対地価の変化に以下の非対称的な反応が生じると考えられよう。まず、現状維持バイアスが存在すると、価値関数の形状により土地の評価は、土地の質の絶対水準ではなく、土地の質の参照点からの変化に依存する。このとき質の向上に対しては評価があまり上がらないのに対して、質の劣化に対しては評価を大きく引き下げる。すなわち、危険化による地域危険度ランキングの上昇で相対地価の評価が大きく減少する一方、安全化により地域危険度ランキングが低下しても相対地価はあまり

変化しないと予想される。一方、確率加重関数の特性が妥当であれば、すでに地域危険度が低い地域においては、安全指向が極端に高まることから、地域危険度の低下幅を大きく評価し、地域危険度ランキングの上昇に対して低めに評価する。つまり、ゼロリスク指向が存在すると、地域危険度ランキングがそもそも低い地域では、地域危険度ランキングが上昇する影響に比べて、ランキングが低下して安全性がいっそう高まる影響の方が積極的に評価されて、相対地価が大きく上昇するという実証結果が得られるはずである⁵⁸。

付録でくわしく議論しているように、標準的な確率加重関数の想定では、現状維持バイアスは相対的に危険な地域に認められる一方、ゼロリスク指向は相対的に安全な地域に認められる。したがって、地域危険度と地価評価の関係を表す図 4-2 が示すように、地域危険度が高い地点（図 4-2 の C）では、地域危険度ランキングの上昇による傾きの絶対値は大きい、地域危険度ランキングの低下による傾きがほぼフラットとなる。逆に、地域危険度が低い地点（図 4-2 の A）では、地域危険度ランキングの低下による傾きの絶対値は大きい、地域危険度ランキングの上昇による傾きがほぼフラットとなる。いずれの場合も、地域危険度ランキングの初期点からの変化が相対地価に及ぼす影響が、ランキングの変化の方向に応じて非対称的であるが、非対称性が生じるパターンがまったく逆となっている。なお、危険度が中程度の地点（図 4-2 の B）では、地域危険度に関して地価が感応的でなくなり、地価評価関数がフラットになる。

上述のような非対称性を検証するためには、パネル・データが必要不可欠である。1 時点のクロスセクション・データでは、説明要因（ここでは、地域危険度ランキング）の被説明変数（ここでは、相対地価）に対する対称的な影響は検証できるが、プロスペクト理論に特有のインプリケーションである説明要因の変化による非対称的な影響を検証することは難しい。説明要因の影響が非対称的なケースを検証しようと思えば、同一地点について 2 時点で地域危険度ランキングが上下しているサンプルを含むパネル・データが必要となってくる。

先に述べたように、2000 年代を通じて都市再開発などで地域危険度ランキングが大きく入れ替わった『地域危険度調査』のパネル・データは、プロスペクト理論を検証できる自然実験環境を提供してくれている。さらにパネル・データを用いることによって、①建物倒壊危険度に対する地価感応度のマクロ的な影響、②地価に影響を与える固定効果、③地価公示データに含まれる計測バイアスを制御することができる。特に、①の要因を制御することは重要である。本章で用いる建物倒壊危険度と相対地価の関係は、マクロ的な経済環境に大きく左右されるからである。

⁵⁸ 標準的なプロスペクト理論では、客観確率と主観確率の関係を示す確率加重関数と、初期点においてシンクを伴う価値関数からプロスペクトを算出し、プロスペクトの高低を意思決定の指標としている。付録に詳しく示しているように、価値関数を用いることなく、確率加重関数から期待効用を導出するフレームワーク（プロスペクト理論のバリエーション）において、現状維持バイアスとゼロリスク指向の両方を整合的に説明することができる。両者が整合的に説明できる主な理由は、相対的に危険な地域では危険度の上昇とともに災害発生確率の過少評価が解消し、相対的に安全な地域では危険度の低下とともに災害発生確率の過大評価が解消するからである。

以上の期待効用関数の形状を踏まえて本章で得られた実証結果をまとめてみると、第 1 に、そもそも地域危険度が高い地域では、危険化により、地域危険度ランキングが上昇して相対地価が大きく下落する一方、安全化により、地域危険度ランキングが低下しても相対地価がほとんど上昇しない。第 2 に、そもそも地域危険度が低い地域では、地域危険度ランキングが低下して相対地価が上昇する度合いの方が、地域危険度ランキングが上昇して相対地価が下落する度合いよりも大きい。第 1 の結果は、図 4-2 の点 C における現状維持バイアスに、第 2 の結果は、図 4-2 の点 A におけるゼロリスク指向に対応しているとそれぞれ解釈することができる。

イントロダクションの最後に本論文の実証研究の特徴に言及したい。プロスペクト理論が示唆する現状維持バイアスやゼロリスク指向の検証は、ラボラトリー実験やフィールド実験によって活発に行われてきた。たとえば、Kahneman, Knetsch and Thaler (1990) は、ラボラトリー実験で支払意志額 (Willingness to Pay, WTP) と受入補償額 (Willingness to Accept, WTA) の格差をもって賦与効果の証左としている。Plott and Zeiler (2005) は、被験者の経験や無名性を考慮した実験では賦与効果が検出できないことを報告している。また、List (2003, 2004) においても、スポーツ・カード・フェアの参加者を対象とした実験では、経験豊かなトレーダに依存効果が表れにくいことを示している。一方、Genesove and Mayer (2001) は、キャピタル・ロスが生じている住宅について、売り手にクオートされている価格が割高になることをもって参照点効果の証左としている⁵⁹。

本章の実証研究は、上にあげた実証研究とは大きく異なり、経済主体の行動レベルにおける現状維持バイアスやゼロリスク指向を直接的な分析対象としているのではなく、そうした取引行動が市場で成立している均衡価格に反映されているのかどうかを検証している。本論文が取り扱っている土地市場取引では、次のような理由から、現状維持バイアスやゼロリスク指向がそもそも顕著であり、そうした経済行動が均衡価格に反映されやすいと考えられる。第 1 に、Plott and Zeiler (2005) や List (2003, 2004) が指摘しているように、土地市場の相対取引では、無名性が確保されておらず、売買当事者の取引経験がかならずしも豊かでない結果、参照点依存効果や賦与効果が顕著となる。第 2 に、DellaVigna (2009) が指摘するように、取引対象となっている土地は個別性が強く、異なる土地資産間の裁定が働きにくいことから、現状維持バイアスやゼロリスク指向が市場価格にストレートに反映しやすい。

本章は、以下のように構成されている。第 4.2 節では、2000 年代に 3 度にわたって行われた『地域危険度調査』において、建物倒壊危険度が同一の地価公示地点でどのように変化しているのかを報告する。第 4.3 節では、計量モデルを提示するとともに、実証結果を報告する。第 4.4 節では、実証結果に関する頑健性の検討をしている。第 4.5 節では、日本における耐震化投資について議論した後、実証結果から得られる政策インプリケーショ

⁵⁹ 市場の取引データに依拠した実証研究には、消費財市場について Putler (1992)、Hardie et al. (1993) などが、株式市場について Shefrin and Statman (1985) などがある。

ンを考察する。第 4.6 節は結論と今後の研究課題を述べて、本章を結ぶ。

4.2. 地域危険度とその変化

4.2.1 地域危険度とは

東京都は、1975 年度からこれまでに 6 回にわたって、『地域危険度調査』において地震に関する地域危険度ランキングを測定し公表してきた。1998 年に実施された第 4 回の『地域危険度調査』以降は、東京都の西部を除く地域について、おおむね 5 年ごとに町丁目ベースで居住地の周辺環境を加味して被災リスクを算定し、インターネット上で公開するなど、分かりやすさや、情報へのアクセスが大きく向上している。

『地域危険度調査』で報告されている地域危険度ランキングは、特定の地震による被災量を測定することではなく、居住地の潜在的な危険性を地域間で比較することを目的とする。その目的のために、すべての町丁目において、直下で地震動が生じた場合の地震リスクを算定している。地震による被害は、建物の倒壊、火災の発生、避難の際の人的被害が主要なものであるが、これらの多様な被害に対応して、「建物倒壊危険度」、「火災危険度」、「避難危険度」について危険度が算定され公表されている。本章では、土地の価値評価に反映される地震リスクを測定するために、3 つの危険度指標のうち建物倒壊危険度をを用いている。火災危険度や避難危険度の指標においては、地価を引き上げる要因である経済活動の集積が、地震リスクの上昇要因として捉えられているために、両者の影響が相殺されて地震リスクを適切に検出できない可能性が高い⁶⁰。

建物倒壊危険度は、地震が起きた場合の振動による物的危険性に関して、以下のようなプロセスで算出している。まず、周辺建物の構造と地盤の物理的特性に基づいて町丁目ごとに、地震動に起因する建物被害のリスクを「建物倒壊危険量」として算出する。建物については築年別や構造別の建物棟数密度を勘案し、地盤については基礎地盤の種類、液状化の危険性、埋立地、急傾斜地などの属性を加味して判断される。

そうして算出された危険量に従って各地域を安全な順に、最上位 45.15%を地域危険度 1 に、その次の 31.83%を危険度 2 に、その次の 15.83%を危険度 3 に、その次の 5.55%を危険度 4 に、その次の 1.64%を危険度 5 にそれぞれ割り当てている。この比率は地域別に算出された危険量が正規分布の平均より右側から標準偏差の 3 倍分の範囲に分布している

⁶⁰ 相対的に危険な地域で地域危険度ランキングの上昇が集積度の低下を伴う場合、あるいは、相対的に安全な地域で地域危険度ランキングの低下が集積度の上昇を伴う場合には、建物倒壊危険度がコントロールしていない経済活動の集積が、相対地価に対して非対称的な変化をもたらす可能性がある。しかし、地域の集積の程度を住宅総数で測ると、本研究が対象としている地域では、地域危険度ランキングの変化と集積度の変化の関係について、そうした傾向は認められない。たとえば、1998 年から 2003 年の期間において、相対的に危険な地域の方が、相対的に安全な地域に比べて、集積度がいっそう上昇した。一方、相対的に危険な地域では、地域危険度ランキングが同期間に上昇した地域で集積度がいっそう上昇した。逆に、相対的に安全な地域では、地震危険度ランキングが同期間に低下した地域で集積度が特に高まったわけではない。

と考え、その範囲を5等分したものである。

4.2.2 地域危険度ランキングが変動する背景

第4.1節で述べたように、町丁目ベースで地域ごとに割り当てられた地域危険度ランキングは、2000年代を通じて大きく入れ替わった。1998年3月に公表された第4回調査から2002年12月に公表された第5回調査にかけては、5073町丁目のうち30.9%の地域危険度ランキングが変動している。一方、第5回調査から2008年2月に公表された第6回調査にかけては、5063町丁目のうち22.5%のランキングが変動している。

このように地域危険度ランキングが大きく入れ替わる要因としては、大きく分けて3つの可能性がある。第1に、市街地環境の変化に伴う変動、第2に、危険度指標の算定方法の精緻化に伴う変動、第3に、第1と第2の要因でもたらされた変動に伴う相対的順位の変化である。

まず第1の要因に関しては、2000年代を通じて都市再生政策が推進されたことがあげられる。政府は、2002年に景気対策の一環として都市再生特別措置法を成立させた。その結果、容積率緩和、民間事業者による都市計画提案、再開発プロジェクトに対する金融・税制上の措置など、包括的な支援制度が整備された。同時に、環状2号線新橋周辺・赤坂・六本木地域、環状4号線新宿富久沿道地域など8地域、総面積2509haにわたる都市再生緊急整備地域が指定され、実際に大規模な再開発が実施された。

さらに、1990年代以降進んだ都心地域の居住地化も、市街地環境を大きく変化させた。東京の都心部はそれまで商業地や業務地に純化しており、欧米の大都市に比較して昼夜間人口比率が非常に高いという特徴を有していた。しかし、バブルの崩壊以降、東京都区部の昼夜間人口比率は141%(1995年)から135%(2005年)に低下した。このような傾向を受けて都心部の市街地環境は改善されている。具体的には、1981年以前に旧耐震基準に基づいて建築された木造建物（以下、危険建物と呼ぶ）が減少した。

第2の変動要因としては、第4回調査（1998年3月）、第5回調査（2002年12月）、第6回調査（2008年2月）の地震危険量の評価方法に変更がなされたことが影響している。第4回調査においては、複数の専門家が、建物構造、築年数や地盤の種類といったさまざまな属性ごとに地震危険量を主観的に見積もり、それに基づいて各地域の地域危険度が評価されていた。しかし、第5回調査以降、地盤の種類に応じた地震動の強さ、地盤と建築物の組み合わせに応じた建物被害については、過去の地震被害に即して客観的に推定している。また、評価対象となる町丁目の面積から公有水面などを除外して面積当たりのリスク量を算定するという精緻化も行っている。第4回調査や第5回調査では、同一の地盤、構造・年代の建物は、同一の耐力を保有しているものとして建物倒壊率を算定していたが、第6回調査においては、同一の条件の建物であっても、耐力にばらつきがあるという想定を置いて建物倒壊率の算定方法の精緻化を行っている。

4.2.3 地域危険度の相対的な変化

ここでは、地域危険度ランキングの変化を細かく見ていこう。第4回調査から第5回調査にかけては、地域危険度ランキングが2段階以上低下した地域が35（単位は町丁目）、1段階低下した地域が738、2段階以上上昇した地域が8、1段階上昇した地域が786であった。一方、第5回調査から第6回調査にかけては、ランキングが2段階以上低下した地域が1、1段階低下した地域が555、1段階上昇した地域が583であった。

第5回調査や第6回調査では、地域危険度ランキングが前回調査に比べて2段階以上低下したケースでは、マンションの建築や公園などの公共施設整備に伴うものであったことが報告されている。一方、地域危険度ランキングが前回調査に比べて2段階以上上昇したケースでは、公有水面を除去することによって、これまでに過小に評価されていた面積当たりのリスク量が上昇した。

地域危険度ランキングが前回調査に比べて1段階低下した、あるいは、上昇したケースは、第1の要因や第2の要因によって直接的に地域危険度が変化した場合ばかりでなく、それらの要因によって生じた他地域の地域危険度の変化によって、地域危険度ランキングの相対的な位置関係が変化した場合も含むであろう。すなわち、当該地域で明白な市街地環境の悪化や建築物の老朽化がなくても、他の地域で市街地環境が改善し地域危険度が低下すれば、その地域の地域危険度ランキングは上昇する。

それでは、地域危険度ランキングが入れ替わる可能性を具体的に見ていこう。『住宅土地統計調査』を用いて、先ほど定義した危険建物（1981年以前に旧耐震基準に基づいて建築された木造建物）の戸数が1998年から2008年にかけて減少した度合いを、地域危険度の動向と重ね合わせながら見てみる。第6回調査（2008年2月公表）では、建物倒壊危険度上位100町丁目の約8割が墨田区、台東区、荒川区、江東区、足立区に集中している。これらの区における危険建物戸数は、1998年から2003年にかけて24%減少した。同じ期間には、これらの区以外の旧東京都庁（有楽町）から10km圏内の都心15区において17%減少し、これらの区以外の都下のすべての市区において17%減少している。すなわち、1998年から2003年の期間においては、2008年2月公表の第6回調査でもっとも危険とされた地域が相対的に耐震改修が進み、これらの地域の相対的な危険度ランキングが低下した可能性がある。

