

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*

Statistical Analysis of Post-Earthquake Disaster on the Activities of the Port

Damaged by the Hyogo-ken Nanbu Earthquake*

梶谷 義雄**・多々納 裕一***・岡田 憲夫***

By Yoshio KAJITANI **・Hirokazu TATANO ***・Norio OKADA ***

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日には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貸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

(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¹⁾、Chang²⁾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³⁾⁻⁷⁾。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) 時系列の構造変化の検出法

統計学の分野では、Chow⁸⁾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

*キーワード：事後分析、時系列分析、構造変化、仮説検定

**学生員 京都大学大学院工学研究科 博士課程

(〒606-01 京都市左京区吉田本町, Tel 075-753-5070)

***正員 工博 京都大学防災研究所

(〒611 宇治市五ヶ庄, Tel 0774-38-4308,

Fax 0774-38-4044)

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。そしてこの長期的変化を分析するために時系列の構造変化を統計学的に検定するアプローチをとる。

港湾貨物取扱量の時系列は、大きな社会・経済的変化のない限り比較的安定的な変動傾向を示す。しかし、図-1に示されるように、地震発生前後においてはその時系列に不連続が生じる。これを外生的なショックと定義する。貨物取扱量は地震による外生的なショックを受け、その後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推測される。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。具体的に貨物取扱量の長期的な変化は震災の事前と事後の安定期同士を比較したときの時系列の有意な構造変化として検出される。

Maddala⁹⁾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値の安定性に関する検定手法に関する整理を行っている。Maddala⁹⁾に従ってこれらを分類した結果を表-1に示す。

表-1: 時系列分析における構造変化の検定で使用するモデルと検定方法の分類

モデル	構造変化の検定で使用するモデル
1	パラメータの値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 ¹⁰⁾ など)
3	SR (Switching Regression) モデル
パラメータの値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

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 & McLeod¹⁰⁾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、表-1に対応して整理すると、単一時系列、構造変化発生点未知、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。

(3) 時系列の構造変化検出の意義

本研究では次章で説明するステップワイズ Chow 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値の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、被害の影響パターンは表-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、パラメータ値の変化が有意な

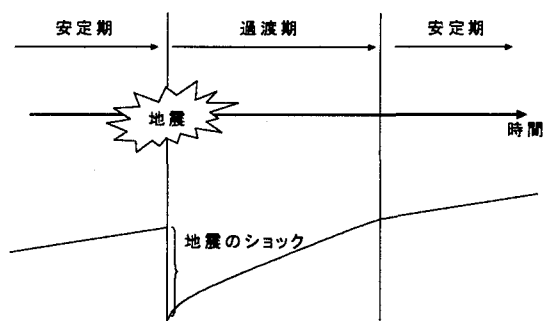


図-1: 地震災害に伴う時系列の過渡期・安定期

本研究で用いる貨物取扱量は図-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含み、断続的に

表- 2: 被害の長期性から見た震災影響のパターン

パターン	過渡期	震災後のモデル構造	パラメータの変化	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

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。このパラメータ値の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 3 と同様過渡期が存在するがパラメータ値の変化が有意なため、被害は長期的であると考えられる。
- 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 3,4,5 に相当することが予想される。パターン 3,4 のように時系列が震災後新たな安定期に達した場合を想定しよう。その上で新たな政策が施された場合、その政策に明らかな効果があるときは時系列に構造変化が生じると考えられる。逆にその政策が効果的でなければ時系列に構造変化は生じず、震災後の安定期が続くものと考えられる。図- 2 はある政策が貨物量の増加、貨物の増加

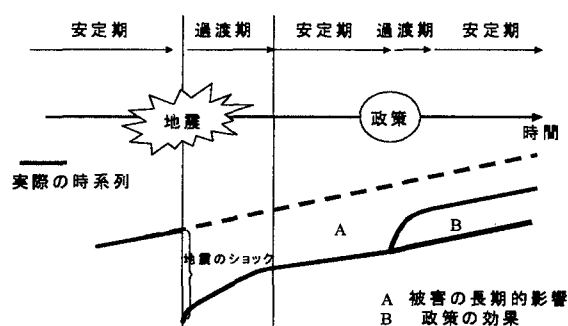


図- 2: 地震災害、政策に伴う時系列の過渡期・安定期

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。図- 2 の A は被害の長期的な残留部分であり、B は政策による効果を意味する。ただし、このような政策の評価が行えるのは震災後の安定期が特定され、経済状況の変化等の他の要因が貨物取扱量へ影響を及ぼさない場合のみに限定される。

3. 分析の方法

(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なる。そのためのプロセスとして図- 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。

