

## 時系列分析を用いた震災の港湾活動への長期的影響 に関する実証分析

梶谷義雄\*・多々納裕一・岡田憲夫

\* 京都大学大学院工学研究科

### 要 旨

本研究では、兵庫県南部地震で被災した神戸港貨物取扱量を対象に、災害の事後評価段階における統計学的なアプローチの有効性について検討を行う。その際、震災によるショックのために生じる非線形性の強い過渡的な状態を含む時系列から、システマティックに長期的影響を分析する仮説検定の方法を提案する。同時に災害後に取られた政策の有効性を震災の影響を分離して評価する方法を提案し、輸出、トランシップ貨物を対象にその有用性について検討を行う。

キーワード：事後分析、時系列分析、構造変化、仮説検定

### 1. はじめに

1995年1月17日に発生した兵庫県南部地震は公共・公社188バース中179バースが使用不能という大被害を神戸港港湾施設にもたらした。これら施設の被害は実に約1兆円と推計されており、兵庫県南部地震における直接被害総額の約10%を占めている。平成9年3月31日にこれら港湾施設の全面復旧が完了し、同年5月19日には港湾復興宣言がなされたものの、神戸港の貨物取扱量は未だに震災前の水準に回復していない。災害の総合的な被害影響の評価あるいは被害の計量化の観点では、こうした貨物取扱量に見られるような間接的な被害影響が、果たして一時的なものであるのか、もしくは今後も続く長期的なものであるかを検討する必要がある。

また、地震発生後から現在に至るまで、神戸港では港湾施設使用料体系の見直しや港湾機能用地の賃料の減額などの復興政策が行われてきた。コスト削減を重視した対策であるが、その効果は明らかにされていない。これら復興政策の効果を分析するこ

とは、政策継続・中止、あるいは新たな事後的対応を決定する上で重要であり、事後分析において考慮すべき項目の一つである。しかし、事後分析で用いるデータから視覚的に災害の影響、政策の効果の両者を分離して評価することは、データに含まれるノイズの影響もあり困難であると予想される。

そこで、本研究では被害影響の長期性を定量的に判断できるような科学的分析手法を整理し、事後分析の枠組みを設定するとともに、兵庫県南部地震を対象にその実証分析を行う。この際、時系列モデルを用いたアプローチの近年の発展を考慮して、時系列分析の観点からみた災害の長期的影響、政策の効果に関する仮説検定方法の提案を試みる。

### 2. 既存の研究と本研究の位置付け

#### 2.1 震災の港湾貨物取扱量に及ぼす影響

兵庫県南部地震の港湾活動への事後影響に関する評価は、藤本(1999)、Chang(2000)らによって行われ、有益な結果が得られている。神戸港のアジアに

における競争力低下が国内・国外の要因の列挙によって説明されており、震災を契機とする神戸港のアジアにおける地位低下傾向の加速化が主に言及されている。神戸港の地位の低下傾向の加速化や被害影響が長期にわたって残存することの大きな原因として、国内・国外を含めた海上物流市場の地震災害を契機とする構造変化が考えられる。このような港湾経済活動の構造は荷主と船社の一般均衡モデルで表現されることが多く、様々な研究がこれまでなされてきた(家田ら(1998), 黒田ら(2001))。この種のモデルでは、複雑な貨物市場構造を先見的に与えることにより、港湾施設使用料金の見直しなどの今後の港湾政策の効果のみでなく、災害による影響を事前に検討することが可能である。しかし、震災後の海上物流市場の構造変化は、神戸港の再開時期の不確実性、復興支援プランなどを考慮した複雑な動的意思決定の結果である。そのため、事前の影響評価と同時に、実際発生した被害影響、政策の効果に関する事後分析が重要となる。

ところが、これまで行われてきた災害の事後評価は、時系列データをプロットすることによる直観的なアプローチに依拠していることがほとんどであり、統計学的な観点から十分に議論されていない。そのため、神戸港では震災後コスト削減政策を中心とする様々な政策が取られているが、それらの微妙な効果とを震災による大きな影響とを分離して評価することが困難となっている。震災の影響と併せて政策の効果とを事後的に分析するためには、これらの影響をより定量的に表現することが必要である。

そこで本研究では、港湾貨物取扱量の時系列データを対象として、震災の影響と併せて政策の長期的効果を分離計量化するための統計分析のプロセスを提案することを目的とする。具体的には、時系列分析を実施することで、モデル構造やパラメータ値の変化を検定によって検出し、震災やその後の政策が当該時系列に及ぼした長期的影響を分離計測するための方法論を構築する。

## 2.2 時系列の構造変化の検出法

統計学の分野では、Chow (1960) による先駆的研究に端を発し、構造変化を含む時系列に関するモデルやパラメータの安定性に関する研究が蓄積されてきている。ここで、統計学で言う「時系列の構造変化」とは、「ある変化発生点 (break point) を境に時系列モデルの構造、及びパラメータの値が変化すること」をいう。前章でも述べたように、本研究では主として貨物取扱量の長期的変化を扱う。長期

