

不動産取引価格情報に基づく 地域の水害危険度評価の定量的把握に向けて

東北大学准教授 大学院情報科学研究科 人間社会情報科学専攻 井上 亮

1. はじめに

近年、地球温暖化の影響で猛烈な降雨現象や水害の発生が増加傾向にあるとされる。防災施設整備など従来型の水害対策のみでは対策が難しいその被害の軽減を目指し、行政は洪水ハザードマップなど水害危険度情報を作成し、地域住民に対して広報している。この情報は、短期的には避難時機・経路や避難先の検討、長期的には居住地域や土地利用の見直しの検討など、防災対策への活用が期待されているが、それぞれの地域で必ずしも有効に活用されているとは言えない。水害危険度情報が地域住民に届き、そこに示された水害危険性が適切に認識・理解されているかは明らかではない。

この地域住民・社会が有する水害危険性に対する認識の強さを把握する1つの方法として、不動産価格に着目した研究が行われてきた。既往研究では、地域住民・社会が水害危険性を認識している場合には、その影響が不動産物件の評価に反映されるとの仮説の下、水害危険度指標と不動産価格の関係の分析を通して、水害危険性認識程度の把握を目指している。特に、水害発生後の不動産価格下落に着目した分析が行われており、水害発生を機に価格が下落することが確認されており、危険性への認識が災害によって深まることが示唆されている (Bin and Polasky, 2004; Bin & Landry, 2013; Atreya & Ferreira, 2015; Nyce et al., 2015; Votsis & Perrels, 2016)。また、水害から時間が経過することによって価格が徐々に元に戻る様子も観察されており、被災経験が忘れられ、危険性に対する認識が薄まっている可能性が示唆されている (Atreya et al. (2013))。

しかし、既往研究は、水害発生頻度が低い地域を対象とした分析が行われている。水害が少ない地域では、被災経験がないため危険性に対する認識が元々なく、水害発生によってその認識が喚起されるという反応は自然だと考えられる。一方、日本のように、水害発生頻度が高い地域では、地域住民や地域社会が数々の被災を経験するため、その危険性が常に認識されているのではないかと考えられるが、その実態はこれまで分析されていない。

そこで本研究は、水害多発地域において、水害発生時に不動産価格が変化するかを分析し、地域住民や地域社会の水害危険性に対する認識に関する考察を行う。なお本研究では、ヘドニック・アプローチに基づく回帰モデルに、DID分析や変化時点抽出を導入した分析を行う。

2. 本研究の分析アプローチ

(1) ヘドニック・アプローチ

水害危険性などの環境要因は市場価格が存在しない非市場財であるため、地価への影響を直接測定することはできない。環境要因などの非市場財の便益測定方法の一つにキャピタリゼーション仮説を背景としたヘドニック・アプローチが存在する (Rosen, 1974)。キャピタリゼーション仮説とは、住民の同質性・地域の開放性が成り立つとき、環境改善便益は地価に反映されるとの仮説である。キャピタリゼーション仮説の下では、水害危険性などの環境要因は地価に反映される。

ヘドニック・アプローチでは、財の価格は財の有する複数の属性の合成で決定されると考える。例えば、財の価格 R が財の属性 $z_1, \dots, z_k$ の線形式

$$R = \beta_0 + \beta_1 z_1 + \dots + \beta_k z_k + \varepsilon \quad \varepsilon: \text{攪乱項} \quad (1)$$

で表せる場合、属性 z_i の1単位あたりの便益は β_i の推定値となる。

環境要因の一つである水害危険度指標の影響を把握するため、ヘドニック・アプローチを用いて水害危険性と地価の関係を分析する研究が数多く行われている。地価は、水害危険性を含む多くの土地属性により価格が決定されると仮定され、水害危険度の指標となる説明変数として「標高」「河川までの距離」「浸水履歴」「予想浸水深」、その他の説明変数として「地積」「形状」など物件固有の属性、「最寄り駅までの距離」「主要駅までの所要時間」など交通条件、「用途地域」「所属する行政区画」など地域特性を表す項目が用いられる。