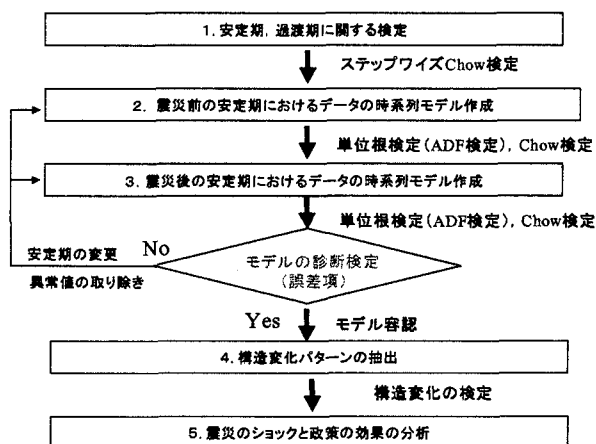


図- 3: 構造変化検定のためのプロセス

(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。パラメータが安定的であるかどうかに関する検定はChow⁸⁾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、過渡期は図- 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) 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。この外性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、 $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2(B^2) - \dots - \phi_p B^p$ 、 $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2(B^2) - \dots - \theta_q B^q$ 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ー 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 and McLeod¹⁰⁾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¹¹⁾。Dickey and Fuller¹⁵⁾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 and Fuller¹⁴⁾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 ϵ_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 、 δ 、 ϕ_1 を推定する。トレンド定常であれば ϕ_1 、 C 、 δ 、 ϕ_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 and Fuller¹⁴⁾、Said and Dickey¹⁶⁾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。

式(3)は一見タイムトレンドのみで X_t を表現しているようであるが、実際には過去の経済状況の影響等をラグ付き変数としてモデル中の誤差項に取り込んでいる。もちろん上記の単位根検定の結果によっては、タイムトレンドの存在しない階差型のモデルを採用する場合もある。結果としてタイムトレンドのみを含むモデルを用いることもあるが、本研究では単位根検定を式(1)に適用することにより、時系列の特徴を表現するモデルを厳密に決定していると言えることができる。Hipel & McLeod¹⁰⁾に従い、誤差項にラグ付き変数を表現上含めているが、タイムトレンドの存在が有意でなければ、この誤差項に関する分析が中心となる。

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⁹⁾。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⁹⁾。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。

(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討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、正規分布との比較を行うQQplot、コログラムなどにより、最終的に残差がホワイトノイズであるかを視覚的に検討している。モデルが推奨された場合も、安定期の推定期間を少しずらす、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。

モデルが適切に特定化されていれば、モデルパラメータの値はサンプル数が増加するほど真の値に近づく。しかしながら構造変化を含むような時系列において、構造変化点を含まない時系列の長さには限りがあるため、一般に多数のサンプル数を想定することは困難である。そこで本研究ではむしろ、少ないサンプル数しか得られないような状況でもにおいても確定的な傾向が存在することを統計学的に検出することで、分析の客観性・厳密性を保存することを試みた。

(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、

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

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

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

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

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

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。

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

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

同様に政策の効果 R は、

$$R = a'_2 + b'_2 t + W'_{2t} \quad (21)$$

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

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

(1) 震災が外貿貨物取扱量に与えた影響に関する分析

a) 安定期、過渡期に関する検定

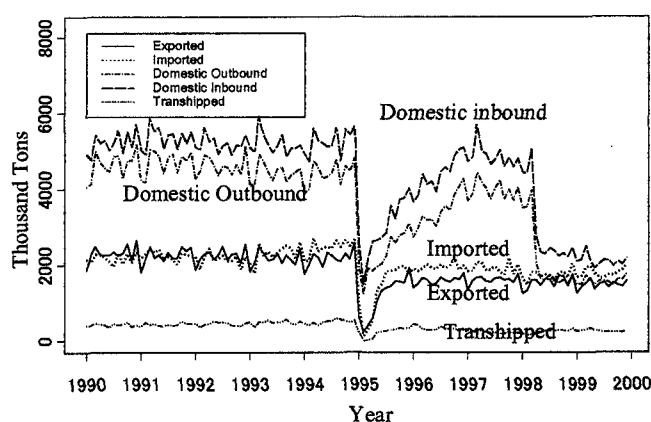


図-4: 神戸港貨物取扱量 1990年1月-1999年12月

図-4は神戸市港湾局¹⁷⁾に記載されている1990年1月から1999年12月までの神戸港貨物取扱量データをプロットしたものである。輸出貨物、輸入貨物、トランシップ貨物、移出貨物、移入貨物の5項目のデータがプロットされているが、これら5項目のデータに関して図-3における

