慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	日露戦後日本の政府介入と超過需要： VAR・VECモデルによる専売制度下食塩市場の分析
Sub Title	Government interventions and excessive demand in Japan after the Russo-Japanese War : an analysis of the salt market under the monopoly system by using VAR and VEC models
Author	前田, 廉孝(Maeda, Kiyotaka)
Publisher	三田史学会
Publication year	2021
Jtitle	史学 (The historical science). Vol.89, No.4 (2021. 2) ,p.1(315)- 39(353)
JaLC DOI	
Abstract	
Notes	論文
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00100104-20210200-0001

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

日露戦後日本の政府介入と超過需要
――VAR・VECモデルによる専売制度下食塩市場の分析*――

前田廉孝

問題の所在

本稿は一九一三年塩専売制度改定による食塩価格形成と需給構造の変容を分析し、政府介入形態の転換と価格形成メカニズムの動態的関係性を解明する。

経済史研究の領域で市場における価格形成の動態把握は主要な検討課題に挙げられ、既往研究は二点の論点を掲げてきた。第一は、情報効率的な市場の形成である。Fama（1970）は市場参加者の有する全情報が価格へ瞬時的に反映される市場を効率的市場（efficient market）と定義した。そして、先行研究は情報効率性（market efficiency）の尺度から情報効率的な市場の形成を議論し、日本経済史の領域でも近世-近代米穀先物市場を対象に研究が進められている（鎮目（二〇一一）、高槻（二〇一二）、竹歳（一九九九）、Ito et al.（2018））。第二は、市場統合（market integration）の進展である。市場統合は裁定取引（arbitrage）を通じた複数地点間の価格収斂で生じ、市場参加者間における取引情報の共有と取引コストの抑制を要する（Chilosi et al.（2013））。以上二点の論点間にはFederico（2012）より関連性が指摘されている。

Federico（2012）は市場統合の必要条件を三点挙げた。第一は輸送網の発達である。中西（二〇一六）、Kauki-ainen（2001）、Dobado-González et al.（2012）によれば、商品輸送の速度上昇とコスト抑制は市場統合を促進した。第二は電信網の発達である。取引情報の迅速な伝達と市場参加者による共有は市場統合の促進要因として機能し、欧米の事例はDuboff（1983）、Federico（2011）、Field（1992）、Hoag（2006）、Jacks（2006）、日本の事例はIto

et al.（2016a）、Mitchener and Ohnuki（2009）が考察している。第三は情報効率性の上昇である。Federico（2007）は一九世紀イタリア穀物市場の事例より情報効率性上昇と市場統合の関連性を示した。したがって、情報効率性の上昇は市場統合の促進要因として捉えられる。こうした情報効率性の変動要因として経済学研究は政府の市場介入に着目してきた。

政府介入は市場参加者の情報集合に変化を及ぼし、価格形成メカニズムに歪みを生じさせる（Chance（1985）; Goss（1987））。その歪みを既往研究は情報効率性の変化として把握し、Frenkel（1980）とHansen and Hodrick（1980）は外国為替市場、Goss（1987）は羊毛先物市場、Colling and Irwin（1990）は豚肉先物市場、Ito et al.（2016b）は戦前期日本における米穀先物市場の事例から情報効率性低下の要因に政府介入を挙げた。以上の成果を踏まえ、近年では政府介入における態様と価格形成メカニズムの関係性が関心を集めつつある。

ファイナンス研究の文脈では政府介入の態様を重視し、介入時に政府が有する裁量性の価格形成へ対する規定性を議論してきた（Barro and Gordon（1983）; Clarida et al.（1990）; Kydland and Prescott（1977）; McCallum（1993）; Taylor（1993））。そこで、Ito et al.（2017a）は両大戦間期日本の米穀政策強化と先物米価形成における情報効率性の関連を分析し、情報効率性は裁量的な米穀法施行期より非裁量的な米穀統制法施行期に上昇した。したがって、政府介入開始後の介入形態転換で価格形成メカニズムにはさらなる変容が生じ、政府の裁量性保持は市場統合の促進要因たる情報効率性の低下を招いた。しかし、食塩市場では裁量的な政府介入下の統合進展が指摘されている。

近代以前より日本で食塩は遠隔地間取引の主要商品としての地位を有し、日本近代史研究でも食塩流通は考察の俎上に載せられてきた。田中（一九六七）は鉄道開通以前の内陸部における食塩輸送の実態を解明し、宮本（一九八五）は民俗学的視点から山間部の食塩流通・消費を考察した。一九八二年には日本専売公社の『日本塩業大系』編纂事業として尾坂（一九八二）、関口（一九八二）、二野瓶（一九八二）、山口（一九八二）が港湾統計などを駆使し、交通インフラの整備による食塩流通の変容過程を示した。そのなかで二野瓶（一九八二）は一九一九年までの鉄道統計を併用し、主産地たる瀬戸内地域内本州各県（兵庫・岡山・広島・山口県）のほかに鉄道