的变化とはモデル構造としてはおなじであるがパラメータの値が変化しているという意味での構造変化によってもたらされる時系列の変化を意味する。

Fig. 1 に示すように、港湾貨物取扱量は、震災前には安定的な変化傾向を示していた時系列が震災によって生じたショックを被ることによって生じた外生的なショックを系列の中を含む。さらに、この時系列は震災後、復旧活動などのショックからの回復過程を経て新しい安定期に移行するプロセスをたどるものと考えられる。震災のショックからの回復期は、港湾貨物取扱量の時系列のパラメータの値が刻一刻と変化する過渡的な過程として解釈できる。一方、回復期を挟む震災前後の時系列は比較的安定的な変化傾向を持つと考えられる。

そこで、本研究では時系列のパラメータ値が刻一刻と変化する過渡的な過程を「過渡期」、モデル構造が同一でパラメータの値が安定している時系列から構成される期間を「安定期」と呼び区別する。これらの用語を用いれば、本研究で分析対象とする港湾貨物取扱量の時系列の特色は、系列内に「安定期」と「過渡期」とを含む系列であることになる。本研究では、系列内に含まれる「過渡期」と「安定期」とを識別し、震災や政策実施前後の安定期を比較することによって、これらの長期的港湾貨物取扱量への影響を計量化することとする。

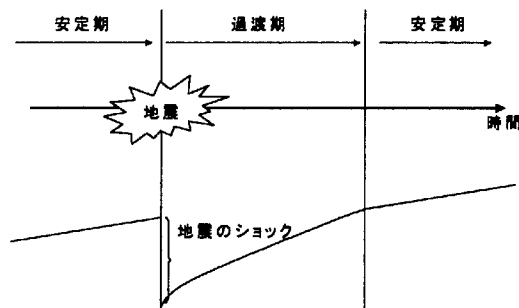


Fig. 1 Transition and stable periods caused by the earthquake disaster.

Maddala・Kim (1998) は統計学の領域で開発されてきた構造変化を含む時系列に関するモデルとパラメータの安定性に関する検定手法に関する整理を行っている。Maddala・Kim (1998) に従ってこれらを分類した結果を Table 1 に示す。

本研究で用いる貨物取扱量は Fig. 1 に示したように地震発生時点からしばらくの間過渡的過程を

**Table 1** Classification of models and statistical tests to determine structural changes in time series.

モデル	構造変化の検定で使用するモデル
1	パラメーターの持続的変化モデル (Kalman Filter など)
2	異常値を含むモデル (Intervention Model by Hipel・McLeod (1994) など)
3	SR (Switching Regression) モデル
	パラメーターの安定性に関する検定方法の種類
I	構造変化発生点既知の場合と構造変化発生点未知の場合
II	構造変化発生点が一つだけの場合と構造変化発生点が多数ある場合
III	一変数の場合と多変数の場合
IV	定常過程の場合と非定常過程の場合

み、断続的に異常値を生じる時系列であるとも解釈できる。従って、「異常値を含むモデル」を使用することができるが、これらは主に「過渡期」の構造をモデル化することを主眼としたモデルである。例えば、Hipel・McLeod (1994) は Intervention Model を用い、アスワンハイダムの建設がナイル川の流量の遷移過程に及ぼした影響を分析している。平均値レベルの長期的な変化も議論されているが、本研究のように安定期に非定常時系列を含むモデル構築方法としては不十分である。従って、Intervention Model は「安定期」同士の比較により長期的効果を検出するという本研究の目的を達成するための効率的なアプローチであるとは必ずしもいえない。

本研究のように長期的な影響を計量化するという観点では、むしろ、安定期と過渡期を含んだ時系列から事前、事後の安定期を抽出し、それぞれの安定期における時系列の構造の変化をシステムティックに検定していくための方法を構築することが望ましい。そこで、本研究では安定期、過渡期の判別を実施した上で、時系列を再構築し、SR モデルを用いて構造変化の検定を行うという方法を提案することとした。

本研究で用いるこのようなアプローチに際して必要となる検定は、Table 1 に対応して整理すると、単一時系列、構造変化発生点が未知、多数の構造変化点、かつ非定常過程時系列に対応する必要がある。そこで、本研究では、次節以降で説明するステップワイズ Chow 検定、単位根検定などを用い、これらの必要要件を満足する検定のプロセスを提案する。

### 2.3 時系列の構造変化検出の意義

本研究では次節で説明するステップワイズ検定をはじめとする統計学的手法を用い、安定期、過渡期の判別・特定をまず行う。次いで、事前と事後の安定期同士の時系列のパラメーター変化の有意性を検定する方法をとる。このようなプロセスにより、被害影響の長期性に関する視点から、被害の影響パター

**Table 2** Patterns of influences of earthquakes.

パターン	過渡期	震災後のモデル構造	パラメーターの変化	震災の影響
1	無	震災前と同じ	なし	なし
2	無	震災前と同じ	あり	長期的
3	有	震災前と同じ	なし	短期的
4	有	震災前と同じ	あり	長期的
5	有	震災前と異なる	-	推移中