一方、2003年から2008年にかけては、第6回調査でもっとも危険とされた区において、危険建物戸数が28%減少した。同じ期間には、これらの区以外の旧東京都庁（有楽町）から10km圏内の都心15区において38%減少し、これらの区以外の都下のすべての市区において40%減少している。すなわち、1998年から2003年の期間と対照的に、2003年から2008年には、都心を含む東京都全体では耐震改修が進んだものの、第6回調査でもっとも危険とされた地域では相対的に改善度合いが小さかった結果、これらの区の地域危険度ランキングが上昇した、あるいは、高位のままであった可能性が高い。

4.3. データと推定モデル

4.3.1 相対的な地価水準と地域危険度ランキングのパネル・データ化

Nakagawa et al. (2009) では、1998 年の『地域危険度調査』で町丁目ベースで報告されている建物倒壊危険度を地域危険度ランキングとして用いている。当該論文では、いくつかの状況証拠を挙げながら、1980 年代から 1998 年まで地域危険度ランキングが安定していると仮定し、7 時点（1980 年、1985 年、1990 年、1994 年、1996 年、2000 年、2001 年）のクロスセクション・データについて、地価に与えるさまざまな要因を考慮した上で、地域危険度ランキングの上昇によって地価公示の対象となっている地価水準（対数でとった水準）がどの程度割り引かれるのかを計測している。

しかし、Nakagawa et al. (2009) の用いた分析手法には、主として 2 つの問題点がある。第 1 に、地域危険度ランキングが時間を通じて安定していることを仮定している。しかし、第 4.1 節で述べたように、『地域危険度調査』で報告されている地域危険度は、都市環境の変化をストレートに反映するために、町丁目ベースでみた地域危険度ランキングが大きく入れ替わる可能性がある。第 2 に、地価公示で報告されている地価は、不動産鑑定士の評価に基づいたもので、周辺不動産の取引価格を参考にしており、情報量不足による評価誤差や依頼人が公的部門であることに伴ういくつかの計測バイアスが含まれていることが指摘されてきた⁶¹。

そこで、本論文では、同一地点について継続的に評価されている地価公示データの特性を生かして、パネル・データを構築することによって、上述の 2 つの問題点を克服していく。第 1 の問題点に対しては、1998 年 3 月、2002 年 12 月、2008 年 2 月公表の『地域危険度調査』を用いることによって、地域危険度ランキングが時間を通じて上下することを考慮している。図 4-3-1 は、1999 年から 2004 年にかけて継続的に地価公示の対象となっている地点について、地域危険度ランキングが 1 段階上昇した地点と 1 段階低下した地点をプロットしている。同じく、図 4-3-2 は、2004 年から 2009 年の期間について同様の作業を行っている。これらの図が示すように、地域危険度ランキングは時間を通じて変動してきた。

一方、第 2 の問題点に対しては、『地域危険度調査』の調査間隔に合わせて、地価公示データをパネル化している。こうしたパネル・データ構造を活用することによって、地価公示についても固定効果を明示的に扱っている。別の推定モデルでは、少なくとも 5 年間、継続的に鑑定評価されている地価公示ポイントだけを用いて、同地点について地価の階差をとることによって、公示地価データに固有の計測バイアスのある程度、取り除くことができる。また、パネル・データを活用することによって、地価動向に影響を与えるマクロ的な要因も制御することができる。なお、本節では、4.3.2 節で固定効果モデルを、4.3.3

⁶¹ たとえば、Shimizu and Nishimura (2006)、西村・清水 (2002)、Gallimore and Wolverton (1997) が含まれる。

節で階差モデルを用いている。

ここで問題となってくるのは、『地域危険度調査』で報告されている地域危険度の指標が、物理的な特性を反映した絶対的な指標ではなく、あくまで地域別に5段階ランキングでみた相対的な指標である点である。そこで、次のように2つの仮定を置くことにする。

第1に、地価に与えるさまざまな要因を制御すると、地震ランキングの上昇とともに、相対的な地価水準が下落すると想定する。すなわち、諸要因を制御した地価の相対水準は、依然として地域危険度の相対水準に1対1で対応していると仮定する。本章では、各時点において平均水準からの乖離率をもって相対的な地価水準としている。

第2に、5段階で表された地域危険度ランキングの違い、たとえば、危険度4と危険度3の違いに対応した物理的な地域危険度の格差は、時間を通じてほぼ一定であると仮定する。こうした仮定を設けることは、地域危険度に起因して土地市場で生じる地価形成の違いは、厳密に計測された地域危険度の違いによるというよりも、土地市場参加者の間でおおむね合意され、かなり大胆に近似された地域危険度の違いを反映していると想定していることになる^{62 63}。

最後に、地価公示データと『地域危険度調査』のタイミングについて言及する。第4回調査の『地域危険度調査』は1998年3月に、第5回調査は2002年12月に、第6回調査は2008年2月にそれぞれ公表されている。一方、毎年公表されている地価公示データは、年初の地価を対象としている。そこで、第4回の『地域危険度調査』には、1999年の地価公示データを、第5回調査には2004年地価公示データを、第6回調査には2009年地価公示データをそれぞれ対応させている。なお、1年繰り上げた地価公示データを用いても（たとえば、第4回調査に1998年公示地価を対応させても）、実証結果に大きな違いはなかった。

4.3.2. 固定効果モデルによる推定

本小節では、4.3.1で説明した3時点からなるパネル・データを用いて、公示地価の相対水準（平均水準からの乖離率、より正確には、それぞれの時点について、各地点の地価の対数値から平均地価の対数値を控除した値）を被説明変数とし、地域危険度ランキングを説明変数とする固定効果モデルを推計している。なお、固定効果には、公示地価データの計測バイアスとともに、地域危険度以外に地価へ影響を与える要因が含まれているものとする。

推計には、以下のスペシフィケーションを用いている。

⁶² 地域危険度の相対指標としての地域危険度ランキングは、債券の信用リスクの相対指標としての格付けと対比することができるかもしれない。債券格付けにおいても、債券の信用リスクスプレッドは、格付けが低くなるほど大きくなる一方、格付けの違いによる信用リスク量の違いは時間を通じてほぼ一定であると考えられている。そうした想定では、債券の信用リスクスプレッドの時系列的な変化は、信用リスク量1単位に対するプレミアムが時間とともに変化したことによると解釈されている。

⁶³ 顧・中川・齊藤・山鹿(2011)では、物理的な地震リスクとして活断層データを用いながら、活断層リスクと地価形成の関係を分析している。

$$p_{i,t} = \beta_0 + \sum_{\tau=1999,2004,2009} \beta_{\tau} \times (Rank_{i,\tau} \times Year_{\tau}) + Year_t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4-1)$$

ただし、 $p_{i,t}$ は地点 i の t 年における相対地価（それぞれの時点について、各地点の地価の対数値から平均地価の対数値を控除した値）、 $Rank_{i,\tau}$ は住所 i の $t-1$ 年に公表された 5 段階の地域危険度ランキング（1 から 5 へ危険度が高まる）、 $Year_t$ は年次ダミー、 α_i は固定効果、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項をそれぞれあらわしている。（4-1）式では、相対地価の地域危険度ランキングに関する感応度（ β_{τ} ）が時間を通じて変化する可能性を考慮している。

表 4-1 に報告されている推定結果によると、相対地価の地域危険度ランキングに関する感応度（ β_{1999} 、 β_{2004} 、 β_{2009} ）の点推計値は、それぞれ 1999 年で -0.066 、2004 年で -0.034 、2009 年で -0.004 である。 β_{2009} は有意ではないが、 β_{1999} と β_{2004} は 1%水準で有意である。1999 年と 2004 年については、地域危険度ランキングが高いほど、相対地価は有意に低下する。2009 年についても、点推計値は有意でないものの、同様の傾向が確認できる。

地域危険度ランキングに対する感応度が 2000 年代を通じて低下してきた背景は何であろうか。表 4-2 に危険度ランク別の相対地価の記述統計を報告している。この期間、地価は危険度水準の変化にかかわらず下落していることが確認できる。表 4-2 において危険度が 1 から 1、2 から 2 といったランキングが変化していない地域の平均値をみると、1999 年から 2004 年の期間と 2004 年から 2009 年の期間の両方の期間において、もっとも安全な地域（危険度 1）の相対地価の低下率の平均値が、より危険な地域（危険度 5）のものに比べて大きいことがわかる。全体に地価が下落している期間であるが、Nakagawa et. al (2009) と同様にその下落率はより安全な地域で大きく下落していることが観察される。このことは、より危険な地域の地価が低いという地域危険度ランキングの違いによる相対地価の格差を縮小させるため、2000 年代を通じて、相対地価の地域危険度ランキングに対する感応度が低下したと考えることができる。

4.3.3 階差モデルによる推定

4.3.3.1 基本モデルについて

本小節では、階差モデルに基づいた推計を行っていく。今、1999 年、2004 年、2009 年について、次のような固定効果モデルが成立しているとする。

$$p_{i,1999} = \beta_0 + \beta_{1999} \times Rank_{i,1999} + \alpha_i + \varepsilon_{i,1999} \quad (4-2)$$

$$p_{i,2004} = \beta_0 + \beta_{2004} \times Rank_{i,2004} + Year_{2004} + \alpha_i + \varepsilon_{i,2004} \quad (4-3)$$

$$p_{i,2009} = \beta_0 + \beta_{2009} \times Rank_{i,2009} + Year_{2009} + \alpha_i + \varepsilon_{i,2009} \quad (4-4)$$

なお、1999 年をベース年としているので、(4-2) 式の定数項は固定効果項に一致している。

これらの 3 つの式について、(4-3) 式から (4-2) 式を差し引き、(4-4) 式から (4-3) 式を控除すると、

$$p_{i,2004} - p_{i,1999} = (\beta_{2004} - \beta_{1999}) \times Rank_{i,2004} + \beta_{1999} \times (Rank_{i,2004} - Rank_{i,1999}) + Year_{2004} + (\varepsilon_{i,2004} - \varepsilon_{i,1999}) \quad (4-5)$$

$$p_{i,2009} - p_{i,2004} = (\beta_{2009} - \beta_{2004}) \times Rank_{i,2009} + \beta_{2004} \times (Rank_{i,2009} - Rank_{i,2004}) + (Year_{2009} - Year_{2004}) + (\varepsilon_{i,2009} - \varepsilon_{i,2004}) \quad (4-6)$$

を導出することができる。

(4-5)式と(4-6)式では、相対地価の2時点間の変化について、①相対地価の地域危険度ランキングに関する感応度が変化した部分(両式の右辺第1項に対応する部分)と、②地域危険度ランキング自体が変化した部分(両式の右辺第2項に対応する部分)に分解することができる。

以下では、両式をさらに拡張しながら、②の部分をもより精緻化したスペシフィケーションも推計していく。第1の拡張は、地域危険度ランキングの上昇による影響と低下による影響を別々に推計する。第2の拡張は、初期時点の地域危険度ランキングごとに、ランキングの上昇による影響と低下による影響を別々に推計する。これらの拡張したモデルを推定することによって、地域危険度ランキングの変化が相対地価へ及ぼす影響の非対称性を検定し、イントロダクションで議論したようなプロスペクト理論のインプリケーションを検証することが可能となる。ここでは、推計結果を報告する前に、相対地価の2時点間の変化を①と②に分解するという推計作業について、簡単な記述統計量を用いて直観的に理解してみたい。

表4-2によると、1999年から2004年にかけて、危険度2から危険度1へと安全になった地域の相対地価の変化幅の平均は、約-0.24である。一方、同期間に危険度1のままであった地域の相対地価の変化幅の平均値は約-0.33である。すなわち、危険度1のままであった地域を基準に考えると、危険度2から危険度1へと危険度が低下した地域の相対地価の変化幅のうち、危険度が1段階低下したことによる相対地価の上昇幅は、-0.24と-0.33の差である+0.09に相当している。

同様に、1999年から2004年にかけて、危険度1から危険度2へと危険になった地域の相対地価の変化幅の平均値は-0.27であるが、危険度2のままであった地域の平均値は約-0.21である。すなわち、危険度2のままであった地域を基準に考えると、危険度1から危険度2への危険度が上昇した地域の相対地価の変化幅のうち、危険度が1段階上昇したことによる相対地価の下落幅は、-0.27と-0.21の差である-0.06に相当する。

こうしたパターンをみてくると、地域危険度ランキングが危険度2から危険度1へ低下する場合の相対地価の上昇幅と、危険度1から危険度2へ上昇する場合の相対地価の下落幅には、非対称性が認められることになる。

上述のパターンは、図4-4でも確認することができる。危険度が2から1、1から2、1のまま、2のまま、という4つのパターンを図4-4で考える。横軸は危険度の変化を右方向の増加と左方向の減少を2方向にわけて別々に考える。そのため、図の左半分の2から

1 への変化では、横軸の 3 つの目盛りの真ん中の点は、変化の起点の危険度 2 をあらわし、また右方向への 1 から 2 への場合、真ん中の点は起点の 1 を表す。

まず危険度が 2 から 1 へ変化した地域の相対地価の変化をみてみよう。1999 年から 2004 年の期間について、危険度 2 から危険度 1 へと安全化が観察されるケースでは、点 A から点 C への移動に対応し、相対地価の変化幅の平均は表 4-2 より -0.24 である。一方、危険度 1 で変化がない場合は点 B から点 C への移動に対応し、相対地価の変化幅の平均は -0.33 である。したがって、見かけの変化である点 A から点 C の変化幅である -0.24 から、危険度に変化がない場合にも下落している点 B から点 C の変化幅、 -0.33 を引くことにより、危険度 2 から危険度 1 への安全化による影響である点 A から点 B への変化に対応する $+0.09$ を導出できる。

次に、危険度 1 から危険度 2 へと危険化が観察されるケースも同様にみてみると、観察される変化が点 A から点 E への移動に対応し (-0.27)、危険度 2 で変化がない場合は点 D と点 E の差に対応している (-0.21)。したがって、危険度 1 から危険度 2 への危険化による影響は、点 A と点 D への変化に対応し、その大きさは、 -0.06 である。

4.3.3.2 推計結果について

表 4-3 は、基本モデルである (4-5) 式と (4-6) 式について推計結果を報告している。表 4-3 によると、1999 年から 2004 年の期間については、地域危険度ランキングの変化に関する係数 β_{1999} が -0.03 で有意に推定されており、地域危険度ランキングが上昇（低下）するとともに、相対地価は有意に低下（上昇）する。同様に、2004 年から 2009 年の期間についても、地域危険度ランキングの変化に関する係数 β_{2004} が -0.07 で有意に推定されている。