の結節点たる東京府・大阪府から大量の食塩が発送されていた実態を明らかにした。以上で示されたように、他商品と同様に鉄道開通は食塩でも流通の変容過程に対する画期性を有した。そこで、山口（一九八六）は一九一〇年代に至る食塩の流通を米穀など他商品と比較し、新潟県の事例より鉄道輸送の拡大過程を明示した。こうした鉄道網拡充と食塩流通変容の関係性に関する歴史研究の到達点として小澤（二〇〇〇、三九二－五二一）が挙げられよう。

小澤（二〇〇〇）は近世期－一九六〇年代初頭における食塩流通の変容を通史として描写し、集散地たる東京府・大阪府内部の輸送にまで焦点を当てた。以上の考察より戦前期に食塩の多くは瀬戸内地域から東京港・大阪港へ海上輸送され、隅田川駅・安治川口駅など貨物取扱駅から地方都市へ鉄道輸送されていた。こうした東西二大集散地を介した食塩流通の動態に着目し、落合（二〇一二、二七三－三三三）は一九－二〇世紀転換期東京市の集散機能が強化される過程を解明した。以上で検討したように食塩流通史研究は豊富な蓄積を有するが、食塩価格の形成メカニズムとその変容を考察した先行研究には中西（二〇〇二）のみが挙げられる。

中西（二〇〇二）は一八八二－一九一六年小樽・東京・徳島・下関の年次食塩卸売価格から相関係数を導出し、食塩市場の統合過程を分析した。そして、一九〇五年の塩専売制度導入による価格形成メカニズムの歪みを指摘したが、塩専売制度下における価格形成の実態と価格形成メカニズムの変容は考察していない。しかし、Ito et al.（2017a）の考察結果を踏まえれば、専売制度下食塩市場の価格形成メカニズムは同制度導入後も変容していた可能性を指摘できる。

前田（二〇一五、二〇一八b）が指摘したように、導入直後から塩専売制度の運用過程で大蔵省は流通価格高騰に対する批判の沈静化を目的として対症療法的な制度改定を加えた。したがって、大蔵省の塩専売制度運用は農林省の米穀法運用と同様に裁量的であった。それゆえに、食塩価格形成の情報効率性は低かったと考えられる。以上の推論結果は塩専売制度下食塩市場の統合条件非充足を示唆する。しかし、落合（二〇一二、二二四）は「統一的国内市場の形成の指標が商品の価格差の是正と過度な商業利潤の提言によって求められるとすれば、塩の場合は、安定供給という専売制という形を取る中で、ある意味理想的な塩の生産―流通システムが実現した」

と評し、塩専売制度下における食塩市場の統合を措定してきた。したがって、近代日本における食塩市場の価格形成では情報非効率的な市場統合の実現が指摘されている。

複数地点間の価格収斂には裁定取引を要するが、食塩の流通過程と価格形成過程に対する政府の介入強化で市場参加者の裁定機会は縮小を余儀なくされた（前田（二〇一八b））。それゆえに、規範的な意味における市場統合は塩専売制度下の食塩市場で生じない。但し、Ito et al.（2017a）の分析結果より制度改定は価格形成メカニズム変容の要因と成り得た。そこで、本稿は塩専売制度下の遠隔地間における価格伝播のメカニズムとその変容を直接的に分析し、専売制度下特有の市場動態を把握したい。以上の分析は以下の各節より構成される。

第1節では用いる分析手法と価格系列の特徴を概観し、分析対象の五都市を選定する。そして、第2節で五都市全てを対象に加えた五変量の計量分析、第3節で集散地－地方都市から成る二変量の計量分析をそれぞれ実施する。

1．分析方法とデータ

（1）経済時系列解析によるアプローチ

①VARモデルとVECモデルの基本構造

経済時系列解析の領域ではベクトル自己回帰（VAR：Vector Auto Regressive）モデルからGranger（1969）の因果性検定などで変数間の関係性を検証してきた。しかし、Dickey and Fuller（1979）、Schwert（1989）など単位根検定の開発で一九八〇年代より経済時系列データにおける単位根の存在が知られるようになった。そこで、非定常系列に適用可能な分析手法が開発された。かかる手法としてベクトル誤差修正（VEC：Vector Error Correction）モデルは長期的均衡関係を有する経済変数間の分析に用いられる。（1）式はm変量のVAR(p)モデルである。

$$y_t = v + \sum_{i=1}^{p} A_i y_{t-i} + \epsilon_t \qquad (1)$$

（1）式で $y_t = [y_{1t}, y_{2t}, \ldots, y_{mt}]'$ がI（1）過程に従う非定常系列であれば、両辺より y_{t-1} を引くと（2）式になる。

$$\Delta y_t = v + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \qquad (2)$$