ンは Table 2 のように分類することができる。

- パターン 1: 過渡期が存在せず、時系列のモデル構造、パラメーター値の変化も存在しないため、震災の影響はない。
- パターン 2: 過渡期が存在せず、時系列のモデル構造も変化しないが、パラメーター値の変化が有意なため震災の影響は長期的である。
- パターン 3: 震災前の安定期にある時系列が震災により急激な変化を起こし、震災前と同じモデル構造に収束する。このパラメーター値変化が有意でないため、被害は短期的であると考えられる。
- パターン 4: パターン 5 と同様過渡期が存在するがパラメーターの値の変化が有意なため、被害は長期的であるとと考えられる。
- パターン 5: 安定期の時系列が震災により変化を起こし、震災前と同じ時系列構造に収束せず、まだ過渡期にあると考えられる。

本研究で用いる時系列の大部分が過渡期を含むため、パターン 4,5,6 に相当することが予想される。このように被害影響の長期化をパターン化するのは、単に被害の計量化を行うためだけではなく、その後には講じられた政策の影響が一体どの程度であるかを定量的に分析するためである。

Fig. 2 はある政策が貨物量の増加、貨物の増加傾向増大に寄与するような構造変化を生じさせている時系列である。上述した過渡期を挟む震災前後の安定期間の有意な差を震災の長期的な影響と定義したのと同様に、政策が施された後において構造変化が発生すれば、その前後の安定期を比較することにより政策の有効性に関する影響を分析することが可能となる。Fig. 2 の A は被害の長期的残留部分であり、B は政策による効果を意味する。

## 3. 分析の方法

### 3.1 本研究における分析のプロセス

前述した長期的な影響を分析するためにはステップごとに統計学的検定を繰り返し行うことが必要と

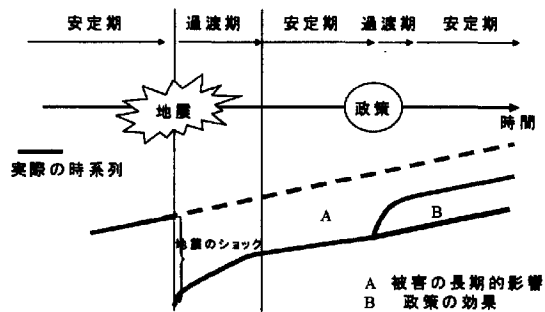


Fig. 2 Transition and stable periods caused by earthquake disasters.

なる。そのためのプロセスとして Fig. 3 のような検定プロセスを用いた。この検定プロセスの説明を以下に示す。

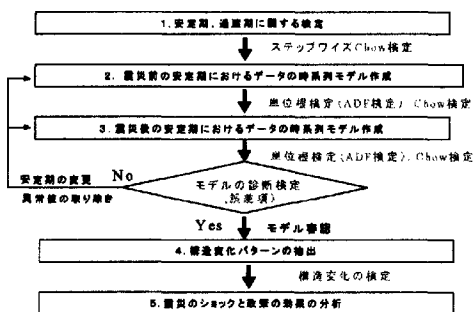


Fig. 3 Test process for determining structural changes in time series.

### 3.2 安定期、過渡期に関する検定

まず最初に安定期と震災後の時系列の特徴である過渡期を決定する方法を提案する。構造変化の定義とは対照的に、安定期とは時系列モデルの構造、パラメータ値が全期間にわたり一定であることと定義される。逆に過渡期は時系列から安定期を抽出した残りの部分に相当すると定義される。パラメータの値が安定的であるかどうかに関する検定は Chow (1960) をはじめ、多数存在する。この方法は元来構造変化点  $T$  を既知として  $H_0$ : 「 $T$  の時点で構造変化が発生している」を検定する方法である。この検定を全期間に適用する手法がステップワイズ Chow 検定である。これは、計測期間を 2 分するすべての分割点について Chow 検定を行う方法であ

る。しかしながら、この過渡期を含む時系列において、全ての期間に対し詳細なモデルを構築し、その適合度によって安定期の選択を確認するようなアプローチは非常に労力を要する。一般的に過渡期は確定的なトレンドが判断しにくい非線形性の非常に強い非定常時系列であるのに対し、安定期はタイムトレンドなどの線形性を有する確定的なトレンドが強い非定常時系列または定常時系列と考えられる。そこで本研究では定数項とタイムトレンドを含む暫定モデルを用い、安定期、過渡期の推定をまず行うアプローチをとる。厳密な安定期、過渡期は Fig. 3 の第 2 ステップ以降におけるモデルの選択、モデルの診断検定を通して決定される。