(2) Difference in Differences (DID) 分析

DIDは、実験計画法に基づく分析を模擬する分析手法である。ある処置の影響を分析する際に、分析対象のデータを処置の影響を受ける処置群と処置の影響がない制御群に分け、処置に対する反応の違いを分析する。このDIDによる分析は、水害発生に起因する不動産価格変化を分析する多くの研究で使われている (例えば, (e.g. Atreya et al., 2013; Bin & Landry, 2013; Nyce et al., 2015; Atreya & Ferreira, 2015))。

ここで、観測 i に関する説明変数ベクトルを $\mathbf{x}_i$ 、処置群を1、制御群を0とするダミー変数を $x_i^{Group(treat)}$ 、処置後を1、処置前を0とするダミー変数を x_i^{after} 、攪乱項を ε_i 、 β をパラメータとすると、DID分析で用いるモデルは、ダミー変数の交差項を導入した式(2)で書ける。

$$y_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + \beta_{\text{Group}(treat)} x_{i \text{ Group}(treat)} + \beta_{\text{after}} x_{i \text{ after}} + \beta_{\text{Group}(treat) \text{ after}} x_{i \text{ Group}(treat) \text{ after}} + \varepsilon_i \quad (2)$$

ダミー変数の交差項に対するパラメータ $\beta_{\text{Group}(treat) \text{ after}}$ が、処置群・制御群間の処置に対する反応の違いを表現する。

本研究の場合、水害が不動産価格に与える影響の分析を行うため、例えば、処置群を浸水域内の不動産価格データ、制御群を浸水域外の不動産価格データとし、水害発生後に発生した、処置群の価格変化と制御群の価格変化の間にある違いを分析する。

(3) 変化時点推定手法

変化時点推定では、変化時点の前後をダミー変数で区別する式(3)のモデルで分析することが一般的である。ここで、観測*i*に関する説明変数ベクトルを $\mathbf{x}_i$ 、攪乱項を ε_i 、また、変化時点 θ 、指示関数を I とし、変化時点前のパラメータを $\boldsymbol{\beta}_{\text{before}}$ 、変化時点後の変化量を表すパラメータを $\boldsymbol{\beta}_{\text{change}}$ とすると、変化時点推定手法のモデルは式(3)と書ける。

$$y_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}_{\text{before}} + I(\theta < t_i) \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}_{\text{change}} + \varepsilon_i \quad (3)$$

変化時点推定法の1つであるChow検定は、 θ の設定値を変化させてOLS推定を繰り返し、最も当てはまりの良い θ を変化時点とし、その下でパラメータ $\boldsymbol{\beta}_0$ 、 $\boldsymbol{\beta}_1$ を推定する。しかし、この方法ではパラメータ推定量は変化時点 θ の条件付き分布に従うため、パラメータにバイアスを生じる上、変化時点 θ の有意性は検定できない。

Spirling (2007)は、Markov Chain Monte Carlo法(MCMC)を用い、パラメータのバイアスを抑える式(2)の推定法を提案した。この手法は、変化時点 θ も他のパラメータと同時に推定するため、パラメータ推定結果にバイアスが生じない上、 θ の有意性を検定できる。本研究は、この分析手法を用いて変化時点推定を行う。

3. ケーススタディ

(1) 分析対象地域と期間

対象地域は、神田川・善福寺川・妙正寺川・江古田川から構成される神田川水系の流域の内、中上流域の新宿区の山手線外、渋谷・中野・杉並・練馬区、武蔵野・三鷹市の用途地域の指定が住居系または準工業の区域とする(図-1)。また、対象期間は2000年から2015年とする。

