

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¹

2010年10月

顧濤（一橋大学）

中川雅之（日本大学）

齊藤誠（一橋大学）

山鹿久木（関西学院大学）

要旨：本実証研究では、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。主要な結論としては、（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。本稿では、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するとともに、その政策インプリケーションを考察している。

¹ 本研究は、文部科学省委託業務「近未来の課題解決を目指した実証的社会科学研究推進事業」から財政的な支援を受けている。本研究過程においては、井出一郎、川口大司、神林龍、佐藤主光、佐藤泰裕、鈴木史馬、竹内幹、得田雅章、森知也、文世一、森口千晶、山本和博の各氏、金本良嗣氏をはじめとした住宅経済研究会のメンバーの方々から貴重なコメントをいただいた。ここに謝辞を申し上げたい。

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）、2002年12月（第5回）、2008年2月（第6回）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, Saito, and Yamaga (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、本稿では、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。

具体的には、プロスペクト理論から得られる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。すなわち、図1-1が示すように、地域危険度ランキングの初期点において相対地価評価関数が屈折し、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。

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つ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（図1-2を参照のこと）。

図1-1と図1-2を比較すると明らかなように、上述の2つのプロスペクト理論から導くことができるいずれのインプリケーションにおいても、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。

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。本稿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。

本稿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、現状維持バイアスとして、第 2 の結果はゼロリスク指向として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²。

本稿の実証研究は、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

² 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, Johnson, and Fader (1993) などが、株式市場について Shefrin and Statman (1985) などがある。

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、Della Vigna (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。

本稿は、以下のように構成されている。第 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 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 節では、実証結果に関する頑健性の検討をしている。第 5 節では実証結果から得られる政策インプリケーションを考察する。

2. 地域危険度とその変化

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。本稿では、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。

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と考え、その範囲を 5 等分したものである。

2.2 地域危険度ランキングが変動する背景

第 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。

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増減した場合ばかりでなく、それらの要因によって地域危険度ランキングが入れ替わっ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割合を、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3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くにおいて、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割合が小さかった結果、これらの区々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。

3. データと推定モデル

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いるものの、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³。

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2-1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2-2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がある程度、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、3.2節で固定効果モデルを、3.3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、

³ たとえば、Shimizu and Nishimura(2006)、西村・清水(2002)、Gallimore and Wolverson(1997)が含まれる。

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。本稿では、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⁴⁵。

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。

3.2 固定効果モデルによる推定

本小節では、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。

$$p_{i,t} = \beta_0 + \sum_{\tau=1999,2004,2009} \beta_{\tau} \times (\text{Rank}_{i,t} \times \text{Year}_{\tau}) + \text{Year}_t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

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）、 $\text{Rank}_{i,t}$ 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、

⁴ 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。

⁵ 顧他(2010)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。

$\varepsilon_{i,t}$ は誤差項をそれぞれあらわしている。(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_t) が時間を通じて変化する可能性を考慮している。

表 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 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が、地域危険度ランキングが変化していない地域についてみると、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で、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、より危険な地域のもの比べて大きい。こうした影響を反映して、地域危険度ランキングの違いによる相対地価の格差が 2000 年代を通じて縮小してきた結果、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。

3.3 階差モデルによる推定

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。

$$p_{i,1999} = \beta_0 + \beta_{1999} \times Rank_{i,1999} + \alpha_i + \varepsilon_{i,1999} \quad (2-1)$$

$$p_{i,2004} = \beta_0 + \beta_{2004} \times Rank_{i,2004} + Year_{2004} + \alpha_i + \varepsilon_{i,2004} \quad (2-2)$$

$$p_{i,2009} = \beta_0 + \beta_{2009} \times Rank_{i,2009} + Year_{2009} + \alpha_i + \varepsilon_{i,2009} \quad (2-3)$$

なお、1999 年をベース年としているので、(2-1)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、(2-2)式から(2-1)式を差し引き、(2-3)式から(2-2)式を控除すると、

$$p_{i,2004} - p_{i,1999} = (\beta_{2004} - \beta_{1999}) \times Rank_{i,2004} + \beta_{1999} \times (Rank_{i,2004} - Rank_{i,1999}) + Year_{2004} + (\varepsilon_{i,2004} - \varepsilon_{i,1999}) \quad (3-1)$$

$$p_{i,2009} - p_{i,2004} = (\beta_{2009} - \beta_{2004}) \times Rank_{i,2009} + \beta_{2004} \times (Rank_{i,2009} - Rank_{i,2004}) + (Year_{2009} - Year_{2004}) + (\varepsilon_{i,2009} - \varepsilon_{i,2004}) \quad (3-2)$$