### 3.3 震災前、震災後の時系列モデルの選択

ステップ 1 で暫定的に安定期が推定されたとき、以下の時系列モデルを用い、構造変化の発生を検出する。

$$X_t = a + bt + W_t + D_t(a' + b't + W't) \quad (1)$$

$$D_t = 0, t < T_1 \quad (2)$$

$$D_t = 1, t \geq T_2 \quad (3)$$

ここで、式 (1) の  $X_t$  は対象とする貨物取扱量、 $a$  は定数項、 $t$  は一次のタイムトレンド、 $W_t$  は誤差項を表し、本研究では ARMA(自己回帰移動平均) モデルに従うものとする比較的一般的な仮定を置いている。 $T_1$ 、 $T_2$  は過渡期の発生、終了時点である。 $T_2$  以降ダミー変数  $D_t$  は 1 の値をとる。この外生的なイベントに伴う構造変化発生の有無は  $a'$ 、 $b'$ 、 $W't$  の有意性で決定される。

このとき  $p$  次の AR (自己回帰) 項、 $q$  次の MA (移動平均) 項が  $W_t$  に含まれる。 $W_t$  は、

$$\phi(B)W_t = \theta(B)\epsilon_t \quad (4)$$

で表現される。ここで、 $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2(B^2) - \dots - \phi_p B^p$ 、 $\theta(B) = 1 - \theta_1 - \theta_2(B^2) - \dots - \theta_q B^q$  であり、それぞれ  $p$  次の AR オペレーター、 $q$  次の MA オペレーターと呼ばれる。対象データに対して、各項の有意性の検定し、それぞれの次数が定まるが、一般に  $p$ 、 $q$  はそれほど大きな値をとらない。本研究における検討の対象は、確定的なトレンドのパラメータ  $a$ 、 $b$  の変化である。しかし、誤差項がホワイトノイズでない場合、 $a$ 、 $b$  は OLS(通常の最小二乗法) では、BLUE(Best Linear Unbiased Estimator) を得ることができないという問題がある。従って、誤差項に Hipel・McLeod(1994) 同様 ARMA モデルを仮定している。

さて、時系列データの持つ右下がり、右上がりの傾向に対し、タイムトレンドを適用するのか、もしくは階差を取るのかは、トレンド定常、階差定常の問題として、時系列の派生過程決定上大きな問題である。トレンド定常、階差定常と呼ばれるのはタイムトレンドあるいは階差を取れば、定常過程の時系列が得られるためである。本研究では、安定期のトレンドがこのように階差定常、もしくはトレンド定常(タイムトレンドの係数が0の場合も含む)であると仮定する。しかしながら、階差定常、トレンド定常を探索的に決定するのは労力を要し、また、階差定常の時系列に対しトレンド定常のモデルを用いた場合、当然誤った結果が生じる。

このような問題に対し、時系列が階差を持つかどうかに関する検定である単位根検定の使用が推奨されている(Maddala (1996))。Dickey・Fuller (1979)により考案された単位根検定は以下の式で表現される。

$$X_t = a + \alpha X_{t-1} + bt + \epsilon_t \quad (5)$$

$$H_0 : \alpha = 1 \quad (6)$$

$$H_1 : |\alpha| < 1, b = 0 \quad (7)$$

ここで、帰無仮説  $H_0$  は階差定常、対立仮説  $H_1$  はトレンド定常である。しかし、単位根を含む場合であっても  $\alpha = 1$  に偏った値が得られることが知られており、帰無仮説の棄却領域は Dickey・Fuller (1979) などによってまとめられた表を参照する必要がある。

この問題は式(1)においても同様に生じ、式(1)が単位根を含むかどうかにより、式(1)の推定される  $a, b$  は大きく変化してしまう。この問題は、式(4)において、一次の AR 項  $\phi_1 = 1$  であるかに帰着する。すなわち、式(4)において  $\phi = 1 - \phi_1 B, \theta = 1$  と仮定したとき、つまり誤差に AR(1) の関係が存在すると仮定したとき、以下のように説明される。まず、式(4)において、 $\phi(B) = 1 - \phi_1 B$  とすると、

$$X_t = a + bt + W_t \quad (8)$$

$$W_t = \phi_1 W_{t-1} + \epsilon_t \quad (9)$$

ここで  $\epsilon_t$  は平均ゼロの共分散定常過程である。このモデルを誘導すると、

$$X_t = C + \delta t + \phi_1 X_{t-1} + \epsilon_t \quad (10)$$

$$C = a(1 - \phi_1) + b\phi_1 \quad (11)$$

$$\delta = b(1 - \phi_1) \quad (12)$$

となり、単位根検定によって、式(1)の誘導形がトレンド定常であるか、階差定常であるかが決定され

る。階差定常となれば、階差を取った後に  $C, \delta, \phi_1$  を推定する、トレンド定常であれば  $\phi_1, C, \delta, \phi_1$  をそのまま推定する。ここで問題とする確定的なトレンドを求めるように、式(11)、式(12)を  $a, b$  について解けばよい。

本研究のように ARMA 誤差過程を考慮する場合、一次の AR 項に加え、他の ARMA 誤差過程が含まれる。この場合、Dickey・Fuller (1979)、Said・Dickey (1984) に基づいた ADF 検定が適用できる。この検定は MA 項の効果を AR 項で近似しており、本研究でもこの方法を用いる。

$$X_t = C + \delta t + \phi_1 X_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta X_{t-j} + \epsilon_j \quad (13)$$