神田川は、以前はほぼ毎年外水氾濫によって被害を生じる都市型中小河川であった。東京都建設局が公開する浸水実績図によると、2000年から2005年までに、流域で浸水面積が10haを超える水害が3回発生している。対象期間内で最大の水害は、2005年9月4日に発生した集中豪雨によってもたらされ、125.9haが浸水した。

しかし、昭和60年代から進められた治水事業で建設された神田川・環状七号線地下調整池の第二期事業が2005年に完成し、治水機能が大幅に向上した。以後、流域の外水氾濫被害が大幅に減少している。一方、内水氾濫はその後とも継続して発生しており、外水・内水氾濫を合わせると、39回発生している。

(2) 使用データ

国土交通省土地鑑定委員会が取得した、取引当事者へのアンケート調査などに基づく不動産取引事例情報を用いる。なお、本研究では、一般には非公開の取引物件の住所・地番などの属性を利用している。本研究は、地域住民の水害危険性認識の把握を目的としていることから、一般の住宅に利用されると考えられる土地(更地)の取引事例を用いる。総務省統計局による平成25年住宅・土地統計調査によると、東京都区部における一戸建て住宅の土地面積の平均は117.98㎡で、81%の住宅が200㎡未満の土地に建っているとされている。そこで、本研究では、200㎡以下の土地に関する取引事例を分析対象とし20,860件を抽出した。

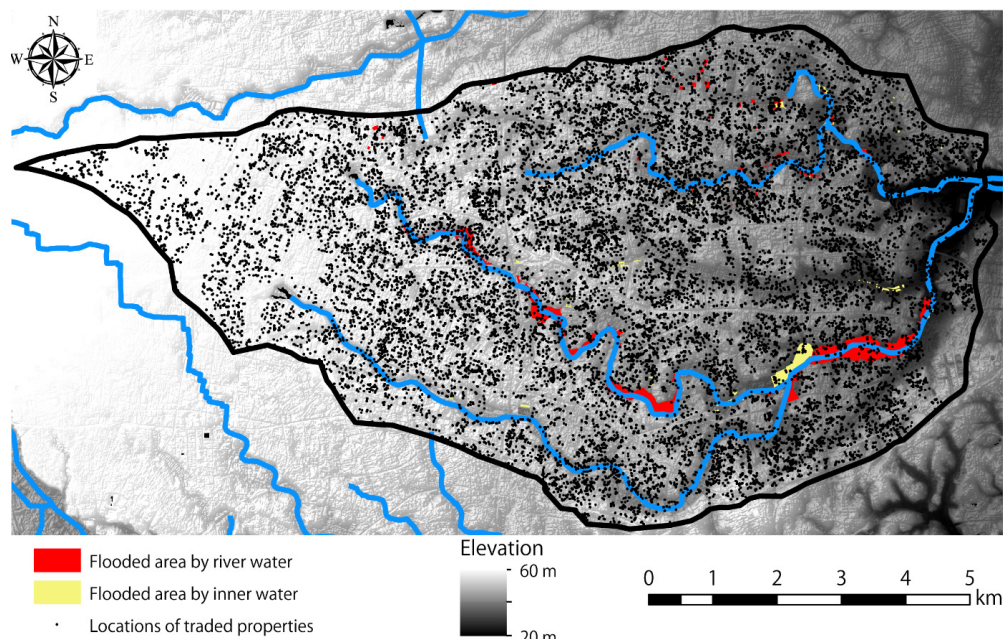


図-1 分析対象区域

表-1 分析対象の取引価格の概要

	全データ	分析対象データ
取引件数	20,860	18,775
平均 (円/m ²)	468,167	468,207
中央値 (円/m ²)	467,434	467,431
最小値 (円/m ²)	44	173,649
最大値 (円/m ²)	6,145,316	698,080
標準偏差 (円/m ²)	164,551	103,447