ステップ1の分析を行う。図-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月を安定期と仮定する3パターンを表示している。「 H_0 : 仮定した安定期において時点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。縦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。1995年5月から1999年12月が安定期と仮定したモデルではほとんどの時点でパラメーターがその時点を境に変化しているという結果になっており、抽出した期間が過渡期を含んでいることが分かる。このように、仮定した安定期が実は過渡期を含むような場合、パラメーターの値が検定対象の時点以前と以降で同じにはならず、多くの点で H_0 は棄却される。逆に1996年2月から1999年12月を安定期とした場合、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表-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、1998年4月5日に開通した明石海峡大橋の影響を受けている移出、移入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、影響判断の表-2の4に相当する。

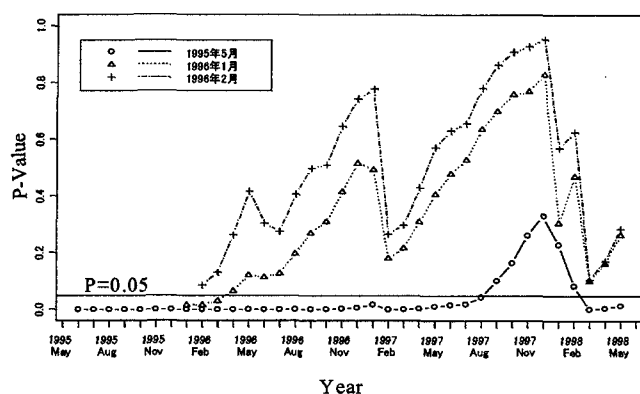


図-5: Chow 検定による安定期の推定

b) 震災前、震災後の時系列モデルの選択

表-3の結果を踏まえ、過渡期が一度しか存在しない時系列である神戸の輸出貨物、神戸港の競争力を示し、二度の過渡期が存在するトランシップ貨物について図-3のステップ2に進む。

式(13)を用いた震災前の単位根検定の結果を表-4に示す。ラグ1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。そこでまず、タイムトレンドを

表-3: 各貨物取扱量の震災後の過渡期、安定期

	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

仮定した式から出発し、ARMA 誤差過程の構造をコリログラムなどで決定する。表-4の結果は、もしトランシップ貨物に高次の自己相関が見られるような場合は、タイムトレンドの代わりに階差を取る必要がある。実際、タイムトレンドを除くと、輸出貨物にラグ12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、高次の自己相関は存在しなかった。従って、輸出貨物には誤差にAR構造を仮定し、トランシップには誤差にホワイトノイズを仮定し、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。

表-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

c) 輸出貨物取扱量への被害の影響

次に実際に、式(1)を用いて、輸出貨物について図-3のステップ4のパラメーターの変化に関する検定を行う。前述したように、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

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

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

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

を推計することによって得られる。

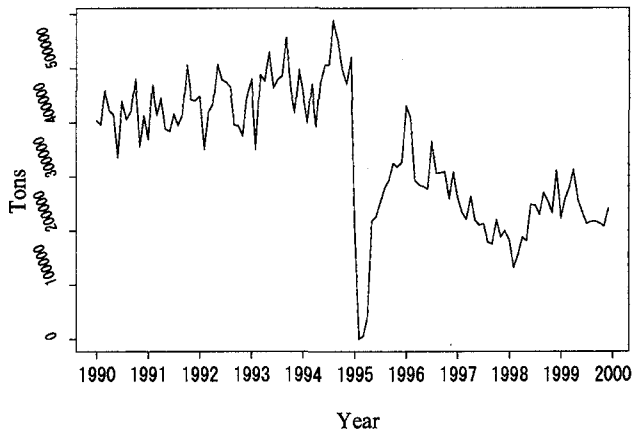
表-5は推計の結果を示す。表の b' は誘導式(23)を式(1)に戻したときのタイムトレンドの変化を示す。 b' は-6787となり震災前には存在しなかった確定的な減少傾向の存在が統計学的に有意となる。また震災によるショッ

表－ 5: 輸出貨物の時系列モデルのパラメーター変化

パラメーター	推定値	t 値	P 値
C	505566.1124	3.28	0.00
γ	0.76	11.01	0.00
β'	-1638.39	3.28	0.00
R^2	0.92		
σ	108200		
b'	-6787		
S	-906338.4		