表 4-4 は、地域危険度ランキングの時系列的な変化に起因する影響について、危険度の変化の方向を考慮したモデルを推計した結果を報告している。なお、係数のところに (+) を付しているのは危険度ランキングが上昇（危険化）の方向に、(-) を付しているのは危険度ランキングが低下（安全化）の方向にそれぞれ対応している。

1999 年から 2004 年の期間については、危険化に対応する係数 $\beta_{1999}(+)$ は、 -0.01 で負となっているが、有意ではない。安全化に対応する係数 $\beta_{1999}(-)$ は、 -0.04 で 1%水準で有意に負と推計されている。一方、2004 年から 2009 年の期間については、危険化に対応する係数 $\beta_{2004}(+)$ は -0.02 で 1%水準で有意に、安全化に対応する係数 $\beta_{2004}(-)$ は -0.12 で 1%水準で有意にそれぞれ推計されている。

2 つの期間の推計結果について共通していえることは、地域危険度ランキングの変化が相対地価に及ぼす影響に非対称性が認められるとともに、絶対値でみると、地域危険度ランキングが危険化する場合よりも、安全化する場合にその影響度が大きい。

こうしたパターンは、第 4.1 節に議論したゼロリスク指向に対応すると考えられる。しかし、厳密にいうと、ゼロリスク指向は、すでに安全な地域においてのみ認められる傾向

なので、表 4-4 の推計結果だけでは、ただちにゼロリスク指向の証左と判断することはできない。そこで、安全な地域と危険な地域に分けて、危険度の変化が相対地価に及ぼす影響について非対称性のパターンが異なるのかどうかを検証してみる。

表 4-5-1 は、地域危険度ランキングの時系列的な変化に起因する影響について、危険度の変化の方向ばかりでなく、初期点の危険度も考慮したモデルを推計した結果を報告している。なお、係数に $(x+)$ を付しているものは、危険度 x から危険化したケースに、係数 $(x-)$ を付しているものは、危険度 x から安全化したケースにそれぞれ対応している。表 4-5-2 は、危険度ランキングの変化に起因する係数だけをまとめたものである。

まず、表 4-5-1 において 1999 年から 2004 年の期間についての $\beta_{1999}(x+)$ と $\beta_{1999}(x-)$ の推計値をみていこう。相対的に危険な地域における危険化への変化に対応する係数 $\beta_{1999}(3+)$ と $\beta_{1999}(4+)$ は、それぞれ -0.084 、 -0.115 であり、1%水準で有意に負である。一方、相対的に危険な地域における安全化への変化に対応する係数 $\beta_{1999}(4-)$ と $\beta_{1999}(5-)$ の推計値は有意でない。すなわち、相対的に危険な地域においては、危険度ランキングが低下しても相対地価は上昇しないが、危険度ランキングが上昇すると相対地価が大きく下落する。こうした非対称性のパターンは、プロスペクト理論の現状維持バイアスのインプリケーションと整合的である。

それでは、相対的に安全な地域についてはどうであろうか。安全化への変化に対応する係数 $\beta_{1999}(2-)$ や $\beta_{1999}(3-)$ は、それぞれ -0.069 、 -0.033 であり、有意である。一方、危険化への変化に対応する係数 $\beta_{1999}(1+)$ や $\beta_{1999}(2+)$ の推計値は有意でない。安全化への変化に対応する係数すなわち、相対的に安全な地域においては、危険度ランキングが上昇しても相対地価は低下しないが、危険度ランキングが低下すると相対地価が大きく上昇する。こうした非対称性のパターンは、プロスペクト理論のゼロリスク指向のインプリケーションと整合的である。

2004 年から 2009 年の期間についても、ほぼ同様の推計結果が得られている。ただし、2 つの異なる傾向が認められる。第 1 に、危険度 1 の地域において危険化への変化に対応する係数が有意に負となっている。ただし、その絶対値の大きさは、危険度 2 の地域において安全化への変化に対応する係数に比べると小さい。第 2 に、危険度 5 の地域において安全化への変化に対応する係数が有意に正となっている。すなわち、2004 年に危険度 5 であった地域は、危険度が低下すると相対地価がかえって低下する。危険度 5 などの地域は元々全体の 1.64% と少なく、表 4-2 でも報告しているように、この 5 から 4 の変化に相当するサンプル数が少ない。そのため、この地域についてはなんらかの別の要因をとらえてしまっている可能性がある。4.2.3 節で検証したように、特に 2003 年以降は危険度の高い地域では、東京都全体と比較して、相対的に地域環境の改善度合いが小さかった。このため、1999~2004 年の期間とは異なり、地価下落をもたらした実質的な地域環境変化以外の事象をここでは拾ってしまっている可能性がある。

2 つの拡張モデルの推計結果を比較すると、危険度の変化の方向だけを考慮したモデル

の推計結果は、危険度の変化の方向だけでなく初期点の危険度を考慮したモデルの推計結果にみられる相対的に安全な地域における非対称性のパターン、すなわち、ゼロリスク指向と整合的なパターンの影響を受けていたことになる。

本節の推計結果を、第 4.1 節で述べた期待効用関数の形状を踏まえて本論の実証結果を解釈すると、地域危険度 2 において地域危険度 1 への変化で相対地価が大きく上昇する傾向は、図 4-2 の点 A におけるゼロリスク指向に対応している。一方、地域危険度 4 において地域危険度 5 への変化で相対地価が大きく低下する傾向は、図 4-2 の点 C における現状維持バイアスに対応している。また、地域危険度 3 においては危険化する変化においても、安全化する変化においても、前述の 2 つの地価の変化率よりも小さな値をとっている。

すなわち地域危険度ランキングでみて相対的に安全な地域においては、危険化する変化よりも安全化する変化が積極的に評価され、プロスペクト理論のゼロリスク指向と整合的な非対称性のパターンが生じている。一方、相対的に危険な地域においては、安全化する変化よりも危険化する変化が積極的に評価され、プロスペクト理論の現状維持バイアスと整合的な非対称性のパターンが認められる。

4.4. 推計結果の頑健性について

本節では、第 4.3 節で得られた推計結果、特に、危険度の変化の方向と初期点の危険度を考慮したモデルから得られた推計結果が頑健なものかどうかを 2 つの方向で検討していきたい。

第 1 に、前節では、5 年間における相対地価の変化を対象としてきたが、5 年間の間に变化する地点固有の要因が大きく変化して、固定効果だけでは、地点固有の要因を十分に制御することができていない可能性がある。そこで、1999 年から 2004 年の期間、あるいは、2004 年から 2009 年の期間において、最後の 1 年間、すなわち、2003 年から 2004 年と 2008 年から 2009 年の相対地価の変化を被説明変数として用いた推計を行っている。また、2008 年から 2009 年変化については、地価形成が金融危機の影響を強く受けたことから、1 年前倒しにした 2007 年から 2008 年の期間についても、推計を行っている。いずれも OLS 推定である。

表 4-6 は、危険度の変化に対応するケースのみを取り上げてまとめたものである。パネル A が 2003 年から 2004 年、パネル B が 2002 年から 2003 年、パネル C が 2008 年から 2009 年、パネル D が 2007 年から 2008 年の期間について推計結果を報告している。表 4-6 が示すように、金融危機の影響を受けていると考えられる 2008 年から 2009 年の期間を除けば、第 4.3 節の推計結果とほぼ同様の推計結果が得られている⁶⁴。

⁶⁴ パネル A、B、D において表 4-5-2 と同様に危険地域での安全化の変化で、正の有意な係数が推定されているが、これも実質的な安全性の変化のなかった地域において、サンプルの少なさ故に他の地価下落をもたらす要因をとらえている可能性がある。

第2に、よりフレキシブルなスペシフィケーションを用いるとともに、地点に固有の要因も明示的に取り扱うことによって推計を行い、第4.3節の推計結果の頑健性を検討してみる。

まず、より柔軟なスペシフィケーションについては、第4.3節においては、(4-2)式、(4-3)式、(4-4)式が示すように、相対地価と地域危険度ランキングの関係について線形性の仮定を置いていた。以下では、線形性の仮定を緩めたスペシフィケーションを用いていく。具体的には、以下の(4-7)式が示すように、(4-5)式における $(\beta_{2004} - \beta_{1999}) \times Rank_{i,2004}$ の部分については、地域危険度1をベースラインとして、地域危険度ごとにダミー変数を立てている。

$$\begin{aligned} p_{i,2004} - p_{i,1999} = & \beta_{2,2004|1999} \times I(Rank_{i,2004} = 2) + \beta_{3,2004|1999} \times I(Rank_{i,2004} = 3) \\ & + \beta_{4,2004|1999} \times I(Rank_{i,2004} = 4) + \beta_{5,2004|1999} \times I(Rank_{i,2004} = 5) \\ & + \beta_{1999} \times (Rank_{i,2004} - Rank_{i,1999}) + Year_{2004} + (\varepsilon_{i,2004} - \varepsilon_{i,1999}) \end{aligned} \quad (4-7)$$

なお、 $I(X = x)$ は、インジケータ関数を表し、括弧内の条件が満たされれば1を、満たされなければ0をそれぞれとる。

同様に、(4-6)式は、以下の(4-8)式に置き換えた。

$$\begin{aligned} p_{i,2009} - p_{i,2004} = & \beta_{2,2009|2004} \times I(Rank_{i,2009} = 2) + \beta_{3,2009|2004} \times I(Rank_{i,2009} = 3) \\ & + \beta_{4,2009|2004} \times I(Rank_{i,2009} = 4) + \beta_{5,2009|2004} \times I(Rank_{i,2009} = 5) \\ & + \beta_{2004} \times (Rank_{i,2009} - Rank_{i,2004}) + (Year_{2009} - Year_{2004}) + (\varepsilon_{i,2009} - \varepsilon_{i,2004}) \end{aligned} \quad (4-8)$$

次に、地点に固有の要因をコントロールするために、通常のヘドニック関数に用いられている変数も説明変数として追加している。すなわち、測定対象となっている地価公示地点から最寄り駅までの距離、住居地なら1、非住居地なら0の土地用途ダミー、都心（東京駅）までの時間距離、町丁目別平均世帯所得を説明変数として加えている。各説明変数の年度は以下のとおりである。

1999年から2004年の期間のモデルについては、時間可変な変数である最寄り駅までの距離については、2004年と1999年の階差および2004年のデータを、時間不変な変数である都心までの距離と用途地域ダミーは2004年を、平均世帯所得のデータは2000年のデータを用いている。2004年から2009年の期間のモデルについては、時間不変な変数については2009年、平均世帯所得のデータは2005年のデータをそれぞれ用いている。

各変数の係数の符号については次のように予想される。最寄り駅や都心まで近ければ近いほど地価が高くなると考えられ、最寄り駅や都心までの距離係数は負となることが予想される。土地用途ダミーについては住居地が高く評価される場合は正の符号が予想される。さらに、平均世帯所得が高い地域は、相対地価が高いと考えられるため、正となることが予想される。

なお、測定対象となっている地価公示地点から最寄り駅までの距離については、時間を通じて変化している影響も考慮している。さらには、2 時点間のインターバルを 5 年間から 1 年間に縮小したケースについても推計を行っている。推計方法はいずれも OLS 推計である。

表 4-7-1 は、推計結果を報告している。表 4-7-2 は、地域危険度ランキングの変化に対応する係数だけをまとめている。表 4-7-1 によると、平均世帯所得の係数は一部有意ではないものの、その他追加した説明変数に関する係数は符号条件も満たし、統計的にも有意に推計されている。

表 4-7-2 によると、相対的に安全な地域（危険度 1 と危険度 2 の地域）におけるゼロリスク指向のパターン、すなわち、危険化して相対地価が下がる程度よりも、安全化して相対地価が上昇する程度のほうが大きくなるパターンは、2008 年から 2009 年の期間を除けば、すべての期間について統計的に有意に認められる。

一方、相対的に危険な地域（危険度 5 と危険度 4）における現状維持バイアスのパターンは、1999 年から 2004 年の期間と 1998 年から 2003 年の期間についてのみ統計的に有意に認められる。相対的に危険な地域において現状維持バイアスの結果が統計的に頑健でないのは、危険度が高い地域のサンプル数がそもそも少ないところに、フレキシブルなスペシフィケーションで多くの説明変数を導入したからであろう。なお、危険度 2 と危険度 4 の間の変化については、係数が有意に正となるケースも多く、整合的な結果が得られていない。

4.5. 日本における耐震化投資

日本は地震災害の多発国である。地震直後の被害を抜本的に軽減するために、地震が襲う前に構造物の耐震性を強化する以外に術はない。実際に 1995 年 1 月に発生した兵庫県南部地震では、地震発生直後の犠牲者の 8 割以上が建築物の倒壊によるものであった。従って、人的被害軽減の意味において住宅の耐震化の推進は喫緊の課題であると言えよう。

しかし、日本における耐震化の進捗状況は決して芳ばしくない。1981 年 6 月に建築基準法が改正され、耐震基準の強化が行われた。1982 年以降に新築される建物はこの新耐震基準に満たさなければならない。旧耐震基準に基づいて建てられた建築物の耐震対策は、地震防災上の最重要課題であるにもかかわらず、建物の耐震化はなかなか進んでいない（目黒，2002；山鹿他，2003）。また、2005 年に中央防災会議では、近い将来に起こるであろうとされている東海地震、東南海・南海地震に対して今後 10 年間で想定死者数及び経済被害額を半減するという減災目標が決定された。その減災対策の一環として、現状で 75%と推定される住宅の耐震化率を 90%に向上させるとの数値目標を打ち出した。この目標を実現させるために、国では地方自治体などを通じた補助、融資または減税による各種支援制

度を導入し、地方では各都道府県ごとに耐震改修促進計画が策定されているほか、地方自治体が独自に支援策を提供する事例も多く見られた（梅本他，2009）。しかし、こうした行政による支援制度の充実が住宅の耐震化の進展に結びついていないのが現状である。他に中川・齊藤（2012）の研究も興味深い。2008 年度の新築住宅の耐震等級について、戸建て住宅の場合は、耐震等級 1 が 11.3%、耐震等級 2 が 3.6%、耐震等級 3 が 85.1%を占めている一方、共同住宅の場合は、耐震等級 1 が 93.8%、耐震等級 2 が 3.6%、耐震等級 3 が 0.8%となっている⁶⁵。すなわち、戸建て住宅については耐震等級 3 が標準性能と認められているが、共同住宅はほとんどが耐震等級 1 の水準に止まっている。このことは、震度 6 強を超える大地震に遭遇した場合、多くの共同住宅は倒壊する可能性があることを示唆している。