ただし、この事例には、属性が欠損している、あるいは、前面道路幅員が100mを越えるなどデータの不備を疑わせるデータが含まれており、これらを除外した。また、標準的な住宅地の土地価格を分析対象とするため、前面道路幅員20m以上の幹線道路に面する土地の取引を除外した。更に、平米単価が50円以下のように著しく安い、また、17万円以上のように著しく高い事例が含まれていることから、平米当たりの取引価格の上位・下位5%を除き、結果として、18,775件を抽出して分析に使用した。全データと分析対象データの概要を表-1に示す。

不動産価格を説明する変数は、「地積」「指定容積率」「前面道路幅員」「側道の有無」「整形・不整形」「最寄り駅までの距離」「最寄り駅から主要駅までの鉄道所要時間」「日経平均株価の過去1年平均」を用いた。このうち、「地積」「指定容積率」「前面道路幅員」「側道の有無」「整形・不整形」「最寄り駅までの距離」は取引事例の属性である。また、「最寄り駅から主要駅までの鉄道所要時間」は、最寄り駅から乗降客数上位の新宿・池袋・渋谷・東京・品川の各主要駅までの鉄道所要時間を、Yahoo!路線案内で正午発の条件で検索して得た、乗車・乗換時間と運転間隔の半分を足したものを所要時間とし、主要駅の乗降客数で重み付けした平均値で、「最寄り駅までの距離」と合わせて物件の交通利便性を表現する。また、景気変動が不動産価格に与える影響を評価するため、株価指標を用いた。

(3) 分析

a) 平成17年9月4日の浸水域最大の水害前後の価格変化

まず、既往研究と同様に、水害発生時点前後の価格変化の分析を行った。 $x_{i \text{ flooded}}$ を本水害の浸水域内を1、浸水域外を0とするダミー変数、 $x_{i \text{ after_flood}}$ を平成17年9月4日以降の取引事例を1、以前の取引事例を0とするダミー変数として設定した式(4)のモデルで分析する。

$$y_i = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + x_{i \text{ flooded}} \beta_{\text{flooded}} + x_{i \text{ after_flood}} \beta_{\text{after_flood}} + x_{i \text{ flooded}} x_{i \text{ after_flood}} \beta_{\text{flooded_after}} + \varepsilon_i$$

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$
(4)

推定結果を表-2に示す。本分析では、浸水域ダミーや、浸水域ダミーと水害後ダミーの交差項は有意ではなく、浸水域内外で価格差がないとの結果が得られた。また、水害後は浸水域内外で価格が上昇したとの結果である。この分析結果をもたらした原因の1つは、水害発生時点を固定して変化の有無を分析したモデル構造にあると考えられる。

b) 変化時点抽出手法を用いた分析

前節では浸水域最大の水害発生日を変化時点と設定して分析を行ったが、水害多発地域では、水害発生をきっかけとした不動産価格変動が起こらない可能性もある。そこで、Spirling (2007)の分析手法を援用し、変化時点も合わせて推定するモデルで、水害発生を機とした価格変化が起こったかを検証する。なお、変化時点推定法は、時点が離散的に設定されていることを前提としているため、取引日を四半期単位・64期に分割した。

また、本分析では、水害危険度地域の設定は、水害浸水履歴と地形に関する情報を使用して作成する。水害浸水履歴は、分析対象期間における国土交通省水害区域図の内水・外水氾濫浸水域より抽出し、地形は、国土地理院数値地

表-2 平成17年9月4日の浸水域最大の水害前後の価格変化の分析

説明変数	推定パラメータ	t value	p-value
定数項	5.95E+05	102.73	<0.001
地積 (m ²)	-5.81E+02	-30.02	<0.001
指定容積率 (%)	-1.44E+02	-7.84	<0.001
前面道路幅員 (m)	7.66E+03	16.69	<0.001
側道ダミー	1.69E+04	9.59	<0.001
不整形ダミー	-5.09E+04	-29.51	<0.001
最寄り駅までの経路長 (m)	-4.42E+01	-22.89	<0.001
主要駅までの平均鉄道所要時間 (分)	-4.54E+03	-44.53	<0.001
日経平均過去1年平均 (円)	5.79E+00	26.07	<0.001
浸水域ダミー	6.28E+02	0.05	0.957
水害後ダミー	1.45E+04	9.68	<0.001
[浸水域ダミー]×[水害後ダミー]	-1.11E+04	-0.82	0.411