ただし、 $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$  を表す。MA パラメーターが大きい場合はここで用いられている AR 近似は  $k$  が大きくない限りあまりよくないようである。本研究ではこの式(13)を用い、誤差項が単位根を含むかどうかに関する検討を行う。その後、式(4)の誤差項の特定は主にコレログラムなどを用い検討する。

前述したように、単位根検定を式(1)に適用するのは確定的なトレンド  $a, b$  を厳密に決定するためである。しかし、時系列に構造変化が含まれるような場合、単位根仮説は棄却されない傾向にある(Maddala (1998))。また、トレンド定常でないほとんどの非線形時系列はこの単位根過程として検定される。言い換えれば、単位根検定の  $H_0$  を容認することは、時系列が

1. 階差定常過程
2. トレンド定常と他の非定常過程
3. トレンド定常と他の非定常過程
4. 複数のトレンド定常過程
5. その他非定常過程

の5パターンを容認していることを意味している。基本的に、5%程度の有意水準で単位根仮説が棄却されるということは、対立仮説に強いタイムトレンドが存在していることを意味し、トレンド定常の妥当性を示していると解釈できる。単位根仮説の対立仮説としては構造変化を含むモデルが適当であることも指摘されている(Maddala (1998))。単位根仮説が容認された場合は過渡期、あるいは構造変化を含んだ時系列である可能性を考えて、安定期推定期間を少しずらし、モデル構築を行う。具体的には、ステップ1.のステップワイズ Chow 検定で得られた暫定的な安定期の妥当性を再び得られた厳密なモデルを用い、Chow 検定を適用することにより検討

する。このChow検定で適用するのは過渡期を含む恐れのある安定期の始まりと終了時点に適用する。

### 3.4 モデルの診断

モデルの診断とは最終的に得られた誤差項がホワイトノイズであるかどうかを検査することを意味する。特に、本研究ではモデルの診断を行った結果に従い、安定期、過渡期の推定値を繰り返し計算させるかどうかを決定する。暫定的な安定期におけるモデルの適用は、過渡期から安定期への遷移点付近に異常値が生じさせることが予想される。

モデルの診断方法は様々あるが、本研究では基本的に時系列プロット、正規QQplotと呼ばれる正規性を決定するプロット、コレログラムなどにより、最終的な残差がホワイトノイズであるかを検討している。モデルが推奨された場合も、安定期の推定期を少しずつずらし、モデルを構築し直し、Chow検定を再び行うことで安定期、過渡期を厳密に決定することが可能である。

### 3.5 被害の影響、政策の効果

上述のような過渡期を考慮したモデル構築の結果、被害の影響と政策の効果を分離して議論することが可能となる。例えば、ある時点 $T_1$ で発生した震災とある時点 $T_2$ で行われた復興政策について議論を進めよう。次いで、過渡期が震災によって $t_1$ の期間をもって生じ、安定期に移行したとする。震災後の安定期 $t$ は $T_2 - (T_1 + t_1)$ となる。また、政策が施行された後、 $t_2$ の期間過渡期が生じ、 $T_2 + t_2$ の時点で再び安定期に収束したとする

このとき、この構造変化を表す式は、式(1)の拡張形となり、

$$X_t = a + bt + W_t + D_{1t}(a'_1 + b'_1t + W'_{1t}) + D_{2t}(a'_2 + b'_2t + W'_{2t}) \quad (14)$$

$$D_{1t} = 0, t < T_1 \quad (15)$$

$$D_{1t} = 1, t \geq T_2 - (T_1 + t_1) \quad (16)$$

$$D_{2t} = 0, t < T_2 \quad (17)$$

$$D_{2t} = 1, t \geq T_2 + t_2 \quad (18)$$

と表現される。このとき、震災のショック $S$ は次のようになる。

$$S = a'_1 + b'_1t + W'_{1t} \quad (19)$$

$$t = T_2 - (T_1 + t_1) \quad (20)$$

同様に政策の効果 $R$ は、

$$R = a'_2 + b'_2t + c'_2t \quad (21)$$

$$t = T_2 + t_2 \quad (22)$$

で表現される。また、もう一つ注目されるのは、勾配項 $b'_1, b'_2$ の有意性であり、ショック、政策の効果と同時にこのような成長過程の変化について分析を行う。

次節では、このような検定プロセス、評価法に従い神戸港貨物取扱量に見られる被害影響のパターン分析を行う。

## 4. 神戸港外貿貨物取扱量を用いた実証分析

### 4.1 神戸港貨物取扱量

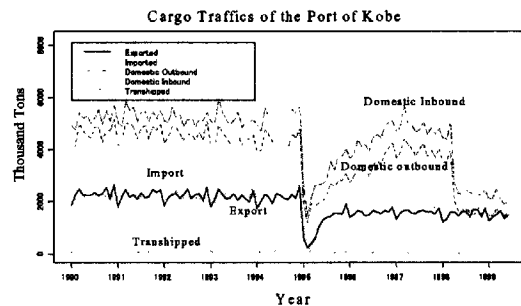


Fig. 4 Amount of cargo traded through the port of Kobe from Jan. 1990 to Dec. 1999.