を導出することができる。

(3-1)式と(3-2)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の変化した部分 (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の部分をもっと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3でも確認することができる。危険度1と危険度2の midpoint が変化の起点を表している。また、右方向の変化が危険化を、左方向の変化が安全化をそれぞれ示している。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 -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、危険度2から危険度1への安全化による影響は、点Aから点Bへの変化に対応し、その大きさは、 $+0.09$ である。

逆に、危険度1から危険度2へと危険化が観察されるケースでは、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。

3.3.2 推計結果について

表3は、基本モデルである(3-1)式と(3-2)式について推計結果を報告している。表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、絶対値で見ると、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、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。

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。

本節の推計結果をまとめると、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. 推計結果の頑健性について

本節では、第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。

表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3節の推計結果とほぼ同様の推計結果が得られている。

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3節においては、(2-1)式、(2-2)式、(2-3)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(4-1)式が示すように、(3-1)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。

$$\begin{aligned}
 P_{i,2004} - P_{i,1999} = & \beta_{2,2004,1999} \times I(Rank_{i,2004} = 2) + \beta_{3,2004,1999} \times I(Rank_{i,2004} = 3) \\
 & + \beta_{4,2004,1999} \times I(Rank_{i,2004} = 4) + \beta_{5,2004,1999} \times I(Rank_{i,2004} = 5) \\
 & + \beta_{1999} \times (Rank_{i,2004} - Rank_{i,1999}) + Year_{2004} + (\varepsilon_{i,2004} - \varepsilon_{i,1999})
 \end{aligned} \tag{4-1}$$

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、(3-2)式は、以下の(4-2)式に置き換えた。

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

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、用途地域ダミー、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⁶。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。

表 7-1 は、推計結果を報告している。表 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 7-1 によると、追加した説明変数に関する係数は、町丁目別平均世帯所得の係数を除くと、符号条件も満たし、統計的にも有意に推計されている。

表 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も有意に認められる。

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も有意に認められる。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も頑健でないのは、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

⁶ 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。

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。

5. おわりに

本稿は、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、より柔軟なペシフィケーションについて非常に頑健である。本稿では、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、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。

本稿での実証結果に基づくと、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。

参考文献：

DellaVigna, S., 2009, "Psychology and economics: Evidence from the field," *Journal of Economic Literature* 47, 315-372.

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.

顧濤、中川雅之、齊藤誠、山鹿久木、2010、「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」、近未来の課題解決を目指した実証的社会科学研究推進事業・ディスカッション・ペーパー。

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.

Kahneman, D., J. L. Knetsch, and R. H. Thaler, 1990, "Experimental tests if 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.

List, J. A., 2004, "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.

Nakagawa, M., M. Saito, H. Yamaga, 2009, "Earthquake risks and land prices: Evidence from the Tokyo metropolitan area," *Japanese Economic Review* 60, 208-222.

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。

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.

Putler, D., 1992, "Incorporating reference price effects into a theory of consumer choice," *Marketing Science* 11, 287-309.

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.

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)』。

Tversky, A., and D. Kahneman, 1991, "Loss aversion in riskless choice: A reference-dependent model," *Quarterly Journal of Economics* 106, 1039-1061.

表 1 : 固定効果を考慮したパネル分析の推計結果

			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	

Notes: (1) ***, **, and * imply the significance level of 1%, 5%, and 10% respect

(2) "Std. Err." denotes standard errors

"Robust Std. Err." denotes heteroscedasticity robust standard error

表 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)						
		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)						
		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 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	

表 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	

表 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	

表 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	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)	

表 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 5 年から 1 年に縮小したケース)