図5メッシュ標高と国土交通省国土数値情報の「河川」を使用する。外水氾濫・内水氾濫の浸水履歴を基に、それぞれの浸水域からの距離・標高差を用いて、「浸水域のみ」「浸水域から直線距離100m以内で、かつ、最寄りの浸水域の平均標高との標高差が+1m以内、あるいは、+5m以内」を水害危険地域としたダミー指標を設定して分析した。

変化時点のパラメータ θ を導入し、式(4)のモデル中のダミー変数 $x_{i_after_flood}$ の代わりに、変化時点のパラメータ前後を表す指示関数 I を導入した、式(5)の階層ベイズモデルを用いる。

$$\begin{aligned}
 y_i &= \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + x_{i_hazard} \beta_{hazard} + I(\theta < t_i) \beta_{after} + x_{i_hazard} I(\theta < t_i) \beta_{hazard_after} + \varepsilon_i \\
 y_i | \boldsymbol{\beta}, \beta_{hazard} &\sim N(\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + x_{i_hazard} \beta_{hazard}, \tau) \quad \text{if } t_i \leq \theta \\
 y_i | \boldsymbol{\beta}, \beta_{hazard}, \beta_{after}, \beta_{hazard_after} &\sim N(\mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + x_{i_hazard} \beta_{hazard} + \beta_{after} + x_{i_hazard} \beta_{hazard_after}, \tau) \quad \text{if } t_i > \theta \\
 \beta_j &\sim N(0, \tau) \quad \forall j \\
 \tau &\sim \Gamma(0.001, 1000) \\
 \theta &\sim \text{unif}\{t_1, t_{64}\}
 \end{aligned} \tag{5}$$

パラメータ β , τ , θ の事前分布には無情報分布を設定しており、ギブス・サンプラーを用いたマルコフ連鎖モンテカルロ法(MCMC)を用いて推定する。Burn-in periodを1,000回とし、その後の5,000回のシミュレーションで得られた結果を推定結果とする。なお、有意な変化時点が推定された場合は、その時点で分析期間を分割して、前後の期間でそれぞれモデル推定を繰り返した。

本稿では、外水氾濫の浸水域から距離100m以内、標高差1m以内の範囲を水害危険地域として設定した場合の推定結果を紹介する。この分析では、3箇所の変化時点が推定された。各推定結果を表-3～5に示す。

ここで、分析結果に関する考察を行う。なお、パラメータは有意水準5%で検定を行った。

まず、全ての分析において、水害危険地域ダミーのパラメータは有意に負で、減価の大きさは12,000～17,500円/㎡、価格の約3%に相当することが確認された。すなわち、水害危険地域では、取引価格は危険地域外よりも安価であることを示しており、この地域における不動産市場参加者は、水害危険性の存在を認識している可能性を示唆している。

次に、変化時点として3時点が抽出されたものの、水害危険地域ダミーと変化時点後ダミーの交差項に対するパラメータの有意性は棄却された。この結果は、推定された変化時点前後で、水害危険地域内外の不動産取引価格の変化に違いがないことを示している。すなわち、推定された変化時点は、不動産市場参加者が水害危険性に対する有する認識の変化を表すものではないことを示唆している。

最後に、変化時点後ダミーのパラメータは有意で、2002年第1四半期後と2009年第2四半期後の変化時点では正、2013年第2四半期後の変化時点では負である。これは、景気動向を表す説明変数として導入した日経平均の過去1年平均と、不動産取引価格の変動の違いによるものの可能性が高く(図-2)、水害発生や水害危険性認識の変化とは無関係であると推察される。