神戸港貨物取扱量のうち、輸出貨物、輸入貨物、トランシップ貨物、内貿貨物の5項目のデータに関してFig. 3におけるステップ1の分析を行う。Fig. 5は神戸港輸出貨物の期間を変更し、ステップワイズChow検定を適用した結果の一部である。1995年5月から1999年12月、1996年1月から1999年12月、1996年2月から1999年12月の3パターンを表示している。「 $H_0$ : 時点 $T$ で構造変化が発生していない」であり、選択した期間全てにおいてこの仮説検定が行われる。横軸はこの仮説を棄却するのに必要な有意水準を意味する $P$ 値であり、0.05の値を下回るとその時点で構造変化が発生していることを意味する。1996年2月から1999年12月において、全ての時点で $H_0$ : 構造変化が発生していないが有意水準5%で容認されるため、1996年2月から12月までを暫定的に安定期として取り扱うことができる逆に過渡期は1995年1月から1996年1月となる。このようにして安定期を決定した結果をTable 3に示す。ただし、ここでは一年以上構造変化を含まない時系列のみを安定期にある時系列としている。しかし、明石海峡大橋の開通の影響を受け

ている内貿貨物は一年以上の安定期を含まず、従って過渡期を決定することはできない。この結果は、影響判断の Table 2 の 4 に相当する。Table 3 の

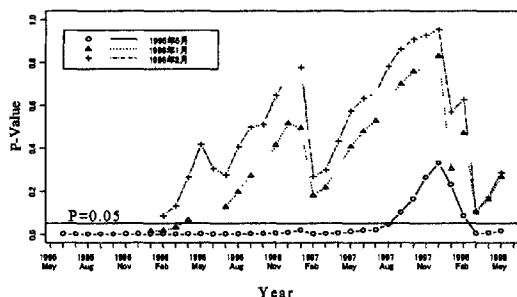


Fig. 5 Estimation of stable periods by Chow test.

Table 3 Transition and stable periods in cargo time series after the earthquake.

	過渡期	事後の安定期
輸出	1995.1-1996.2	1996.1-2000.12
輸入	1993.1-1995.6	1995.7-1999.5
トランシップ	1995.1-1996.7	1996.7-1997.10, 1998.4-1999.6
移出	継続中	不明
移入	継続中	不明

結果を踏まえ、神戸の輸出貨物、神戸港の競争力を示すトランシップ貨物について Fig. 3 のステップ 2、ステップ 3 に進む。

式(13)を用いた震災前の単位根検定の結果を Table 4 に示す。この表から、ラグ 0 のモデルにおいて全てのタイムトレンドが有効であることが分かる。これに対し、トランシップ貨物ではラグ 1 以上、輸出貨物ではラグ 2 以上のモデルでは単位根仮説が棄却される。この結果は、誤差項にどのようなモデルを仮定するかにより、時系列の派生過程が変化することを意味している。基本的にこの作業では単位根仮説を棄却し、強い線形傾向が有しているモデルが存在するかどうかを検討している。したがって、このラグ 0 でタイムトレンドを有するモデルを輸出貨物、トランシップ貨物において使用する。実際に、ARMA 誤差過程の構造をコログラムなどで検討すると、輸出貨物ではラグ 1 2 において自己相関が見られたが、トランシップ貨物では推定された安定期において、ラグ 12 は有意にならなかった。従って、輸出貨物には誤差に AR 構造を仮定し分析を進

める。また、ステップ 3 に従い、モデルの診断を行った結果、過渡期、安定期の修正は行わなかった。

Table 4 神戸港月次データ単位根検定 (ADF 検定) 結果

	モデル	輸出	トランシップ
震災前	0 次のラグ	-10.2*	-5.44*
	1 次のラグ	-7.82*	-3.53
	2 次のラグ	-5.25*	-3.44

\* は 5% の有意水準で  $H_0$ : 「時系列が単位根仮定を含む」が棄却されることを表す  
表の値は t 値を示す

次に実際に、式(1)を用いて、輸出貨物について Fig. 3 のステップ 4 のパラメーター値の変化に関する検定を行う。

検討の結果、式(1)の誤差項に見られる季節性を考慮したモデルが最もモデルの適合度がよく、輸出貨物の構造変化は

$$X_t = a + bt + W_t + D_t(a' + b't + W'_t)$$

$$W_t \sim u_t = \gamma u_{t-12} + \epsilon_t$$

$$D_t = 0, t < 1995 \text{ 年 } 1 \text{ 月}$$

$$D_t = 1, t \geq 1996 \text{ 年 } 2 \text{ 月}$$

で表される。ただし、 $u_{t-12}$  は誤差項がラグ 12 の自己回帰モデルになることを意味する。これは、単位根検定後、適用したモデルの誤差項より判別される。MA 項は存在しないので各パラメーター値は、式(13)同様に