ク S は 906338.4 トンと推計される。

(2) 政策の効果に関する考察



図－ 6: トランシップ貨物量 1990 年 1 月－1999 年 12 月

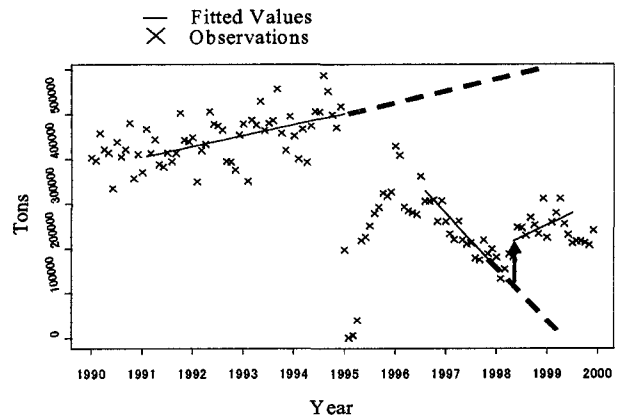
図－ 6 は 1990 年 1 月から 1999 年 12 月までの神戸港トランシップ貨物取扱量を示している。このトランシップ貨物について図－ 3 ステップ 4 以降の分析を行う。表－ 3 より、1997 年 10 月から 1998 年 4 月にかけて構造変化が発生していることが特徴的である。従って、構造変化期を 2 時点設けパラメーター変化の分析を行う。式 (14) を用い、パラメーター変化の検定を行うと表－ 6 が得られた。構造変化前後のモデルによる 1998 年 4 月の推定値の差は 40545 トンで、増加方向にジャンプが発生していることが分かる。 $b_2 = 14705$ となっており、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。図－ 7 は得られた結果を図式化したものであるが、2 度目の安定期は復興政策の積み重ねによりもたらされたものであるという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

表－ 6: トランシップ貨物の構造変化の検定結果

パラメーター	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		
σ	40730		
S	-172329.6		
R	40545		



図－ 7: 構造変化モデルを用いたトランシップ貨物に見られる被害と政策の効果の視覚化

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

- 1) 藤本建夫 編：阪神大震災と経済再建，勁草書房，1999。
- 2) Chang, S. E. : Disasters and transport systems: loss, recovery and competition at the port of Kobe after the 1995 earthquake, journal of transport geography, 8, pp.53-65, 2000.
- 3) 家田仁，柴崎隆一，内藤智樹，三島大輔：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，N0.15, pp.469-480, 1998。

- 4) 家田仁, 柴崎隆一, 内藤智樹: 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, pp.731-741, 1999.
- 5) 黒田勝彦, 楊賛, 竹林幹雄: 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, pp.551-558, 1997.
- 6) 黒田勝彦, 竹林幹雄, 武藤雅浩, 辻俊昭: 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.653, IV-48, pp.117-131, 2000.
- 7) 黒田勝彦, 竹林幹雄, 武藤雅浩, 大久保岳史: 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, pp.123-136, 2001.
- 8) Chow, G. C. : Test of equality between subsets of co-efficient in two linear regression models, *Econometrica*, pp.591-605, 1960.
- 9) Maddala, G.S. and Kim, I. : Unit Roots, Cointegration and Structural Change, Cambridge, 1998.
- 10) Hipel, K.W. and McLeod, A.I. : Time Series Modelling of Water Resources and Environmental Systems, Elsevier, 1994.
- 11) Maddala, G.S. (和合 肇訳): 計量経済分析の方法, シーエーピー出版, 1996.
- 12) Granger, C.W.J. : Some properties of time series data and their use in econometric model specification, *Journal of econometrics*, Vol.16, No.1, pp.121-130, 1981.
- 13) Engle, R.F. and Granger, C.W.J. : Cointegration and error correction : representation, estimation and testing, *econometrica*, Vol.55, No.2, pp.251-276, 1987.
- 14) Dickey, D.A. and Fuller, W.A. : Distribution of estimators for autoregressive time-series with a unit root, *the american statistical association*, Vol.74, pp.427-431, 1979.
- 15) Dickey, D.A. and Fuller, W.A. : Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *econometrica*, Vol.49, No.4, pp.1057-1072, 1981.
- 16) Said, S.E. and Dickey, D.A. : Testing for unit roots in ARMA models of unknown order, *biometrika*, Vol.71, pp.599-607, 1984.
- 17) 神戸市港湾局: 神戸港大観, 1974-1998.

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 *

梶谷義雄 **・多々納裕一 ***・岡田憲夫 ***

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っている。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、システム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している。実際に輸出貨物取扱量には長期的に残存する震災の影響に加え、視覚的には判断しがたい確定的な減少傾向が震災後に生じていることをこの手法を用いて発見している。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ており、輸出、トランシップ貨物を対象にその有用性が議論されている。

Statistical Analysis of Post-Earthquake Disaster on the Activities of the Port Damaged by the Hyogo-ken Nanbu Earthquake*

By Yoshio Kajitani**・Hirokazu Tatano***・Norio Okada***

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 hypothesis tests based on cargo time series data are conducted to determine the long-term effects of the earthquake. This test procedure is applied to the exported cargo data. It is shown that there exist not only systematic shocks but also deterministic decreasing trend. This proposed statistical test can be extended to measure the effects of implemented policies for removing the earthquake effects. This extended procedure is examined by conducting time series analysis of transhipped cargo.