将来発生するであろう地震リスクに対して、人々が完全に合理的であれば、自主的に実際の地震到来の前に備えようとするのが想定できる。しかし、このような想定が成立するには 2 つほどの前提条件が挙げられる。まず、健全に機能する市場メカニズムが必要である。すなわち、情報を正確に伝達でき、政府行政も外部性の調整や人々の自主的な備えを補助するような市場環境である。また、人々の「合理性」もしくは「認知」の限界を正しく認識すべきである。つまり、個人の非合理的な部分を認めつつ、個人の合理的な部分を自らで引き出す契機を作り出すというような政策が有効であろう。実際、耐震補強対策が進展していない原因について議論されている先行研究は、行政上の不備や人間認識の限界などにその回答を求めている。例えば、山口他（2008）では自治体補助金制度の不備を問題視している。改修後の耐震診断評点が現行基準程度の水準である 1.0 を満足しなければ、ほとんどの場合は補助の対象にはならない。しかし、本来真っ先に改修されるべき非常に耐震診断評点が低い建物を 1.0 まで上げるためには多額の費用がかかる。その結果、こうした建物が改修されずに取り残されてしまう可能性が高い。山口他はすべての木造住宅の目標耐震診断評点を 1.0 とすることは実行可能であるか、また経済性あるいは生命を守るという観点からどのような戦略が費用対効果の高いのかを検討すべきと提案している。また、小檜山他（2006）では耐震補強の誘因と阻害要因をまとめている。挙げられた 11 点ほどの地震対策行動の阻害要因のうち、「地震被害の甚大性・切迫性の認識の低さ」、「住宅の耐震性能が高いという思い込み」、「対策方法・効果に関する知識・理解の不足」、「気軽に相談できる隣人・専門家の不在」といった地震リスクへの認識不足の要素が含まれている。

一方、本実証研究では、東京都において 2000 年代の都市再開発を通じて、地域別の地域危険度ランキングが大きく入れ替わったことを活用して、地域危険度ランキングの変化

⁶⁵ 建築基準法は建築物の構造等に関する最低限の基準を定めており、基準法より高い性能水準や、基準法で規定されている以外の性能項目を設定することは、建築主や設計者の任意となっている。耐震等級 1 は建築基準法が定める程度の地震に対して、耐震等級 2 はその 1.25 倍程度の地震に対して、耐震等級 3 はその 1.5 倍程度の地震に対して倒壊しない強度を備えているとされる。また、免震構造の建物は、耐震等級 3 よりもさらに高い強度を有すると理解されている。

が公示地価変化への影響についてプロスペクト理論の二つのインプリケーションに沿って検証を行った。実証結果からは、耐震化投資のインセンティブを考察する上で重要な政策インプリケーションを導き出すことができる。もし、地域危険度ランキングが低い地域において、ゼロリスク指向が支配的であれば、危険度を引き下げる投資が積極的に評価されて耐震化投資のインセンティブは強まる。つまり、ゼロリスク指向は、人々が耐震化の投資行動を評価しようとすることを表している。この場合、相対的に安全な地域では、耐震化は健全な市場を作り、その市場に委ねればよいと言えよう。しかし、相対的に危険な地域では現状維持バイアスが支配的であれば、地域危険度を引き下げる投資は積極的に評価されずに耐震化投資のインセンティブが引き起こせない危惧がある。これに対して、人々のリスク認識のバイアスを認めた上、緩やかな政府や地方自治体による耐震化投資の介入が必要であろう。実際に中川・齊藤（2012）はマンション住居者に対するアンケート調査を行い、耐震性能の選択に影響を及ぼす要因について、プロスペクト理論の枠組みで分析した。マンション供給者がより高い水準、例えば免震構造などの耐震性能に関する業界基準を設定した場合、参照点効果により当該水準が選択される可能性が高い一方、より低い耐震性能の選択は損失回避性向から回避される可能性が高いという実証結果が得られた。つまり、中川・齊藤（2012）の研究は緩やかな介入を通して消費者の選択行動を誘導できる1つの証左と考えられよう。

4.6. おわりに

本章は、東京都が1998年、2002年、2008年に公表した『地震に関する地域危険度測定調査報告書』から得られる地域危険度の相対的な指標と、当該報告書が公表された直後の東京都内の地価公示から得られる地価の相対水準（各時点の平均地価からの乖離率）のデータを用いながら、地域危険度ランキングの変化が相対地価に及ぼす影響について2つの非対称性のパターンを発見した。

第1に、相対的に安全な地域においては、地域危険度がさらに低下して相対地価が上昇する変化率の方が、地域危険度が上昇して相対地価が下落する変化率よりも大きい。第2に、相対的に危険な地域においては、地域危険度がさらに上昇すると相対地価が大きく下落する一方、地域危険度が低下しても相対地価がほとんど上昇しない。特に、前者の実証結果は、より柔軟なスペシフィケーションについて非常に頑健である。本章では、これらの実証結果をプロスペクト理論に沿って、前者の結果をゼロリスク指向として、後者の結果を現状維持バイアスとして解釈している。

上述の実証研究からは、耐震化投資のインセンティブを考察する上で重要な政策インプリケーションを導き出すことができる。もし、ゼロリスク指向が支配的であれば、危険度を引き下げる投資が積極的に評価されて耐震化投資のインセンティブは強まる。つまり、

ゼロリスク指向の強い地域危険度ランキングが低い地域では、市場メカニズムを通じて耐震化のインセンティブが働き、耐震化の投資行動は健全な市場を構築し、その市場に委ねるべきであろう。

一方、現状維持バイアスが支配的であれば、地域危険度を引き下げる投資は積極的に評価されずに耐震化投資のインセンティブが削がれてしまう。従って、地域危険度ランキングが高い地域で現状維持バイアスが強ければ、政府や地方自治体は、人々の地震リスク発生確率に対する主観的認識の歪みを認めた上、積極的な耐震化投資を促すような緩やかな政策介入が必要となってくるであろう。

最後に今後の研究課題について2点ほど言及したい。まず、本文の中で指摘したように公示地価は、不動産鑑定士の評価に基づいたもので、周辺不動産の取引価格を参考にしており、情報量不足による評価誤差や依頼人が公的部門であることに伴ういくつかの計測バイアスが含まれている。無論、本章での被説明変数が公示地価の相対水準であり、つまり同地点について地価の階差をとることによって、公示地価データに固有の計測バイアスはある程度、取り除くことができるが、今後直接に取引データを用いた研究が望まれる。

2011年3月11日に宮城県牡鹿半島の東南東沖130kmの海底を震源とする東日本大震災が発生した。地震の規模はモーメントマグニチュード9.0で、日本周辺における観測史上最大の地震である。この地震を契機に東京都民の耐震化の投資行動にどのような影響を及ぼすかについて検証する価値があるだろう。東京都は2013年に新版の『地震に関する地域危険度測定調査報告書』の公表を予定しており、本章と同様な手法を用いて、ゼロリスク指向と現状維持バイアスについて再検討したい。

4.7. 付録：非対称性が生じる理論的な背景について

本付録では、プロスペクト理論の枠組みで現状維持バイアスとゼロリスク指向の両方を整合的に説明できることを示す。

Tversky and Kahneman (1992)が詳しく論じているように、不確実性が伴う意思決定を取り扱うプロスペクト理論では、アウトカムの初期点からの変化の関数としてペイオフを定義した価値関数と、客観的確率と認知確率の関係（確率の歪み）を示す確率加重関数の2つのエレメントから成り立っている。すなわち、消費から享受できるプロスペクトは、確率加重関数でウェイト付けした価値関数の期待値に等しい。プロスペクト理論では、価値関数の形状と確率加重関数の形状がプロスペクト関数の形状に非対称性を生み出す。しかし、Gilboa (2009)が指摘しているように、アウトカムが2つの値しかとらない場合、効用関数を価値関数に置き換えることなく、確率加重関数でウェイト付けした期待効用を用いている場合も、プロスペクト理論のバリエーションとして取り扱うことができる。

以下では、地震災害が生じていない時の効用 ($\bar{v}$) と地震災害が生じているときの効用 ($\underline{v}$) という 2 つのアウトカムしかとらず、地震災害が発生する確率を p とする。また、地震災害発生確率のマイナスをとったもの ($-p$) は、土地の安全度、すなわち、土地の質を表す指標と解釈する。こうした想定の下では、確率加重関数 $\pi(p)$ の形状のみから現状維持バイアスとゼロリスク指向に相当する非対称性が、土地の安全度 ($-p$) に関して期待効用関数の形状に生じる。

上述の想定で期待効用 V は、以下のように定義される。

$$V = (1 - \pi(p))\bar{v} + \pi(p)\underline{v}$$

ここで、 $\underline{v} < \bar{v} = 0$ と仮定すると、期待効用 V は、次のように簡潔に表すことができる。

$$V = \pi(p)\underline{v}$$

なお、上の設定から期待効用の水準は負値をとる ($V \leq 0$)。

今、土地の安全度が与えられた下で、安全度 ($-p$) の変化の方向によって確率加重関数 ($\pi(p)$) の形状が異なっているとすると、プロスペクト理論でしばしば想定される確率加重関数においては、安全度が高く地震災害発生確率 (p) が非常に低い水準において、ウェートは過大に評価されているが、地震災害発生確率が低下すると、ウェートの過大評価が大きく解消され、逆に地震災害発生確率が上昇しても、ウェートは依然として過大に評価されている。

一方、安全度が低く地震災害発生確率が相対的に高い水準においては、ウェートは過小に評価されており、地震災害発生確率が低下しても、ウェートは依然として過小に評価されているが、逆に地震災害発生確率が上昇すると、ウェートの過小評価が大きく解消される。

図 4-A-1 は、上述の確率加重関数の形状をグラフ化したものである。安全度が高く地震災害発生確率が非常に低い点 A は、ウェートが過大に評価され、45 度線よりも上方に位置している。点 A において地震災害発生確率がさらに低下すると、ウェートの過大評価は大きく解消され原点に近づくが、地震災害発生確率が上昇しても、ウェートに大きな変化はない。一方、安全度が低く地震災害発生確率が相対的に高い点 C は、ウェートが過小に評価され、45 度線よりも下方に位置している。点 C において地震災害発生確率がさらに上昇すると、ウェートの過小評価は大きく解消されるが、地震災害発生確率が低下しても、ウェートに大きな変化がない。なお、点 A と点 C の中間に位置する点 B においては、地震災害発生確率が上下しても、ウェートはあまり変化せず、点 B における確率加重関数の傾きが 45 度線よりも緩やかになる。

以上の確率加重関数 $\pi(p)$ の形状を前提として、土地の質の指標である安全度 ($-p \leq 0$) を横軸に、期待効用に相当する $V = \pi(p)\underline{v} \leq 0$ を縦軸にそれぞれとると、土地の安全度に関する期待効用関数の形状は、図 4-A-2 のように描くことができる。

図 4-A-2 の点 A では、安全度の低下で期待効用が悪化する度合いよりも安全度の上昇

で期待効用が改善する度合いの方が大きく、ゼロリスク指向に対応している。一方、点 C では、安全度の上昇で期待効用が改善する度合いよりも安全度の低下で期待効用が悪化する度合いの方が大きく、現状維持バイアスに対応している。なお、点 A と点 C の中間に位置する点 B においては、危険度の上下の変化に対して期待効用の水準が感応的でなくなる。

以上の期待効用関数の形状を踏まえて本論の実証結果を解釈すると、地域危険度 2 において地域危険度 1 への変化で相対地価が大きく上昇する傾向は、図 4-A-2 の点 A におけるゼロリスク指向に対応している。一方、地域危険度 4 において地域危険度 5 への変化で相対地価が大きく低下する傾向は、図 4-A-2 の点 C における現状維持バイアスに対応している。また、地域危険度 3 において地域危険度 2 への変化にも、地域危険度 4 への変化にも、前述の 2 つの変化よりも相対地価が感応的でない傾向は、図 4-A-2 の点 B に対応していると解釈することができる。