$$X_t = C + \beta t + \gamma u_{t-12} + \epsilon_t + D_t(C' + \beta't + \gamma'u_{t-12} + \epsilon'_t)$$

$$C = (1 + \gamma)a + 12\gamma b$$

$$\beta = b(1 - \alpha)$$

を推計することによって得られる。

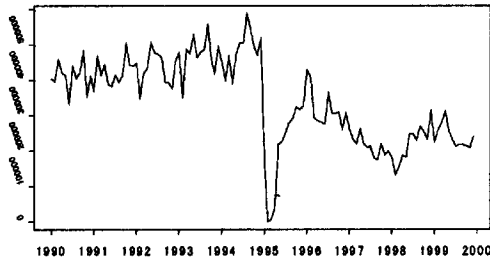
Table 5 は推計の結果を示す。表の  $b'$  は誘導式(23)を式(1)に戻したときのタイムトレンドの変化を示す。 $b'$  は負となり震災前には存在しなかった確定的な減少傾向の存在が統計学的に有意となる。また震災によるショック  $S$  は 906338.4 トンと推計される。

#### 4.2 政策の効果に関する考察

トランシップ貨物について Fig. 3 ステップ 4 以降の分析を行う。Table 3 より、1997 年 10 月から 1998 年 4 月にかけて構造変化が発生していることが特徴的である。従って、構造変化期を 2 時点設けパラメーター値変化の分析を行う。式(14)を用い、

**Table 5** Change of parameters in cargo traffic time series.

パラメーター	推定値	t 値	P 値
C	505566.11	3.28	0.00
$\gamma$	0.76	11.01	0.00
$\beta'$	-1638.39	3.28	0.00
$R^2$	0.92		
$\sigma$	108200		
$b'$	-6787		
S	-906338.4		



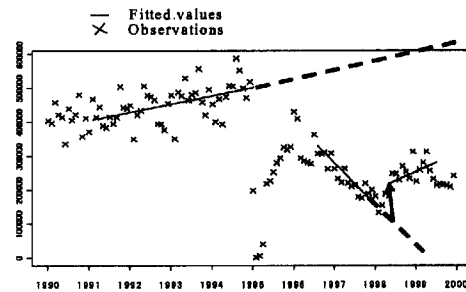
**Fig. 6** Amount of Tranship cargo from 1990 to 2000.

**Table 6** Results of statistical tests on the structural changes in transhipped cargos.

パラメーター値	推定値	t 値	P 値
a	379919.0	22.93	0
b	2026.8	4.78	0
$a'_1$	-9677.5	-3.93	0
$b'_1$	-12223.9	-7.01	0
$a'_2$	-1417157.2	4.47	0
$b'_2$	14705.0	-4.28	0
$R^2$	0.8763		
$\sigma$	40730		
S	-172329.6		
R	40545		

パラメーター値変化の検定を行うと **Table 6** が得られた。構造変化時点である 1998 年 4 月前後の推定値の差は 40545 トンで、増加方向にジャンプが発生していることが分かる。 $b'_2 = 14705$  となっており、神戸港トランシップ貨物の減少傾向が増加傾向に転じていることを意味する。ただし、1999 年 7 月から再び過渡的段階に入っており、トランシップ貨物は不安定となっている。

**Table 7** は 1997 年 4 月から神戸港で取られた主な政策を列挙した結果である。この期間において全ての施設はまだ回復しておらず、また小刻みに政策



**Fig. 7** Damage and policy effects by use of the structural change model.

**Table 7** Policies employed by the port of Kobe since 1997.Apr. (from the homepage of the port of Kobe(1997 年 4 月より))

開始時点	政策
1997.4	港湾機能用地の賃料の減額
1997.4	コンテナターミナルの 24 時間・日曜・祝日荷役について労使が合意
1997.5	岸壁使用料の 12 時間制の導入
1997.5	岸壁使用料の時間単位の変更
1997.5	岸壁など優先使用料及び上屋賃料の廃止
1997.7	賃貸・分譲の資格要件緩和
1997.7	賃料の傾斜減額措置
1998.2	港湾幹線道路等通行料の減額内航
1998.3	フィーダー船の外貿バースへの直着け
1998.3	内外貿バースの一体利用の推進
1998.4	ポートアイランド(第 2 期)に日本初の水深 15 m 大水深高規格コンテナバース供用開始
1998.5	「荷捌き地」使用料の新設
1998.5	クレーン使用料の 30 分制の導入
1998.7	初入港船に対する入港料・岸壁使用料の免除
1998.7	強制水先対象船舶基準見直し
1998.7	賃貸地権利金の分轄納付制度
1998.7	賃料の傾斜減額措置の適用地拡大
1998.11	内航フィーダー貨物に対するクレーン使用料の半額措置
1999.11	港湾関連用地特別ゾーンの設定