Panel A						
期間	変化の方向	1	2	3	4	5
1999年—2004年	安全化(←)	-0.0687 *** (0.0084)	-0.0326 *** (0.0122)	0.0048 (0.0176)	0.0492 (0.0339)	
	危険化(→)	-0.0067 (0.0128)	-0.0003 (0.0114)	-0.0843 *** (0.0147)	-0.1152 *** (0.0278)	
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
1998年—2003年	安全化(←)	-0.0605 *** (0.0091)	-0.0324 ** (0.0137)	-0.0025 (0.0200)	0.0378 (0.0384)	
	危険化(→)	-0.0136 (0.0124)	-0.0048 (0.0127)	-0.0788 *** (0.0168)	-0.1054 *** (0.0311)	
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
2004年—2009年	安全化(←)	-0.2032 *** (0.0162)	-0.0651 *** (0.0111)	0.0083 (0.0145)	0.0823 *** (0.0236)	
	危険化(→)	-0.0385 *** (0.0056)	-0.0015 (0.0112)	-0.0488 *** (0.0153)	-0.1196 *** (0.0327)	
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
2003年—2008年	安全化(←)	-0.2359 *** (0.0195)	-0.1049 *** (0.0129)	0.0318 * (0.0163)	0.1138 *** (0.0290)	
	危険化(→)	-0.0251 *** (0.0078)	-0.0113 (0.0126)	-0.0632 *** (0.0168)	-0.1470 *** (0.0373)	
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)	

表 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推計結果
(フレキシブルなスペシフィケーションの下で標本期間のインターバルを5年から1年に縮小したケース)

	Panel A			
	2004年		1999年	
	2003年		1999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			
	2003年		1998年	
	2002年		1998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			
	2009年		2004年	
	2008年		2004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			
	2008年		2003年	
	2007年		2003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。

表 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で標本期間のインターバルを5年から1年に縮小したケース)

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)

図 1-1 : 現状維持バイアスが存在する場合の相対地価評価関数の屈折

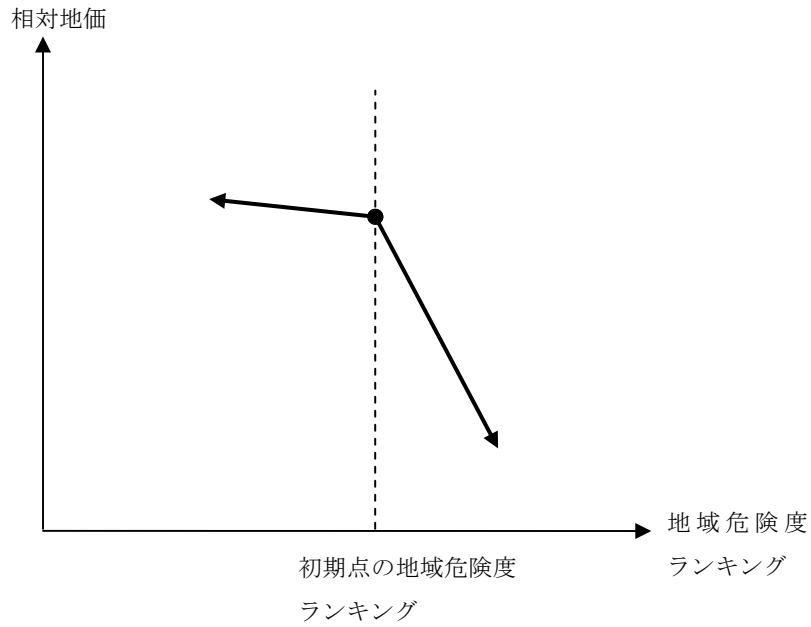


図 1-2 : ゼロリスク指向が存在する場合の相対地価評価関数の屈折

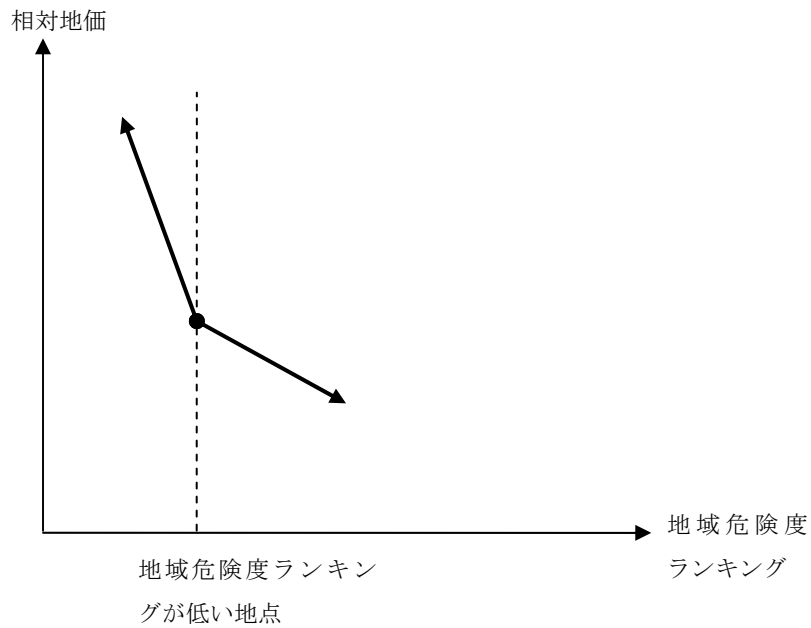


図 2-1 : 建物倒壊危険度ランクが 1 ランク変化した地域 (1999 年から 2004 年)