4.8. 図表

図 4-1 価値関数の形状

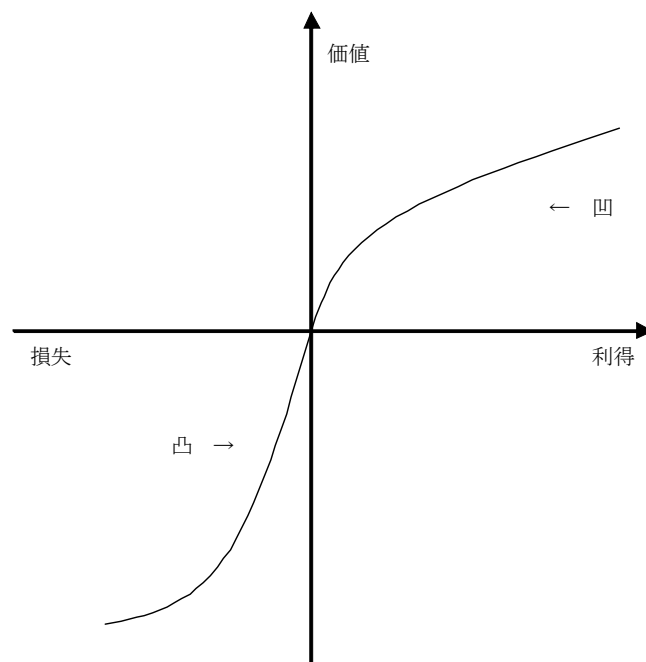


図 4-2 地価評価関数の形状

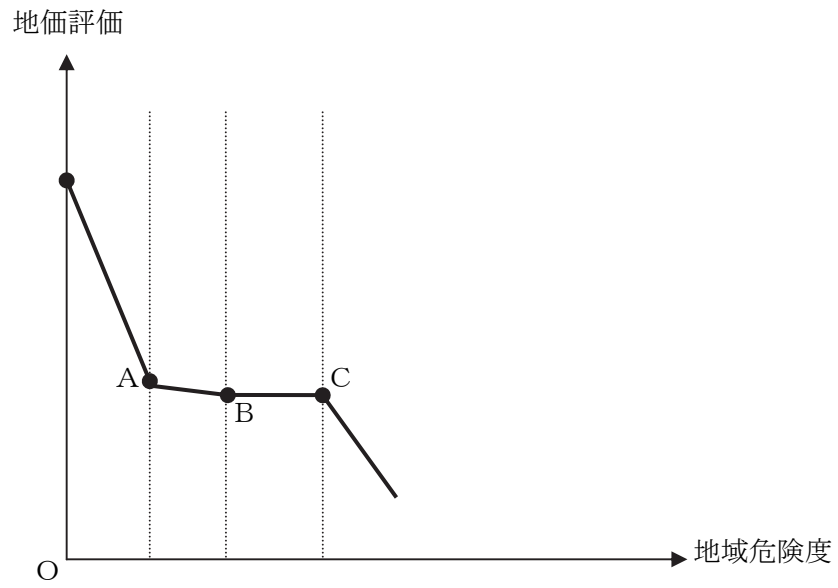


図 4-3-1 建物倒壊危険度ランクが 1 ランク変化した地域（1999 年から 2004 年）

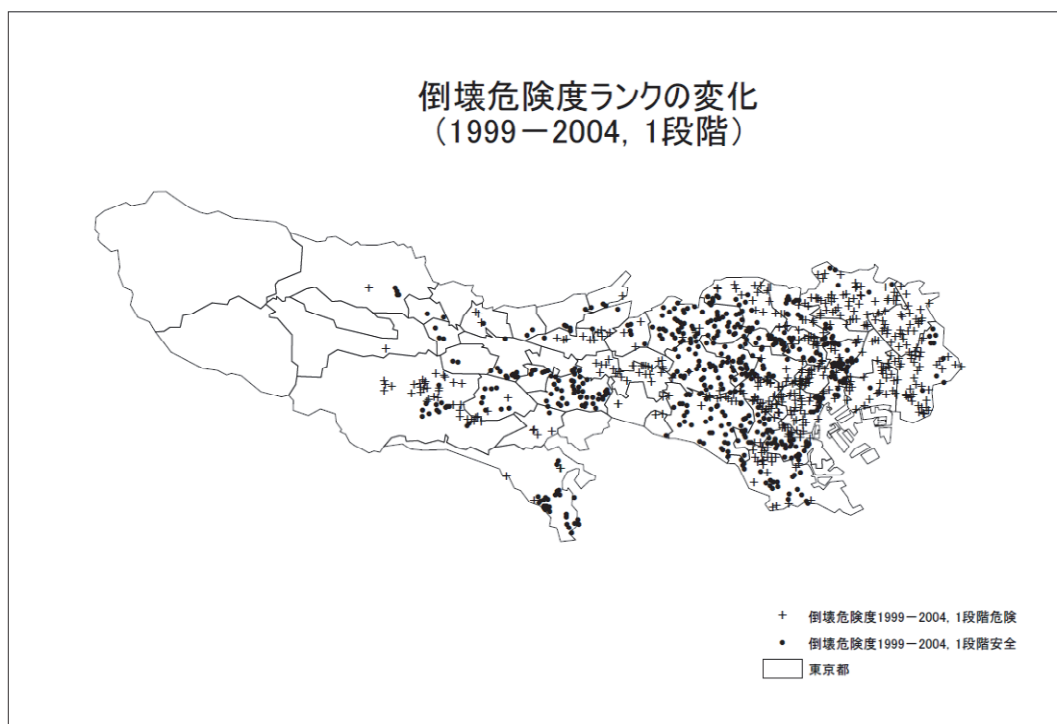


図 4-3-2 建物倒壊危険度ランクが 1 ランク変化した地域（2004 年から 2009 年）

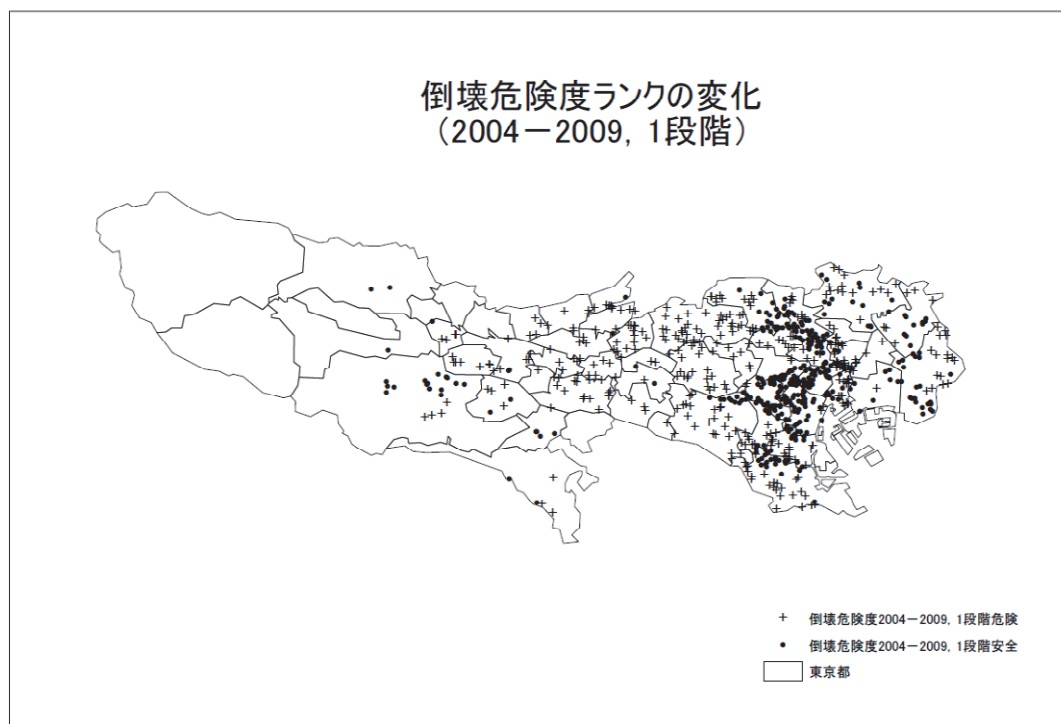
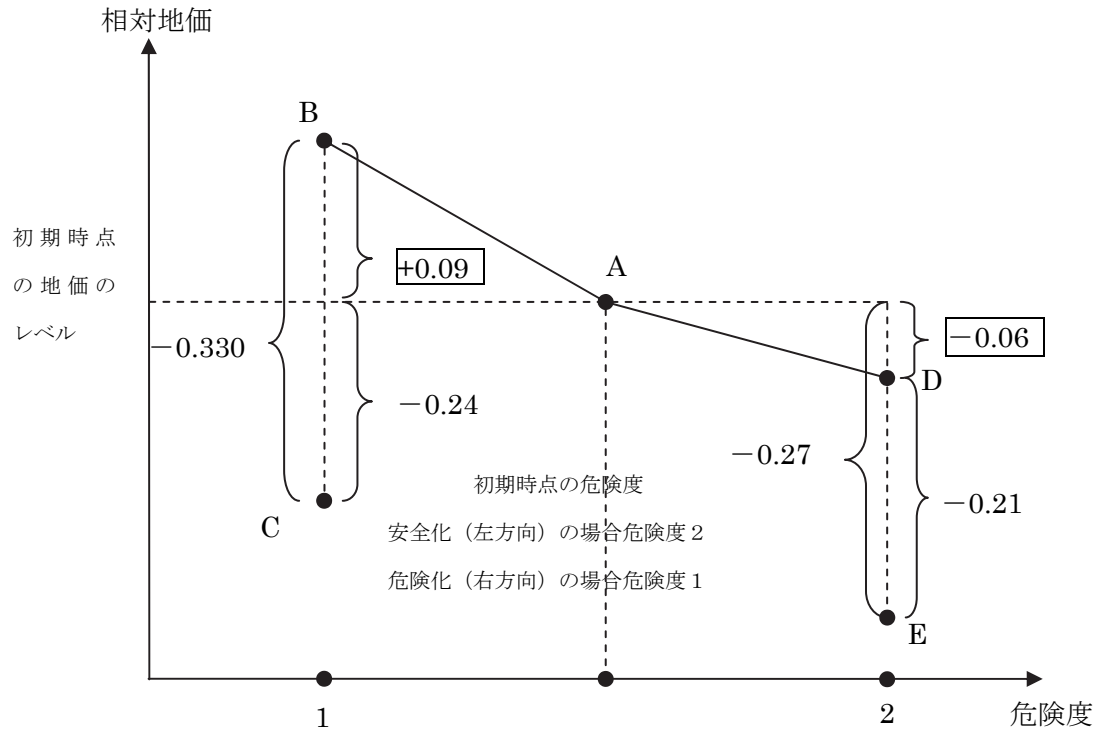


図 4-4 非対称性の感応度が生じるケース



【観察されている部分】

1 → 1 B → C
2 → 1 A → C

【推計で求めている部分】

A → B

1 → 2 A → E
2 → 2 D → E

A → D

図 4-A-1 確率加重関数の形状

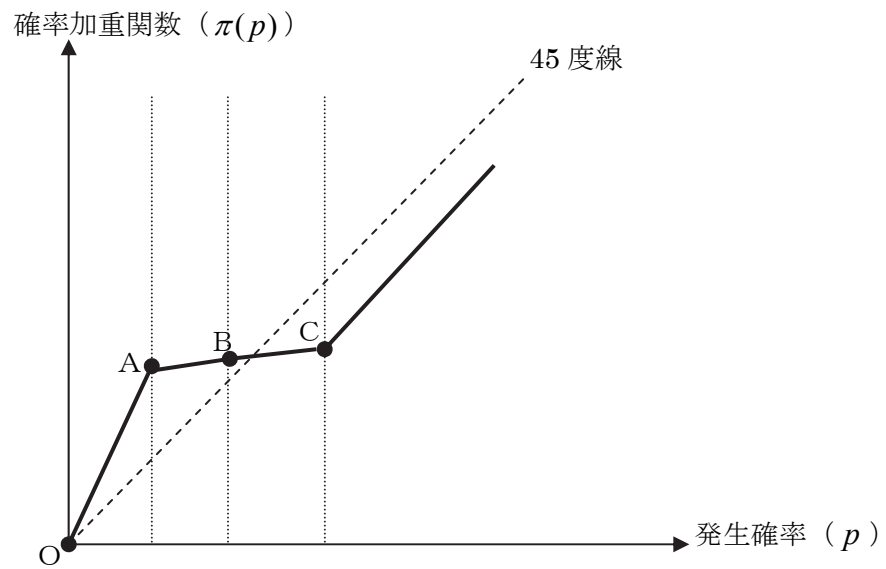


図 4-A-2 期待効用関数の形状

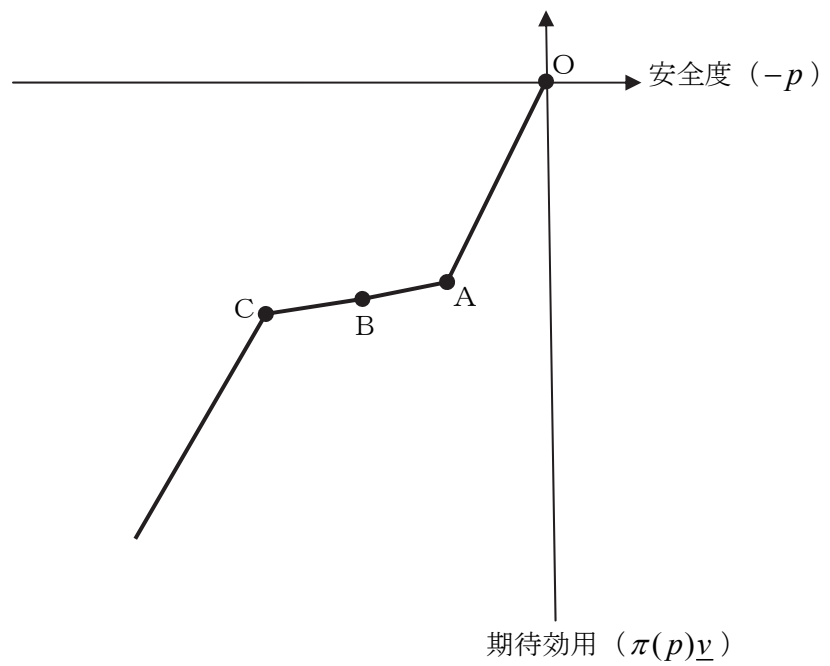


表 4－1 固定効果を考慮したパネル分析の推定結果

			Std. Err.		Robust Std. Err.
β 1999	-0.06567 ***	(0.004626)	-0.06567 ***	(0.004656)	
β 2004	-0.03381 ***	(0.004479)	-0.03381 ***	(0.003987)	
β 2009	-0.00395	(0.004639)	-0.00395	(0.004604)	
Year2004	-0.33173 ***	(0.007062)	-0.33173 ***	(0.006987)	
Year2009	-0.58397 ***	(0.007471)	-0.58397 ***	(0.009437)	
定数項	-0.15763 ***	(0.009021)	-0.15763 ***	(0.009721)	
R-squared: within	0.8002		0.8002		
between	0.049		0.049		
overall	0.0162		0.0162		
Number of Observation	8312		8312		

注 1) ***, **, *はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意なことを示す。“Std. err.”は標準誤差で、“Robust Std. Err”は頑健な標準誤差である。

注 2) β は該当年度の相対地価の地域危険度ランキングに対する感応度である。Year は年次ダミーである。また、1999 年は基準年である。

表 4-2 危険度ランクの変化に伴う相対地価の変化に関する記述統計

記述統計: 相対地価の変化と倒壊危険度の変化(1999年から2004年)						
	危険度変化	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
1999年→2004年	1→1	881	-0.3282	0.1492	-0.8077	0.1916
	2→1	270	-0.2379	0.1166	-0.6508	-0.0547
	1→2	205	-0.2711	0.1768	-0.8566	0.1153
	2→2	531	-0.2082	0.1204	-0.8048	0.1238
	3→2	136	-0.2284	0.1378	-0.7465	-0.0604
	2→3	114	-0.2211	0.1141	-0.5266	0.0564
	3→3	241	-0.2418	0.1113	-0.5359	-0.0327
	4→3	37	-0.2718	0.1342	-0.5165	-0.0555
	3→4	50	-0.2643	0.0903	-0.5117	-0.0718
	4→4	63	-0.2395	0.0944	-0.4737	-0.0348
	5→4	8	-0.2292	0.0997	-0.3784	-0.1234
	4→5	15	-0.2530	0.1030	-0.5151	-0.0993
	5→5	23	-0.2136	0.0867	-0.4252	-0.0880
記述統計: 相対地価の変化と倒壊危険度の変化(2004年から2009年)						
	危険度変化	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
2004年→2009年	1→1	949	-0.2630	0.0992	-0.5904	0.2306
	2→1	159	-0.0383	0.2006	-0.4248	0.5621
	1→2	165	-0.2395	0.0630	-0.3870	-0.0282
	2→2	675	-0.1575	0.1343	-0.3797	0.6624
	3→2	117	-0.1359	0.1164	-0.2886	0.4439
	2→3	111	-0.1621	0.1095	-0.3560	0.0951
	3→3	266	-0.1616	0.0953	-0.3209	0.1721
	4→3	37	-0.1689	0.0850	-0.3044	-0.0021
	3→4	38	-0.1690	0.0858	-0.2932	-0.0008
	4→4	81	-0.1886	0.0774	-0.3097	0.0254
	5→4	10	-0.2024	0.0755	-0.2557	-0.0015
	4→5	9	-0.1993	0.0999	-0.3595	-0.0505
	5→5	27	-0.1921	0.0765	-0.2862	-0.0432

表 4-3 建物倒壊危険度の変化に対する相対地価の変化に関する推計結果
(変化の方向を区別しないケース)