以上より、本分析の対象地域では、度重なる水害発生にも関わらず、水害危険地域内の不動産価格には影響を与えず、不動産市場参加者や地域住民の水害危険性に対する認識には変化が生じなかった可能性があると考えられる。

表-3 変化時点推定結果1 分析期間：2000年第1四半期から2015年第4四半期

	平均	標準偏差	2.5%	50.0%	97.5%
変化時点(年)	2013.42	0.14	2013	2013.5	2013.5
定数項	5.97E+05	5.74E+03	5.86E+05	5.97E+05	6.08E+05
地積 (m ²)	-5.83E+02	1.95E+01	-6.20E+02	-5.83E+02	-5.44E+02
指定容積率 (%)	-1.27E+02	1.93E+01	-1.64E+02	-1.28E+02	-8.74E+01
前面道路幅員 (m)	7.60E+03	4.40E+02	6.76E+03	7.59E+03	8.50E+03
側道ダミー	1.55E+04	1.77E+03	1.21E+04	1.55E+04	1.90E+04
不整形ダミー	-4.93E+04	1.77E+03	-5.27E+04	-4.93E+04	-4.58E+04
最寄り駅までの経路長 (m)	-4.37E+01	1.96E+00	-4.75E+01	-4.36E+01	-3.98E+01
主要駅までの平均鉄道所要時間 (分)	-4.47E+03	1.02E+02	-4.67E+03	-4.47E+03	-4.27E+03
日経平均過去1年平均 (円)	6.37E+00	2.56E-01	5.86E+00	6.37E+00	6.87E+00
水害危険地域ダミー	-1.31E+04	2.93E+03	-1.88E+04	-1.31E+04	-7.35E+03
変化時点後ダミー	-1.06E+04	1.89E+03	-1.43E+04	-1.07E+04	-6.94E+03
[水害危険地域ダミー]× [変化時点後ダミー]	-5.52E+03	6.02E+03	-1.76E+04	-5.43E+03	6.15E+03

表-4 変化時点推定結果2 分析期間：2000年第1四半期から2013年第2四半期

	平均	標準偏差	2.5%	50.0%	97.5%
変化時点(年)	2002.25	0.01	2002.25	2002.25	2002.25
定数項	5.32E+05	7.54E+03	5.18E+05	5.32E+05	5.46E+05
地積 (m ²)	-5.76E+02	2.12E+01	-6.16E+02	-5.76E+02	-5.34E+02
指定容積率 (%)	-1.71E+02	2.11E+01	-2.11E+02	-1.72E+02	-1.28E+02
前面道路幅員 (m)	7.66E+03	4.82E+02	6.75E+03	7.65E+03	8.64E+03
側道ダミー	1.67E+04	1.83E+03	1.32E+04	1.67E+04	2.04E+04
不整形ダミー	-5.95E+04	2.03E+03	-6.34E+04	-5.95E+04	-5.55E+04
最寄り駅までの経路長 (m)	-4.38E+01	2.15E+00	-4.81E+01	-4.38E+01	-3.97E+01
主要駅までの平均鉄道所要時間 (分)	-4.35E+03	1.10E+02	-4.57E+03	-4.35E+03	-4.13E+03
日経平均過去1年平均 (円)	9.10E+00	3.14E-01	8.51E+00	9.10E+00	9.71E+00
水害危険地域ダミー	-1.75E+04	7.33E+03	-3.20E+04	-1.75E+04	-2.79E+03
変化時点後ダミー	4.19E+04	2.71E+03	3.64E+04	4.19E+04	4.70E+04
[水害危険地域ダミー]× 変化時点後ダミー]	4.92E+03	7.92E+03	-1.05E+04	4.95E+03	2.05E+04