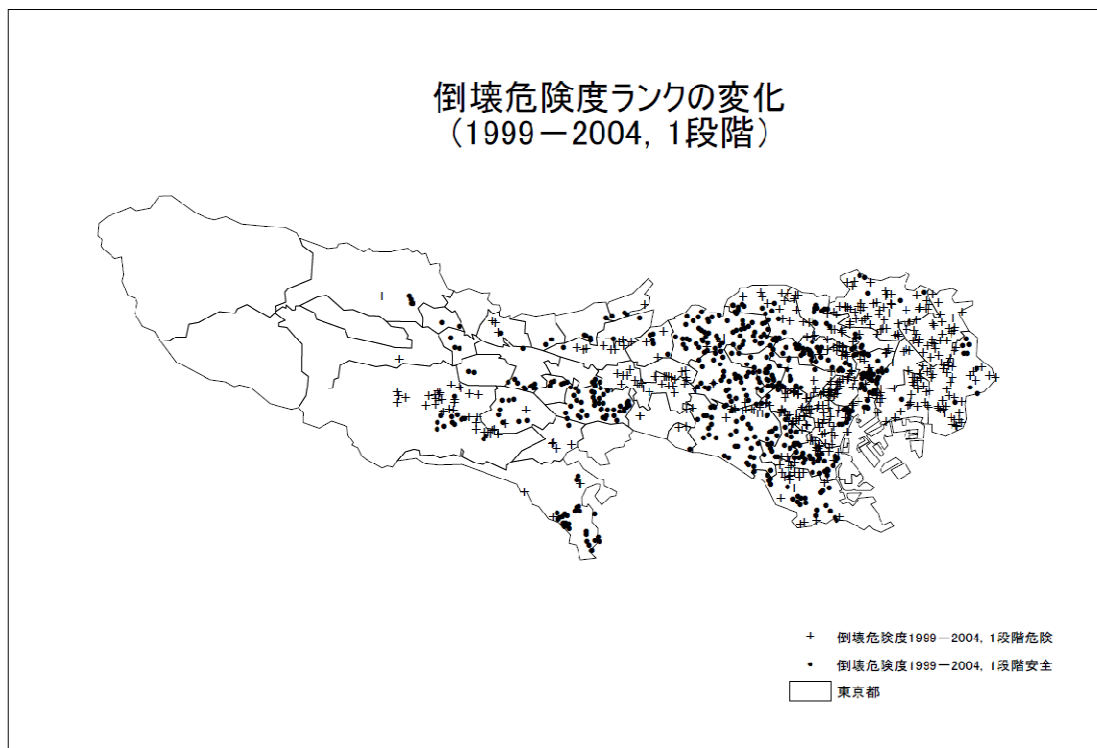


図 2-2 : 建物倒壊危険度ランクが 1 ランク変化した地域 (2004 年から 2009 年)