	1999年—2004年		2004年—2009年	
		Robust Std. Err.		Robust Std. Err.
β 2004— β 1999	0.0349 ***	(0.002844)		
β 2009— β 2004			0.0339 ***	(0.002395)
β 1999	-0.0297 ***	(0.005112)		
β 2004			-0.0715 ***	(0.005730)
Year2004	-0.3305 ***	(0.006470)		
Year2009—Year2004			-0.2586 ***	(0.005174)
R-squared	0.7867		0.7185	
Number of Observation	2583		2644	

注 1) ***, **, *はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意なことを示す。“Robust Std. Err”は頑健な標準誤差である。

注 2) β は該当年度の相対地価の地域危険度ランキングに対する感応度である。Year は年次ダミーである。また、1999 年は基準年である。

表 4-4 建物倒壊危険度の変化に対する相対地価の変化に関する推計結果
(変化の方向を区別しているケース)

	1999年—2004年		2004年—2009年	
		Robust Std. Err.		Robust Std. Err.
β 2004— β 1999	0.0333 ***	(0.002850)		
β 2009— β 2004			0.0295 ***	(0.002408)
β 1999(+)	-0.0110	(0.008854)		
β 1999(-)	-0.0438 ***	(0.006646)		
β 2004(+)			-0.0196 ***	(0.005827)
β 2004(-)			-0.1191 ***	(0.010227)
Year2004	-0.3328 ***	(0.006513)		
Year2009—Year2004			-0.2624 ***	(0.004980)
R-squared	0.7874		0.7265	
Number of Observation	2583		2644	

注 1) ***, **, *はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意なことを示す。“Robust Std. Err”は頑健な標準誤差である。

注 2) β は該当年度の相対地価の地域危険度ランキングに対する感応度である。 β (+) はスタート年度から危険化する場合の地域危険度ランキングに対する感応度を表し、 β (-) はスタート年度から安全化する場合の地域危険度ランキングに対する感応度を表す。Year は年次ダミーである。また、1999 年は基準年である。

表 4-5-1 建物倒壊危険度の変化に対する相対地価の変化に関する推計結果
(初期時点の危険度ごとに変化の方向を区別しているケース)

	1999年—2004年		2004年—2009年	
	Robust Std. Err.		Robust Std. Err.	
β 2004— β 1999	0.0422 ***	(0.003306)		
β 2009— β 2004			0.0404 ***	(0.002628)
β 1999(1+)	-0.0067	(0.012765)		
β 1999(2+)	-0.0003	(0.011385)		
β 1999(3+)	-0.0843 ***	(0.014721)		
β 1999(4+)	-0.1152 ***	(0.027828)		
β 1999(2-)	-0.0687 ***	(0.008428)		
β 1999(3-)	-0.0326 ***	(0.012228)		
β 1999(4-)	0.0048	(0.017586)		
β 1999(5-)	0.0492	(0.033865)		
β 2004(1+)			-0.0385 ***	(0.005602)
β 2004(2+)			-0.0015	(0.011216)
β 2004(3+)			-0.0488 ***	(0.015251)
β 2004(4+)			-0.1196 ***	(0.032738)
β 2004(2-)			-0.2032 ***	(0.016206)
β 2004(3-)			-0.0651 ***	(0.011075)
β 2004(4-)			0.0083	(0.014462)
β 2004(5-)			0.0823 ***	(0.023634)
Year2004	-0.3489 ***	(0.007248)		
Year2009—Year2004			-0.2819 ***	(0.005174)
R-squared	0.7903		0.743	
Number of Observation	2583		2644	

注 1) ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意なことを示す。“Robust Std. Err”は頑健な標準誤差である。

注 2) β は該当年度の相対地価の地域危険度ランキングに対する感応度である。 β (x+) はスタート年度から危険度 x から危険化する場合の地域危険度ランキングに対する感応度を表し、 β (x-) はスタート年度から危険度 x から安全化する場合の地域危険度ランキングに対する感応度を表す。Year は年次ダミーである。また、1999 年は基準年である。

表 4-5-2 初期時点の危険度別、危険度変化の方向別の
相対地価の建物倒壊危険度に関する感応度の推計値

期間	変化の方向	危険度				
		1	2	3	4	5
1999年—2004年	安全化(←)	-0.0687 *** (0.008428)	-0.0326 *** (0.013160)	0.0048 (0.017586)	0.0492 (0.033865)	
	危険化(→)	-0.0067 (0.012765)	-0.0003 (0.011385)	-0.0843 *** (0.014721)	-0.1152 *** (0.027828)	
2004年—2009年	安全化(←)	-0.2032 *** (0.016206)	-0.0651 *** (0.011075)	0.0083 (0.014462)	0.0823 *** (0.023634)	
	危険化(→)	-0.0385 *** (0.00583)	-0.0015 (0.011216)	-0.0488 *** (0.015251)	-0.1196 *** (0.032738)	

注 1) ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意なことを示す。括弧内は頑健な標準誤差である。

注 2) 第 1 行に示されている各危険度から安全化、危険化という変化の方向別に、対応する係数が変化前と後の危険度の間に記載されている。

表 4-6 初期時点の危険度別、危険度変化の方向別の相対地価の建物倒壊危険度に関する感応度の推計値
(標本期間のインターバルを1年に縮小したケース)

Panel A						
期間	変化の方向	1	2	3	4	5
2003年—2004年	安全化(←)	-0.0132 *** (0.0016)	-0.0096 *** (0.0014)	0.0032 (0.0026)	0.0194 *** (0.0040)	
	危険化(→)	0.0026 (0.0022)	0.0026 (0.0016)	-0.0171 *** (0.0023)	-0.0234 *** (0.0035)	
Panel B						
期間	変化の方向	1	2	3	4	5
2002年—2003年	安全化(←)	-0.0150 *** (0.0018)	-0.0088 *** (0.0020)	0.0058 (0.0036)	0.0133 *** (0.0034)	
	危険化(→)	-0.0007 (0.0028)	0.0045 ** (0.0020)	-0.0162 *** (0.0028)	-0.0237 *** (0.0058)	
Panel C						
期間	変化の方向	1	2	3	4	5
2008年—2009年	安全化(←)	0.0191 *** (0.0038)	0.0221 *** (0.0031)	-0.0123 *** (0.0046)	-0.0237 *** (0.0046)	
	危険化(→)	-0.0100 *** (0.0023)	0.0031 (0.0037)	-0.0089 * (0.0049)	0.0099 (0.0133)	
Panel D						
期間	変化の方向	1	2	3	4	5
2007年—2008年	安全化(←)	-0.0569 *** (0.0052)	-0.0204 *** (0.0044)	0.0054 (0.0083)	0.0388 *** (0.0119)	
	危険化(→)	-0.0061 *** (0.0023)	-0.0049 (0.0047)	0.0122 (0.0087)	-0.0349 * (0.0181)	

注 1) ***, **, *はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意なことを示す。括弧内は頑健な標準誤差である。

注 2) 各危険度から、それぞれ変化の方向に対応する係数が変化前と後の危険度の間に記載されている。

表 4-7-1 建物倒壊危険度の変化に対する相対地価の変化に関する OLS 推計結果
(フレキシブルなスペシフィケーションの下、標本期間のインターバルを 5 年と 1 年に分けて推定)

Panel A				
	2003年—2004年		1999年—2004年	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
(β 2004- β 200x)D2	0.0044 ***	(0.0012)	0.0053	(0.0065)
(β 2004- β 200x)D3	-0.0057 ***	(0.0017)	-0.0581 ***	(0.0091)
(β 2004- β 200x)D4	-0.0059 **	(0.0024)	-0.0564 ***	(0.0135)
(β 2004- β 200x)D5	0.0014	(0.0043)	0.0119	(0.0202)
β 200x(1+)	-0.0036 **	(0.0017)	-0.0194 **	(0.0091)
β 200x(2+)	0.0089 ***	(0.0017)	0.0438 ***	(0.0107)
β 200x(3+)	0.0001	(0.0029)	-0.0110	(0.0178)
β 200x(4+)	-0.0007	(0.0056)	-0.0707 **	(0.0355)
β 200x(2-)	-0.0081 ***	(0.0012)	-0.0322 ***	(0.0065)
β 200x(3-)	0.0069 ***	(0.0016)	0.0447 ***	(0.0112)
β 200x(4-)	0.0075 ***	(0.0026)	0.0281 **	(0.0143)
β 200x(5-)	0.0065	(0.0076)	-0.0311	(0.0399)
最寄駅2004-最寄駅200x	-0.0064 ***	(0.0007)	-0.0548 ***	(0.0028)
最寄駅2004	-0.0357 **	(0.0160)	0.0031	(0.0210)
土地用途	0.0150 ***	(0.0009)	0.1174 ***	(0.0052)
東京駅	-0.0011 ***	(0.0000)	-0.0047 ***	(0.0002)
平均所得	0.0000	(0.0000)	-0.0001 **	(0.0000)
Year2004	0.0208 ***	(0.0038)	-0.0467 **	(0.0205)
決定係数	0.6812		0.8873	
観測数	2492		2492	

注：2004年—1999年(2003年)の期間において、土地用途・東京駅は2004年、平均年収は2000年のデータを用いている。
また、最寄駅に関しては、2004年と1999年(2003年)の階差と2004年のデータを使っている。

Panel B				
	2002年—2003年		1998年—2003年	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
(β 2003- β 200x)D2	0.0037 **	(0.0015)	-0.0058	(0.0071)
(β 2003- β 200x)D3	-0.0098 ***	(0.0021)	-0.0683 ***	(0.0099)
(β 2003- β 200x)D4	-0.0095 ***	(0.0029)	-0.0650 ***	(0.0155)
(β 2003- β 200x)D5	0.0028	(0.0049)	0.0247	(0.0218)
β 200x(1+)	-0.0059 ***	(0.0020)	-0.0202 **	(0.0095)
β 200x(2+)	0.0130 ***	(0.0022)	0.0377 ***	(0.0123)
β 200x(3+)	0.0017	(0.0038)	-0.0147	(0.0208)
β 200x(4+)	-0.0065	(0.0078)	-0.1055 ***	(0.0397)
β 200x(2-)	-0.0084 ***	(0.0016)	-0.0244 ***	(0.0072)
β 200x(3-)	0.0112 ***	(0.0022)	0.0345 ***	(0.0124)
β 200x(4-)	0.0097 ***	(0.0033)	0.0193	(0.0159)
β 200x(5-)	-0.0042	(0.0075)	-0.0423	(0.0434)
最寄駅2003-最寄駅200x	-0.0115 ***	(0.0008)	-0.0538 ***	(0.0029)
最寄駅2003	0.0054	(0.0074)	-0.0008	(0.0089)
土地用途	0.0200 ***	(0.0012)	0.1377 ***	(0.0058)
東京駅	-0.0011 ***	(0.0000)	-0.0044 ***	(0.0002)
平均所得	0.0000 ***	(0.0000)	-0.0001 ***	(0.0000)
Year2003	0.0375 ***	(0.0046)	-0.0377 *	(0.0221)
決定係数	0.6214		0.8556	
観測数	2492		2464	

注：2003年—1998年(2002年)の期間において、土地用途・東京駅は2003年、平均年収は2000年のデータを用いている。
また、最寄駅に関しては、2003年と1998年(2002年)の階差と2003年のデータを使っている。

Panel C				
	2008年—2009年		2004年—2009年	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
(β 2009- β 200x)D2	-0.0034 **	(0.0017)	0.0109 **	(0.0047)
(β 2009- β 200x)D3	0.0173 ***	(0.0025)	-0.0182 ***	(0.0065)
(β 2009- β 200x)D4	0.0238 ***	(0.0037)	-0.0479 ***	(0.0096)
(β 2009- β 200x)D5	0.0307 ***	(0.0047)	-0.0528 ***	(0.0153)
β 200x(1+)	-0.0080 ***	(0.0022)	-0.0219 ***	(0.0053)
β 200x(2+)	-0.0066 *	(0.0039)	0.0121	(0.0082)
β 200x(3+)	-0.0198 ***	(0.0055)	0.0034	(0.0129)
β 200x(4+)	-0.0156	(0.0130)	-0.0180	(0.0348)
β 200x(2-)	-0.0002	(0.0037)	-0.0838 ***	(0.0128)
β 200x(3-)	0.0013	(0.0033)	-0.0026	(0.0102)
β 200x(4-)	-0.0087 *	(0.0048)	0.0069	(0.0132)
β 200x(5-)	-0.0086 *	(0.0044)	-0.0129	(0.0182)
最寄駅2009-最寄駅200x	0.0031 ***	(0.0006)	-0.0268 ***	(0.0020)
最寄駅2009	-0.0246 ***	(0.0022)	-0.0523 ***	(0.0150)
土地用途	-0.0042 ***	(0.0014)	-0.0317 ***	(0.0041)
東京駅	0.0009 ***	(0.0000)	-0.0034 ***	(0.0001)
平均所得	0.0000	(0.0000)	0.0003 ***	(0.0000)
Year2009-Year200x	-0.0248 ***	(0.0071)	-0.2001 ***	(0.0207)
決定係数	0.3395		0.8727	
観測数	2589		2589	

注：2009年—2004年(2008年)の期間において、土地用途・東京駅は2009年、平均年収は2005年のデータを用いている。
また、最寄駅に関しては、2009年と2004年(2008年)の階差と2009年のデータを使っている。

Panel D				
	2007年—2008年		2003年—2008年	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
(β 2008- β 200x)D2	-0.0032 *	(0.0019)	0.0203 ***	(0.0054)
(β 2008- β 200x)D3	-0.0210 ***	(0.0032)	-0.0377 ***	(0.0078)
(β 2008- β 200x)D4	-0.0391 ***	(0.0046)	-0.0742 ***	(0.0109)
(β 2008- β 200x)D5	-0.0455 ***	(0.0074)	-0.0826 ***	(0.0150)
β 200x(1+)	0.0016	(0.0022)	-0.0142 **	(0.0059)
β 200x(2+)	0.0053	(0.0040)	0.0237 **	(0.0106)
β 200x(3+)	0.0336 ***	(0.0077)	0.0097	(0.0143)
β 200x(4+)	-0.0015	(0.0173)	0.0032	(0.0329)
β 200x(2-)	-0.0143 ***	(0.0042)	-0.0850 ***	(0.0145)
β 200x(3-)	0.0031	(0.0038)	0.0004	(0.0121)
β 200x(4-)	0.0065	(0.0073)	0.0231	(0.0143)
β 200x(5-)	0.0011	(0.0099)	-0.0045	(0.0221)
最寄駅2008-最寄駅200x	-0.0102 ***	(0.0009)	-0.0334 ***	(0.0024)
最寄駅2008	-0.0026	(0.0135)	-0.0246 *	(0.0132)
土地用途	-0.0257 ***	(0.0017)	-0.0108 **	(0.0047)
東京駅	-0.0011 ***	(0.0001)	-0.0053 ***	(0.0001)
平均所得	0.0001 ***	(0.0000)	0.0003 ***	(0.0000)
Year2008-Year200x	-0.0293 ***	(0.0085)	-0.1501 ***	(0.0246)
決定係数	0.8337		0.8758	
観測数	2709		2661	