表-5 変化時点推定結果3 分析期間：2002年第2四半期から2013年第2四半期

	平均	標準偏差	2.5%	50.0%	97.5%
変化時点(年)	2009.48	0.22	2009.25	2009.5	2009.75
定数項	5.48E+05	7.75E+03	5.33E+05	5.47E+05	5.62E+05
地積 (m ²)	-5.80E+02	2.36E+01	-6.25E+02	-5.80E+02	-5.34E+02
指定容積率 (%)	-1.52E+02	2.34E+01	-1.96E+02	-1.53E+02	-1.04E+02
前面道路幅員 (m)	7.31E+03	5.33E+02	6.29E+03	7.29E+03	8.41E+03
側道ダミー	1.78E+04	2.01E+03	1.39E+04	1.78E+04	2.18E+04
不整形ダミー	-5.94E+04	2.22E+03	-6.38E+04	-5.94E+04	-5.50E+04
最寄り駅までの経路長 (m)	-4.32E+01	2.38E+00	-4.79E+01	-4.32E+01	-3.85E+01
主要駅までの平均鉄道所要時間 (分)	-4.38E+03	1.22E+02	-4.62E+03	-4.38E+03	-4.13E+03
日経平均過去1年平均 (円)	1.09E+01	4.35E-01	1.01E+01	1.09E+01	1.18E+01
水害危険地域ダミー	-1.20E+04	3.96E+03	-1.97E+04	-1.21E+04	-4.16E+03
変化時点後ダミー	1.22E+04	2.18E+03	7.92E+03	1.22E+04	1.65E+04
[水害危険地域ダミー]× [変化時点後ダミー]	-1.86E+03	6.27E+03	-1.41E+04	-1.87E+03	1.04E+04

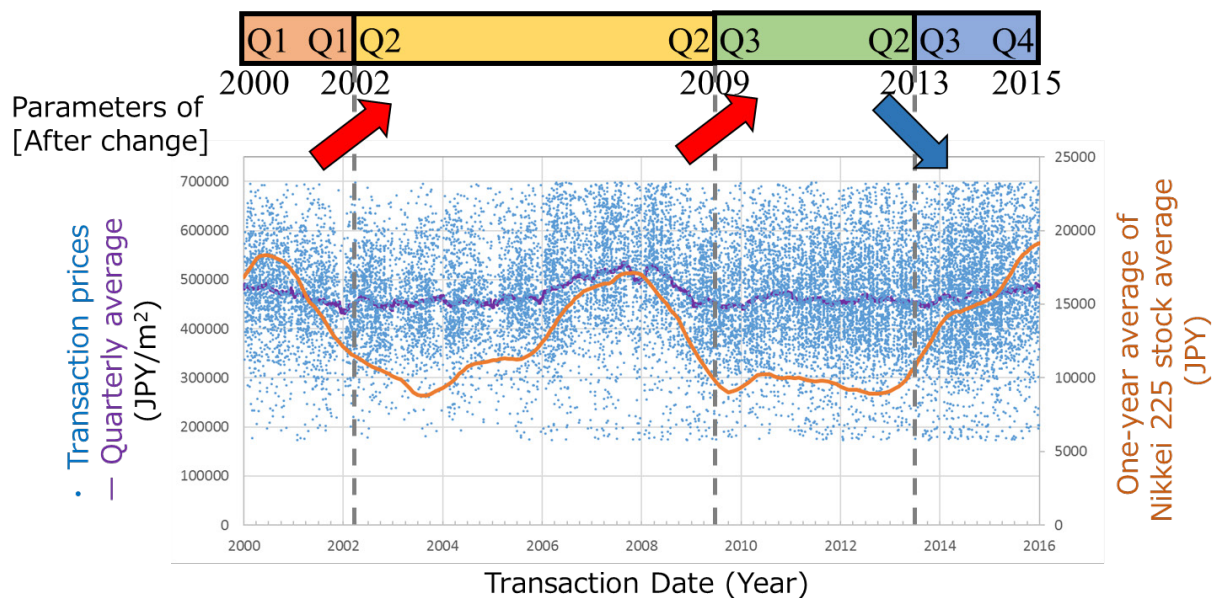


図-2 不動産取引価格と日経平均過去1年平均の時間変動

4. 結論

本研究は、神田川流域を対象に、水害危険度指標が取引地価に与える影響が変化する時点をDIDと変化時点抽出手法を組み合わせたモデルを用いて分析し、地域住民や社会が有する水害危険性認識の変化の把握を試みた。