が連続しているため個々の政策の評価は難しい。しかし、1998 年 4 月に発生した貨物取扱量の増加はこれら政策の積み重ねの効果である可能性が指摘できる。

## 5. おわりに

本研究ではまず、事後分析において長期的被害影響を検討するために有効な統計学的な検定プロセスを提案し、その有効性について議論を行った。こ



こでのアプローチでは時系列モデルの構造変化検定で代表的なダミー変数を用いた検定手法をベースとしているが、震災後生じる過渡的な時系列の状態を取り除き、長期的な影響を分析するためのシステムティックな仮説検定の方法を提案している点が特徴的である。

神戸港月次データにこのプロセスを適用し、プロトタイプ的な被害の長期的影響に関する分析を行った結果、視覚的には判断し難い輸出貨物貨物取扱量の震災後の確定的な減少傾向を見出すことができた。このことから提案されたプロセスの有効性が実証された。さらに、政策の効果に関する分析を行ったが、輸出貨物、輸入貨物に対する政策の効果は見出せなかったもののトランシップ貨物への政策効果の可能性が指摘できた。

このように本研究では事後分析でまず最初に必要となる一変数時系列分析に終始しているが、その他の要因を考慮した分析を行うことが次のステップとして必要である。

#### 参考文献

- 藤本建夫 編 (1999): 阪神大震災と経済再建, 勁草書房.
- Chang, S. E. (2000): Disasters and Transport Systems: Loss, Recovery and Competition at the Port of Kobe After the 1995 Earthquake, *Journal of Transport Geography*, 8, pp53-65.
- 梶谷義雄, 多々納裕一, 岡田憲夫 (2000): 兵庫県南部地震の港湾活動への長期的影響に関する事後分析, 土木計画学研究論文集 (投稿中).
- 家田仁, 柴崎隆一, 内藤智樹, 三島大輔 (1998): アジア圏コンテナ流動モデルの構築とその配分仮説に応じた特性分析, 土木計画学研究論文集, No.15, 469-480.
- 家田仁, 柴崎隆一, 内藤智樹 (1998): 日本の国内輸送も組み込んだアジア圏国際コンテナ貨物流動モデル, 土木計画学研究論文集, No.16, 731-741.
- 黒田勝彦, 楊賛, 竹林幹雄 (1997): フィーダーサービスによるコンテナ貨物流動分析, 土木計画学研究論文集, No.,14, 551-558.
- 黒田勝彦, 竹林幹雄, 武藤雅浩, 辻俊昭 (2001): 外航定期コンテナ流動予測モデルの構築とアジア基幹航路への適用, 土木学会論文集, No.667, IV-50.
- 黒田勝彦, 竹林幹雄, 武藤雅浩, 大久保岳史 (2001): ポストパナマックス級コンテナ船導入が外航コンテナ貨物輸送市場に与える影響分析, 土木学会論文集, No.667, IV-50.
- Chow, G. C. (1960): Test of Equality Between Subsets of Coefficient in Two Linear Regression Models, *Econometrica*, pp591-605.
- Maddala, G.S. and Kim, I. (1998): Unit Roots, Cointegration and Structural Change, Cambridge.
- Hipel and McLeod (1994): Time Series Modelling of Water Resources and Environmental Systems, Elsevier.
- Maddala, G.S. (和合 肇訳) (1996): 計量経済分析の方法, シーエーピー出版.
- Granger, C.W.J. (1981): Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification, *J. Econometrics*, Vol.16, No.1, pp121-130.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J (1987): Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, Vol.55, No.2, pp251-276.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979): Distribution of Estimators for Autoregressive Time-Series with a Unit Root, *J. the American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1981): Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, Vol.49, No.4, pp.1057-1072.
- Said, S.E. and Dickey, D.A. (1984): Testing for Unit Roots in ARMA Models of Unkown Order, *Biometrika*, Vol.71, pp599-607.
- Johansen, S. (1995): Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford University Press.
- 神戸市港湾整備局 (1997): 神戸港復興記録～阪神・大震災を乗り越えて～.
- 神戸市港湾整備局 (1997): <http://www.city.kobe.jp/cityoffice/39/port/>
- 神戸市港湾局 (1974-1998): 神戸港大観.

# Empirical Analysis of Long-Term Effects of Earthquake Disasters on Port Activity by Use of Time Series Analysis

Yoshio KAJITANI\*, Hirokazu TATANO, Norio OKADA

\* Graduate School of Engineering, Kyoto University

## Synopsis

This Paper presents the effectiveness of conducting statistical analysis of the Post-Earthquake Disaster. The Port of Kobe is chosen as a case study and proposed hypothesis tests is aimed to determine the long-term effects of the earthquake from cargo time series data. This test procedure is applied to the exported cargo data and find that there is not only systematic shocks but also deterministic decreasing trend. This proposed statistical tests can be extended to measure the effects of conducted policies removing the earthquake effects. This extended procedure is examined in exported and transhipped cargo time series analysis.

**Keywords** : Empirical Study, Time Series Analysis, Structural Change, Hypothesis Test