注：2008年—2003年(2007年)の期間において、土地用途・東京駅は2008年、平均年収は2005年のデータを用いている。
また、最寄駅に関しては、2008年と2003年(2007年)の階差と2008年のデータを使っている。

注 1) ***, **, *はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意なことを示す。“Robust Std. Err”は頑健な標準誤差である。

注 2) β は該当年度の相対地価の地域危険度ランキンクに対する感応度である。 β (x+) はスタート年度から危険度 x から危険化する場合の地域危険度ランキンクに対する感応度を表し、 β (x-) はスタート年度から危険度 x から安全化する場合の地域危険度ランキンクに対する感応度を表す。200x は各期間インターバルの小さい方の年数が入る。Year は年次ダミーである。

表 4-7-2 初期時点の危険度別、危険度変化の方向別の相対地価の建物倒壊危険度に関する感応度の推計値
(フレキシブルなスペシフィケーションの下、標本期間のインターバルを 5 年と 1 年に分けて推定)

Panel A						
期間	変化の方向	1	2	3	4	5
1999年—2004年	安全化(←)	-0.0322 *** (0.0065)		0.0447 *** (0.0112)	0.0281 ** (0.0143)	-0.0311 (0.0399)
	危険化(→)	-0.0194 ** (0.0091)		0.0438 *** (0.0107)	-0.0110 (0.0178)	-0.0707 ** (0.0355)
2003年—2004年	安全化(←)	-0.0081 *** (0.0012)		0.0069 *** (0.0016)	0.0075 *** (0.0026)	0.0065 (0.0076)
	危険化(→)	-0.0036 ** (0.0017)		0.0089 *** (0.0017)	0.0001 (0.0029)	-0.0007 (0.0056)
Panel B						
期間	変化の方向	1	2	3	4	5
1998年—2003年	安全化(←)	-0.0244 *** (0.0072)		0.0345 *** (0.0124)	0.0193 (0.0159)	-0.0423 (0.0434)
	危険化(→)	-0.0202 ** (0.0095)		0.0377 *** (0.0123)	-0.0147 (0.0208)	-0.1055 *** (0.0397)
2002年—2003年	安全化(←)	-0.0084 *** (0.0016)		0.0112 *** (0.0022)	0.0097 *** (0.0033)	-0.0042 (0.0075)
	危険化(→)	-0.0059 *** (0.0020)		0.0130 *** (0.0022)	0.0017 (0.0038)	-0.0065 (0.0078)
Panel C						
期間	変化の方向	1	2	3	4	5
2004年—2009年	安全化(←)	-0.0838 *** (0.0128)		-0.0026 (0.0102)	0.0069 (0.0132)	-0.0129 (0.0182)
	危険化(→)	-0.0219 *** (0.0053)		0.0121 (0.0082)	0.0034 (0.0129)	-0.0180 (0.0348)
2008年—2009年	安全化(←)	-0.0002 (0.0037)		0.0013 (0.0033)	-0.0087 * (0.0048)	-0.0086 * (0.0044)
	危険化(→)	-0.0080 *** (0.0022)		-0.0066 * (0.0039)	-0.0198 *** (0.0055)	-0.0156 (0.0130)
Panel D						
期間	変化の方向	1	2	3	4	5
2003年—2008年	安全化(←)	-0.0850 *** (0.0145)		0.0004 (0.0121)	0.0231 (0.0143)	-0.0045 (0.0221)
	危険化(→)	-0.0142 ** (0.0059)		0.0237 ** (0.0106)	0.0097 (0.0143)	0.0032 (0.0329)
2007年—2008年	安全化(←)	-0.0143 *** (0.0042)		0.0031 (0.0038)	0.0065 (0.0073)	0.0011 (0.0099)
	危険化(→)	0.0016 (0.0022)		0.0053 (0.0040)	0.0336 *** (0.0077)	-0.0015 (0.0173)

注 1) ***, **, *はそれぞれ 1%、5%、10%水準で有意なことを示す。括弧内は頑健な標準誤差である。

注 2) 各危険度から、それぞれ変化の方向に対応する係数が変化前と後の危険度の間に記載されている。

参考文献

- 碓井照子（2000）「活断層からの距離別地震被害の GIS 分析：阪神・淡路大震災における西宮市の建物被害と地下埋設管被害」、『第四紀研究』、39 巻、375－388。
- 梅本通孝・糸井川栄一・熊谷良雄・岡崎健二（2009）「住宅耐震化に関する居住者の実施意図に関する研究－静岡市・千葉市・水戸市の一般市民を対象として－」、『日本建築学会計画系論文集』、第 74 巻、第 645 号、2451－2458。
- 大阪府（1997）『大阪府地震被害想定調査報告書』。
- 大阪府（2007）『大阪府自然災害総合防災対策検討報告書』。
- 岡田篤生（2008）「日本における活断層調査研究の現状と展望」、『活断層研究』、28 号、7-13。
- 金本良嗣（1992）「ヘドニック・アプローチによる便益評価の理論的基礎」、『土木学会論文集』、No. 499/IV-17、47-56。
- 金本良嗣・中村良平・矢澤則彦（1989）「ヘドニック・アプローチによる環境の価値の測定」、『環境科学会誌』、2、251-266。
- 川脇康生（2007）「地震リスク認識のバイアスと地価：阪神・淡路大震災被災地での実証」、『不動産学会誌』、第 21 巻第 1 号、104-115。
- 許憲春（2009）『詳説 中国 GDP 統計－MPS から SNA へ（作間逸雄・李潔訳）』、新曜社、東京。
- 建設省建築研究所（2006）『平成 7 年兵庫県南部地震被害調査最終報告書』。
- 顧濤（2012）「中国経済成長の動学的非効率性について－その原因と厚生損失－」、『日本経済研究』、近刊。
- 顧濤・中川雅之・齊藤誠・山鹿久木（2011）「東京都における地域危険度ランキングの変化が地価の相対水準に及ぼす非対称的な影響について：市場データによるプロスペクト理論の検証」、『行動経済学』、第 4 巻、1-19。

顧濤・中川雅之・齊藤誠・山鹿久木（2011）「活断層リスクの社会的認知と活断層帯周辺の地価形成の関係について：上町断層帯のケース」、『応用地域学研究』、No. 16、27-41。

小檜山雅之・吉村美保・目黒公郎（2006）「耐震補強の誘因と阻害要因：地震防災推進施策におけるリスクコミュニケーションの重要性」、『日本建築学会環境系論文集』、606、89-96。

財団法人日本不動産研究所（1995）「阪神大震災に関する土地評価」、『不動産研究月報』、204号。

齊藤誠（2008）「家計消費と設備投資の代替性について：最近の日本経済の資本蓄積を踏まえて」、『現代経済学の潮流』、27-68。

産業技術総合研究所（2009）活断層データベース 2009年7月23日版、産業技術総合研究所研究情報公開データベース DB095、
<http://riodb02.ibase.aist.go.jp/activefault/index.html>

地震調査研究推進本部・地震調査委員会（2004）『上町断層帯の長期評価について』。

総務省消防庁（2006）『平成18年版消防白書』。

竹村和久（2006）「リスク社会における判断と意思決定」、『認知科学』、13、17-31。

東京都（1998）地震に関する地域危険度測定調査報告書(第4回)。

東京都（2002）地震に関する地域危険度測定調査報告書(第5回)。

東京都（2008）地震に関する地域危険度測定調査報告書(第6回)。

中川雅之・齊藤誠（2012）「プロスペクト理論とマンションの耐震性能の選択」、『人間行動から考える地震リスクのマネジメント：新しい社会制度を設計する』、齊藤誠・中川雅之編著、299頁、2012年3月、勁草書房。

西村清彦・清水千弘（2002）「地価情報のゆがみ：取引事例と鑑定価格の誤差」、西村清彦編、『不動産市場の経済分析』、日本経済新聞社、19-66。

野村浩司・大塚美保・目黒公郎（2009）「都市直下型地震が地価に及ぼす影響に関する一考察：1995 年兵庫県南部地震の被害地を対象として」、『生産研究』、61 巻、709-712。

肥田野登（1992）「ヘドニック・アプローチによる社会資本整備の計測とその展開」、『土木学会論文集』、No. 499/IV-17、37-46。

目黒公郎（2002）「わが国の地震防災上の最重要課題の解決に向けて－既存不適格構造物の耐震改修を促進させる環境整備について－」、『オペレーションズ・リサーチ』、第 47 巻 7 号、417-423。

山鹿久木・中川雅之・齊藤誠（2003）「市場メカニズムを通じた防災対策について－地震リスクに関する実証研究からのインプリケーション－」、『住宅土地経済』、49、24-32。

山口剛史・森保宏・井戸田秀樹（2008）「木造住宅の実効ある耐震化戦略と耐震化促進のためのリスク情報：耐震改修促進のための意思決定支援ツールに関する研究（その 2）」、『日本建築学会構造系論文集』、73(632)、1719-1726。

山口勝（2008）「活断層情報を社会に生かすために」、『活断層研究』、28 号、123-13。

Abel, Andrew B., N. Gregory Mankiw, Lawrence H. Summers, and Richard J. Zeckhauser (1989) “Assessing Dynamic Efficiency: Theory and Evidence,” *Review of Economic Studies*, 56, 1-19.

Adithipyangkul, Pattarin, Ilan, Alon and Tianyu, Zhang (2011) “Executive Perks: Compensation and Corporate Performance in China,” *Asia Pacific Journal of Management*, 28, 401-425.

Allen, Franklin, Jun, Qian, and Meijun, Qian (2005) “Law, Finance, and Economic Growth in China,” *Journal of Financial Economics*, 77, 57-116.

Ando, Albert (2002) “Missing Household Saving and Valuation of Corporations,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 16, 147-176.

Ando, Albert, Dimitris, Christelis, and Tsutomu, Miyagawa (2003) “Inefficiency of Corporate Investment and Distortion of Savings Behavior in Japan,” in M. Blomstrom et al. eds., *Structural Impediments to Growth in Japan*, 155-190, Chicago: University

of Chicago Press.

- Bai, Chong-En, and Zhenjie, Qian (2010) “The Factor Income Distribution in China: 1978–2007,” *China Economic Review*, 21, 650–670.
- Bajona, Claustre and Tianshu, Chu (2010) “Reforming State Owned Enterprises in China: Effects of WTO Accession,” *Review of Economic Dynamics*, 13, 800–823.
- Barnett, S., and Brooks, R. (2006) “What’s Driving Investment in China?” IMF Working Paper No. WP/06/265.
- Barro, R. J., and J. W., Lee (2010) “A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950–2010,” NBER Working Paper No. 15902.
- Barr, Tavis and Udayan, Roy (2008) “The Effect of Labor Market Monopsony on Economic Growth,” *Journal of Macroeconomics*, 30, 1446–1467.
- Beron, Kurt J., James C., Murdoch, Mark A., Thayer, and Wim P. M., Vijverberg (1997) “An Analysis of the Housing Market before and after the 1989 Loma Prieta Earthquake,” *Land Economics*, 73, 101–113.
- Bhaskar, V. and To, T. (1999), “Minimum Wages for Ronald McDonald Monopsonies: A Theory of Monopsonistic Competition,” *Economic Journal*, 109, 190–203.
- Bhaskar, V. and To, T. (2003), “Oligopsony and the Distribution of Wages,” *European Economic Review*, 47, 371–399.
- Bin, Okmyung and Stephen, Polasky (2004) “Effects of Flood Hazards on Property Values: Evidence before and after Hurricane Floyd,” *Land Economics*, 80, 490–500.
- Boyarchuk, Dmytro, Lilia, Maliar, and Serguei, Maliar (2005) “The Consumption and Welfare Implications of Wage Arrears in Transition Economies,” *Journal of Comparative Economics*, 33, 540–564.
- Braendle, Udo C., Tanja, Gasser and Juergen, Noll (2005) “Corporate Governance in China: Is Economic Growth Potential Hindered by Guanxi,” *Business and Society*

Review, 110, 389–405.

Brookshire, David S., Mark A., Thayer, John, Tschihart, and William D., Schulze (1985) “A Test of the Expected Utility Model: Evidence from Earthquake Risks,” *Journal of Political Economy*, 93, 369–389.

Brunner, M., and H., Strulik (2002) “Solution of Perfect Foresight Saddle Point Problems: A Simple Method and Applications,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 26, 737–753.

Chamon, Marcos D. and Eswar S., Prasad (2010) “Why are Saving Rates of Urban Households in China Rising,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2, 93–130.

Chen, Zhiwu (2003) “Capital Markets and Legal Development: The China Case,” *China Economic Review*, 14, 451–472.

Chen, Gongmeng, Michael Firth, and Liping, Xu (2009) “Does the Type of Ownership Control Matter? Evidence from China’s Listed Companies,” *Journal of Banking and Finance*, 33, 171–181.

Chen, S., Z., Sun, S., Tang, and D., Wu (2011) “Government Intervention and Investment Efficiency: Evidence from China,” *Journal of Corporate Finance*, 17, 259–271.

Cheung Yan-Leung and Ping Jiang (2010) “Corporate Governance in China: a Step Forward,” *European Financial Management*, 16, 94–123.

Chow, Gregory C. (2008) “Another Look at the Rate of Increase in TFP in China,” *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 6, 219–224.

Chow, Gregory C., and Kui-Wai, Li (2002) “China’s Economic Growth: 1952–2010,” *Economic Development and Cultural Change*, 51, 247–256.

Cleveland, William S. (1979) “Robust Locally Weighted Regression and Smoothing Scatter Plots,” *Journal of the American Statistical Association*, 74, 829–836.

Dekle, Robert and Guillaume, Vandenbroucke (2012) “A Quantitative Analysis of China’s

- Structural Transformation,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 36, 119–135.
- DellaVigna, Stefano (2009) “Psychology and Economics: Evidence from the Field,” *Journal of Economic Literature*, 47, 315–372.
- Diamond, P. (1965) “National Debt in a Neoclassical Growth Model,” *American Economic Review*, 55, 1126–1150.
- Ding, Sai, Alessandra, Guariglia and John, Knight (2010) “Does China Overinvest? Evidence from a Panel of Chinese Firms,” Discussion Paper Series, Department of Economics, University of Oxford.
- Dong, X. Y., and L., Putterman (1996) “China’ s Rural Industry and Monopsony: An Exploration,” *Pacific Economic Review*, 1, 59–78.
- Dollar, D. and Wei, S.-J. (2007) “Das (Wasted) Kapital: Firm Ownership and Investment Efficiency in China,” NBER Working Paper No. 13103.
- Dong, X. Y., and L., Putterman (2000) “Prereform Industry and State Monopsony in China,” *Journal of Comparative Economics*, 28, 32–60.
- Dong, X. Y., and L., Putterman (2002) “China’ s State-Owned Enterprises in the First Reform Decade: An Analysis of a Declining Monopsony,” *Economics of Planning*, 35, 109–139.
- Dow, James, Gary, Gorton and Arvind, Krishnamurthy (2005) “Equilibrium Investment and Asset Prices under Imperfect Corporate Control,” *American Economic Review*, 95, 659–681.
- Duranton, G. and D., Puga (2003) “Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economies,” NBER Working Paper No. 9931; National Bureau of Economic Research, Cambridge, Massachusetts.
- Fleisher, Belton M., Yifan, Hu, Haizheng, Li, and Seonghoon, Kim (2011) “Economic Transition, Higher Education and Worker Productivity in China,” *Journal of Development Economics*, 94, 86–94.