水害区域図に記録された氾濫履歴地域に基づく水害危険地域設定を行い、不動産取引価格を分析した結果、水害危険地域内では価格が安く、水害危険性が価格に反映されている事実は確認されたものの、水害発生をきっかけに危険地域内外で価格の変化が異なる様子は確認されなかった。

以上の推定結果から、水害が頻発する本分析対象地域においては、水害危険性は広く認識されており、新たな水害の発生によってその認識が強化されたり、水害発生からの時間が経つことによって認識が薄れたりする変化は観察できないことを確認した。この結果は、不動産価格と水害発生の関係を分析した既往研究の結果とは異なっている。既往研究では、水害発生頻度が低い地域を対象とした分析が行われており、水害発生によって価格が下がる、水害発生後の時間経過に伴い価格が回復することが確認されている。水害発生頻度の違いにより、水害危険性に対する地域住民・社会の認識の違いがある可能性が示唆された。

ただし、既往研究は、不動産価格の入手可能性の問題からアメリカ合衆国を対象としたものが大半である。法・社会制度や文化、また、不動産市場システムや水害危険性情報の提供方法など数多くの条件が異なっており、水害に対する不動産価格の反応の違いが水害発生頻度に依るものかを断定することは難しい。そのため、今後、日本国内を対象とした分析を通じて、水害危険性認識の違いを生む要因の分析を行うことが不可欠である。現時点では、国内の不動産取引事例データの入手に限界があるため、今後の情報提供に期待したい。

参考文献

- Atreya, A., Ferreira, S., & Kriesel, W. (2013) Forgetting the flood? An analysis of the flood risk discount over time. *Land Economics*, 89(4):577–596.
- Atreya, A. & Ferreira, S. (2015) Seeing is believing? Evidence from property prices in inundated areas. *Risk Analysis*, 35(5):828–848.
- Bin, O. & Kruse, J.B. (2006) Real estate market response to coastal flood hazard. *Natural Hazards Review*, 7(4):137–144.
- Bin, O., Kruse, J.B., & Landry, C.E. (2008) Flood hazards, insurance rates, and amenities: Evidence from the coastal housing market. *The Journal of Risk and Insurance*, 75(1):63–82.
- Bin, O. & Landry, C.E. (2013) Changes in implicit flood risk premiums: Empirical evidence from the housing market. *Journal of Environmental Economics and Management*, 65:361–376.
- Bin, O. & Polasky, S. (2004) Effects of flood hazards on property values: Evidence before and after Hurricane Floyd. *Land Economics*, 80(4):490–500.
- Harrison, D.M., Smersh, G.T., & Schwartz, A.L. Jr. (2001) Environmental determinants of housing prices: The impact of flood zone status. *Journal of Real Estate Research*, 21(1–2): 1–20.
- Nyce, C., Dumm, R.E., Sirmans, G.S., & Smersh, G. (2015) The capitalization of insurance premiums in house prices. *The Journal of Risk and Insurance*, 82(4):891–919.
- Rosen, S. (1974) Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82(1):34–55.
- Spirling, A. (2007) Bayesian approach for limited dependent variable change point problems. *Political Analysis*, 15:387–405.
- Votsis, A. & Perrels, A. (2016) Housing prices disclosure of flood risk: A difference-in-differences analysis in Finland. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 53:450–471.