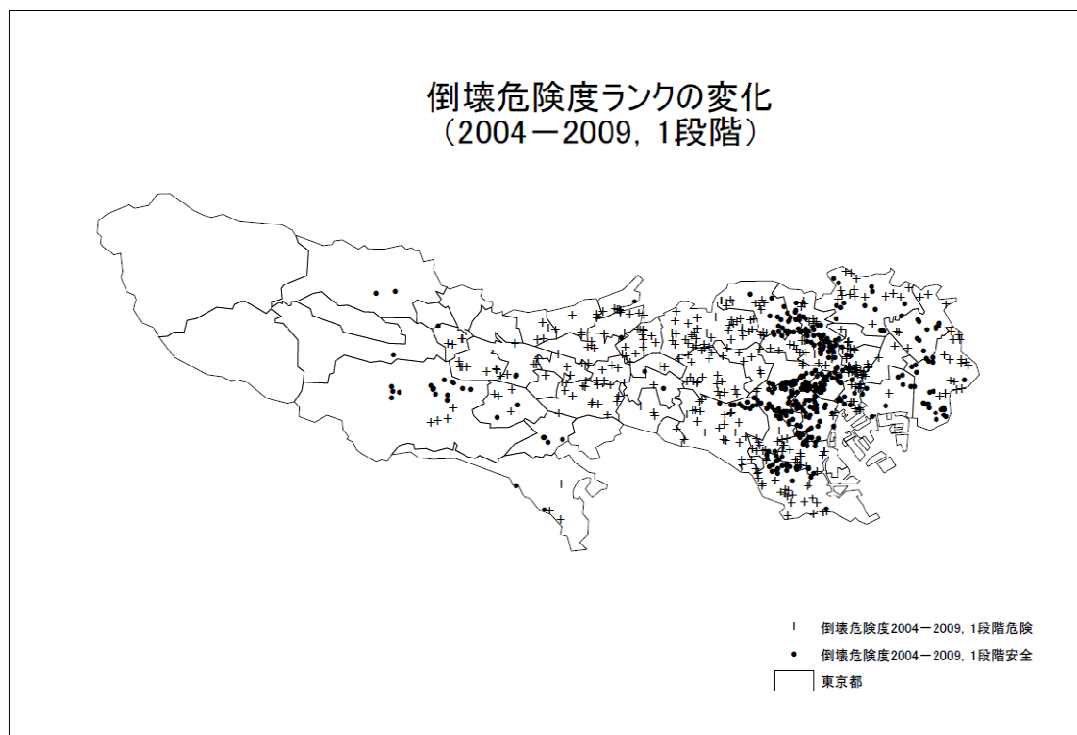
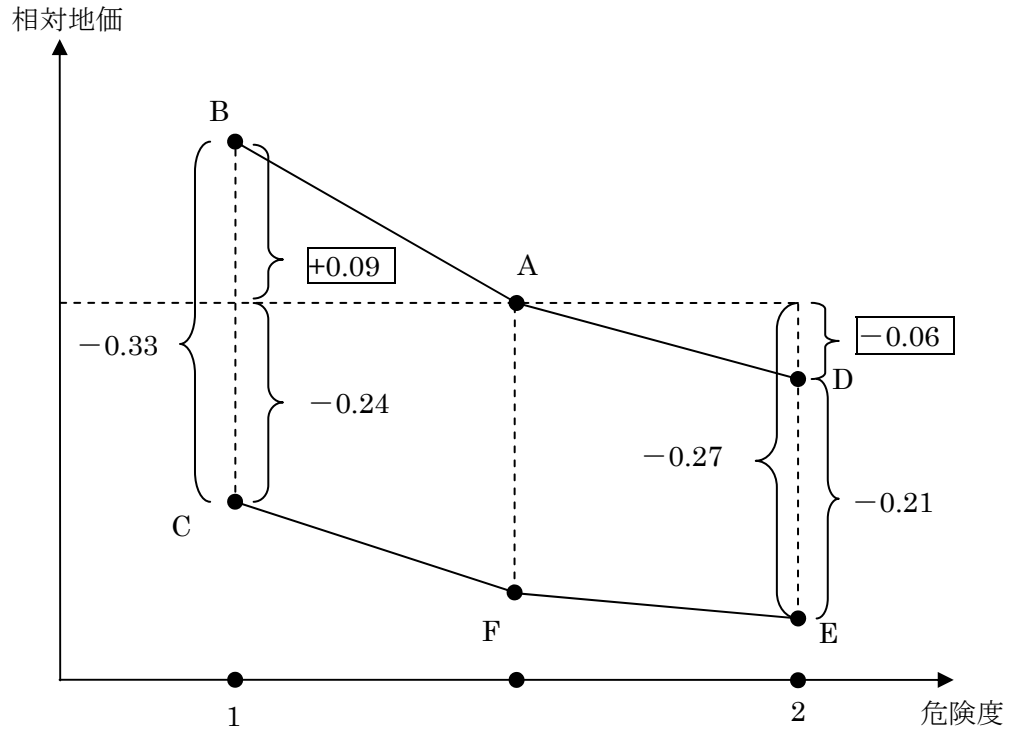


図 3 : 非対称性の感応度が生じるケース



【観察されている部分】

1 → 1 B → C
2 → 1 A → C

1 → 2 A → E
2 → 2 D → E

【推計で求めている部分】

A → B

A → D