- Fleisher, Belton M., and Xiaojun, Wang (2004) “Skill Differentials, Return to Schooling, and Market Segmentation in a Transition Economy: The Case of Mainland China,” *Journal of Development Economics*, 73, 715–728.
- Feng, Jin, Lixin, He, Hiroshi, Sato (2011) “Public Pension and Household Saving: Evidence from Urban China,” *Journal of Comparative Economics*, 39, 470–485.
- Firth M, C., Lin and SML., Wong (2008) “Leverage and Investment under a State-Owned Bank Lending Environment: Evidence from China,” *Journal of Corporate Finance*, 14, 642–653.
- Gallimore, P. and M., Wolverton (1997) “Price-Knowledge-Induced Bias: A Cross Cultural Comparison,” *Journal of Property Valuation and Investment*, 15, 261–273.
- Genesove, D. and C., Mayer (2001) “Loss-Aversion and Seller Behavior: Evidence from the Housing Market,” *Quarterly Journal of Economics*, 116, 1233–1260.
- Gilboa, I. (2009) *Theory of Decision under Uncertainty*, Cambridge University Press.
- Gong, G. and J., Lin (2008) “Deflationary Expansion: An Overshooting Perspective to the Recent Business Cycle in China,” *China Economic Review*, 19, 1–17.
- Grossman, Sanford J., and Oliver D., Hart (1980) “Takeover Bids, The Free-Rider Problem, and the Theory of the Corporation,” *The Bell Journal of Economics*, 11, 42–64.
- Guariglia, Alessandra, Xiaoxuan, Liu, and Lina, Song (2011) “Internal Finance and Growth: Microeconomic Evidence on Chinese Firms,” *Journal of Development Economics*, 96, 79–94.
- Hardie, B. G. S., E. J., Johnson, and P. S., Fader (1993) “Modeling Loss-Aversion and Reference Dependence Effects on Brand Choice,” *Marketing Science*, 12, 378–394.
- Hayashi, Fumio (2006) “The Over-Investment Hypothesis,” in Lawrence R. Klein, ed., *Long-Run Growth and Short-Run Stabilization: Essays in Memory of Albert Ando*, Edward

Elgar.

Helsley, R.W. and W.C., Strange (1990) "Matching and Agglomeration Economies in a System of Cities," *Regional Science and Urban Economics*, 20, 189-212.

Hsieh, C. T. and P. J., Klenow (2009) "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India," *Quarterly Journal of Economics*, CXXIV, 1403-1448.

Islam, Nazrul, Erbiao, Dai, and Hiroshi, Sakamoto (2006) "Role of TFP in China' s Growth," *Asian Economic Journal*, 20, 127-159.

Jefferson, G. H. and T. G., Rawski (1994) "Enterprise Reform in Chinese Industry," *Journal of Economic Perspectives*, 8, 47-70.

Jefferson, G. H., T. G., Rawski and Y., Zheng (1992) "Growth, Efficiency, and Convergence in China' s State and Collective Industry," *Economic Development and Cultural Change*, 40, 239-266.

Jensen, M. C. (1986) "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers," *American Economic Review*, 76, 323-329.

Kahneman, D., J. L., Knetsch and R. H., Thaler (1990) "Experimental Tests of the Endowment Effect and the Coase Theorem," *Journal of Political Economy*, 98, 1325-1348.

Kahneman, D. and A., Tversky (1979) "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Uncertainty," *Econometrica*, 47, 263-291.

Kato, Takao and Cheryl, Long (2006) "Executive Compensation, Firm Performance, and Corporate Governance in China: Evidence from Firms Listed in the Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges," *Economic Development and Cultural Change*, 54, 945-983.

Kim, S. (1990) "Labor Heterogeneity, Wage Bargaining, and Agglomeration Economies," *Journal of Urban Economics*, 28, 160-177.

Knight, John, and Sai, Ding (2010) "Why does China Invest so Much?" CGC Discussion

Paper Series, 4.

Li, Hongbin and Li-An Zhou (2005) “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China,” *Journal of Public Economics*, 89, 1743-1762.

Liao, Jing, Martin R., Young and Qian, Sun (2009a) “The Advisory Role of the Board: Evidence from the Implementation of Independent Director System in China,” Massey U. College of Business Research Paper No. 1, SSRN.

Liao, Jing, Martin R., Young and Qian, Sun (2009b) “Independent Directors’ Characteristics and Performance: Evidence from China,” SSRN.

Lin, Cyril (2001) “Corporatisation and Corporate Governance in China’s Economic Transition,” *Economics of Planning*, 34, 5-35.

Liu, Qiao (2006) “Corporate Governance in China: Current Practices, Economic Effects and Institutional Determinants,” *CESifo Economic Studies*, 52, 415-453.

Liu, Q. and A., Siu (2006) “Institutions, Financial Development, and Corporate Investment: Evidence from an Implied Return on Capital in China,” SSRN: <http://ssrn.com/abstract=965631>.

List, J. A. (2003) “Does Market Experience Eliminate Market Anomalies?” *Quarterly Journal of Economics*, 118, 41-71.

List, J. A. (2004) “Neoclassical Theory versus Prospect Theory: Evidence from the Market Place,” *Econometrica*, 72, 615-625.

Lu, F., G., Song, J., Tang, H., Zhao and L., Liu, (2008) “Profitability of China’s Industrial Firms (1978-2006),” *China Economic Journal*, 1, 1-31.

Manning, A. (2003) *Monopsony in Motion: Imperfect Competition in Labor Markets*, Princeton University Press, Princeton, NJ.

Nakagawa, Masayuki, Makoto, Saito, and Hisaki, Yamaga (2009) “Earthquake Risks and

- Land Prices: Evidence from the Tokyo Metropolitan Area,” *Japanese Economic Review*, 60, 208-222.
- Naoui, Michio, Miki, Seko, and Kazuto, Sumita (2009) “Earthquake Risk and Housing Prices in Japan: Evidence before and after Massive Earthquakes,” *Regional Science and Urban Economics*, 39, 658-669.
- Ofer, G. (1987) “Soviet Economic Growth: 1928-1985,” *Journal of Economic Literature*, 25, 1767-1833.
- Parker, E. (1999) “Are Wage Increases in Chinese State Industry Efficient? Productivity in Nanjing’s Machine-Building Industry,” *Contemporary Economic Policy*, 17, 54- 67.
- Phelps, E. S. (1961) “The Golden Rule of Accumulation: A Fable for Growthmen,” *American Economic Review*, 51, 638-643.
- Philippon, Thomas (2006), “Corporate Governance over the Business Cycle,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30, 2117-2141.
- Plott, C. R. and K. Zeiler (2005) “The Willingness to Pay – Willingness to Accept Gap, the ‘Endowment Effect,’ Subject Misconceptions, and Experimental Procedures for Eliciting Valuations,” *American Economic Review*, 95, 530-545.
- Poncet, Sandra, Walter, Steingressc, and Hylke, Vandenbussche (2010) “Financial Constraints in China: Firm-Level Evidence,” *China Economic Review*, 21, 411-422.
- Putler, D. (1992) “Incorporating Reference Price Effects into a Theory of Consumer Choice,” *Marketing Science*, 11, 287-309.
- Qi, D., W., Wu and H., Zhang (2000) “Shareholding Structure and Corporate Performance of Partially Privatized Firms: Evidence from Listed Chinese Companies,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 8, 587-610.
- Qiang, Qu (2003) “Corporate Governance and State-Owned Shares in China Listed Companies,” *Journal of Asian Economics*, 14, 771-783.

- Qin, Duo, and Haiyan, Song (2009) "Sources of Investment Inefficiency: The Case of Fixed-Asset Investment in China," *Journal of Development Economics*, 90, 94-105.
- Qin, Duo, Marie, Anne, Cagas, Pilipinas, Quising, and Xinhua, He (2006) "How Much does Investment Drive Economic Growth in China?" *Journal of Policy Modeling*, 28, 751-774.
- Qiu, Huiyan and Shaohua, Yao (2009) "Share Merger Reform, Corporate Governance and Firm Value in China," 22nd Australasian Finance and Banking Conference, University of Hong Kong Working Paper, SSRN.
- Rawski, T. (2002) "Will Investment Behaviour Constrain China's Growth?" *China Economic Review*, 13, 361-372.
- Richardson, Scott (2006) "Over-Investment of Free Cash Flow," *Review of Accounting Studies*, 11, 159-189.
- Romer, David (2005) *Advanced macroeconomics*, Third edition, McGraw- Hill/Irwin.
- Salop, S. (1979) "Monopolistic Competition with Outside Goods," *The Bell Journal of Economics*, 10, 141-156.
- Schipani, Cindy A. and Junhai, Liu (2002) "Corporate Governance in China: Then and Now," *Columbia Business Law Review*, 2002, 1-69.
- Shefrin, H., M., and M., Statman (1985) "The Disposition to Sell Winners too Early and Ride Losers too Long," *Journal of Financial Economics*, 40, 777-790.
- Shimizu, T. and K. Nishimura (2006) "Biases in Appraisal Land Price Information: The Case of Japan," *Journal of Property Investment and Finance*, 24, 150-175.
- Song, Haiyan, Zinan, Liu, and Jiang, Ping (2001) "Analysing the Determinants of China's Aggregate Investment in the Reform Period," *China Economic Review*, 12, 227-242.

- Song, Zheng, Kjetil, Storesletten, and Fabrizio, Zilibotti (2011) “Growing Like China,” *American Economic Review*, 101, 196–233.
- Strulik, Holger and Timo, Trimborn (2010) “Anticipated Tax Reforms and Temporary Tax Cuts: A General Equilibrium Analysis,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34, 2141–2158.
- Stulz, R., M. (1990) “Managerial Discretion and Optimal Financing Policies,” *Journal of Financial Economics*, 26, 3–27.
- Xu, Xiaonian and Yan, Wang (1999) “Ownership Structure and Corporate Governance in Chinese Stock Companies,” *China Economic Review*, 10, 75–98.
- Trimborn, T., K.-J., Koch and T.M., Steger (2008) “Multi-Dimensional Transitional Dynamics: A Simple Numerical Procedure,” *Macroeconomic Dynamics*, 12, 1–19.
- Tversky, A. and D., Kahneman (1991) “Loss Aversion in Riskless Choice: A Reference-Dependent Model,” *Quarterly Journal of Economics*, 106, 1039–1061.
- Tversky, A. and D., Kahneman (1992) “Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty,” *Journal of Risk and Uncertainty*, 5, 297–323.
- Wang, Yan, and Yudong, Yao (2003) “Sources of China’s Economic Growth 1952–1999: Incorporating Human Capital Accumulation,” *China Economic Review*, 14, 32–52.
- Wei, ShangJin and Xiaobo, Zhang (2011) “The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China,” *Journal of Political Economy*, 119, 511–564.
- Wen, Yi (2010) “Saving and Growth Under Borrowing Constraints Explaining the ‘High Saving Rate’ Puzzle,” Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper 2009–045C.
- Wen, Yi (2011) “Explaining China’s Trade Imbalance Puzzle,” Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper 2011–018A.
- Wu, Harry X. (2007) “Measuring Productivity Performance by Industry in China,

- 1980-2005,” *International Productivity Monitor*, 15, 55-74.
- Yang, D. T. and H., Zhou (1999) “Rural-Urban Disparity and Sectoral Labour Allocation in China,” *Journal of Development Studies*, 35, 105-133.
- Yang, Junhong, and Alessandra, Guariglia (2011) “Is Investment Inefficiency Caused by Financial Constraints or Agency Costs? Evidence from Chinese Firms,” SSRN Discussion Paper.
- Yatchew, Adonis (1997) “An Elementary Estimator of the Partial Linear Model,” *Economic Letters*, 57, 135-143.
- Yatchew, Adonis (1998) “Nonparametric Regression Techniques in Economics,” *Journal of Economic Literature*, 36, 669-721.
- Yang, Jingjing, Jing, Chi, and Martin, Young (2011) “A Review of Corporate Governance in China,” *Asian-Pacific Economic Literature*, 25, 15-28.
- Yeh, Yin-Hua, Pei-Gi, Shu, Tsun-Siou, Lee, and Yu-Hui, Su (2009) “Non-Tradable Share Reform and Corporate Governance in the Chinese Stock Market,” *Corporate Governance: An International Review*, 17, 457-475.
- Zhao, Yaohui (2002) “Earnings Differentials between State and Non - State Enterprises in Urban China,” *Pacific Economic Review*, 7 181-197.
- Zheng, Jinghai, Arne, Bigsten, and Angang, Hu (2009) “Can China’ s Growth be Sustained? A Productivity Perspective,” *World Development*, 37, 874-888.
- Zheng, Jinghai, and Angang, Hu (2006) “An Empirical Analysis of Provincial Productivity in China (1979-2001),” *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 4, 221-239.
- Zou, Hengfu (1991) “Socialist Economic Growth and Political Investment Cycles,” *European Journal of Political Economy*, 7, 141-157.
- 樊潇彦·袁志刚(2006) “我国宏观投资效率的定义与衡量一个文献综述,” *南开经济研究*,

1, 44-59.

呂永洋(2008) “中国資本積累の動態効率 1978-2005,” *経済学(季刊)*, 7, 509-532.

乔为国(2007) “中国和美国宏观收入分配结构的差异及启示,” *经济理论与经济管理*, 8, 47-50.

史永东・齐鹰飞(2002) “中国经济的动态效率,” *世界经济*, 8, 65-70.

吴虹雁(2005) “上市公司股利分配现状与成因分析,” *南京农业大学学报*, 5, 7-12.

袁国良・郑江淮・胡志乾(1999) “我国上市公司融资偏好和融资能力的实证研究,” *管理世界*, 3, 150-157.

袁志刚・何樟勇(2003) “20 世纪 90 年代以来中国经济的动态效率,” *经济研究*, 7, 18-26.

郑志国(2008) “中国企业利润侵蚀工资问题研究,” *中国工业经济*, 1, 5-13.

データベース

中国国家統計局国民経済総合統計司著：日本統計協会訳(2003)『新中国五十年統計資料彙編：日本語 CD-ROM 版』。

国家统计局国民经济核算司・中国人民银行调查统计司(2008) *中国资金流量表历史资料(1992-2004)*, 中国统计出版社.

CEIC データベース

中华人民共和国国家统计局 <http://www.stats.gov.cn/>

U.S. Bureau of Economic Analysis <http://www.bea.gov/>