但し、$\Pi = \sum_{j=1}^{p} A_j - I_m$、$\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p} A_j$である。(2)式は右辺第二項以外が定常であり、$\Pi = 0$のゼロ行列成立時もしくは$\Pi y_{t-1}$の各成分が定常性を満たす時に右辺第二項は定常となる。そして、Πy_{t-1}の各成分が定常性を満たす時に(2)式は(3)式と表現できる(Engle and Granger (1987))。

$$\Delta y_t = v + \alpha\beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \qquad (3)$$

但し、αとβは$(m \times r)$の行列であり、rは係数行列Πのランクを意味する。また、αは調整係数ベクトル(adjustment coefficient vector)、βはr組の共和分ベクトルを表し、$\beta' y_{t-1}$がr個の誤差修正項(error correction term)を規定する。そして、Πy_{t-1}各成分間の線形結合が定常性を有し、変数間に共和分の関係が存在すれば(3)式をグランジャーの表現定理(Granger's representation theorem)よりVECモデルとして表現できる。上記のVECモデルは経済史研究でも利用される。

②VECモデルの含意とイノベーション会計

(3)式で長期的には$\beta' y_{t-1} = 0$が成立する。しかし、実際には長期均衡から乖離が発生し、誤差修正項が成立する。したがって、Δy_tの変動はそれ自身の過去における変動と変数間における長期均衡からの乖離が規定し、変数間の共和分関係成立時にVARモデルの利用は適切でない。こうしたVECモデルは経済史研究で市場統合の検証で多用されている。

Federico (2012) が指摘したように、二〇〇〇年代以降のヨーロッパ経済史研究で市場統合は主要トピックとしてFindlay and O'Rourke (2007)、Obstfeld and Taylor (2004)、O'Rourke (1997) などで考察された。こうした市場統合の分析は複数市場間の価格変動要因として二点を仮定する。第一は過去における価格変動、第二は市場間の長期均衡からの乖離である。上記仮定の成立時に、調整係数ベクトルαは不均衡状態から長期均衡へ復帰する調整速度、共和分ベクトルβは長期均衡における価格の相互関係を示す。そして、市場統合の進展時に市場間の価格差を用いた裁定機会は消滅する。したがって、$\alpha\beta' = \Pi$であるから、Πがゼロ行列であるか否かの検証から市場統合の成否に関する検討が試みられてきた。しかし、以上の二項対立的な理解と対照的にイノベーション会計(innovation accounting)は変数間の動学的関係を解明する。

Sims (1980) はイノベーション会計を提唱し、(1)式

のＶＡＲモデルは（4）式のベクトル移動平均（ＶＭＡ：Vector Moving Average）表現に変換できる。

$$y_t = C_0 + \sum_{i=0}^{\infty} C^i \epsilon_{t-1} \qquad (4)$$

但し、$C_i = A_1^i$ である。イノベーション会計は以上のＶＭＡ表現に依拠し、インパルス応答関数（impulse response function）を導出し得る。（4）式で第〇期の攪乱項に一標準偏差単位のインパルスを付与し、各期の係数とインパルスを乗じる。そして、求められた値を時系列で整序し、インパルス応答関数が導出される。さらに、i 変数の分散に占める j 変数のインパルスに基づく分散の相対的貢献度を計測すれば、j 変数の変動が i 変数の変動に及ぼす影響を把握可能な相対的分散寄与率（relative variance composition）が求められる。こうした手法の分析は、既往研究が用いた相関分析より動態的な価格連関の変容を把握し得る。

以上のようにイノベーション会計は変数の動態を確率的ショックから表現し、ＶＡＲモデルとＶＥＣモデルの双方に適用可能である（Enders（2008, 400））。これらＶＡＲモデルとＶＥＣモデルを本稿は分析に用いる。

③イノベーション会計による分析方法

本稿はＶＡＲモデルもしくはＶＥＣモデルで東京と地方都市の卸売価格を分析し、インパルス応答関数と相対的分散寄与率から各地方都市の価格形成に対する当該都市内需給の反映程度を把握する。ある都市の価格形成に関する極端な事例を仮定し、インパルス応答関数と相対的分散寄与率より当該都市の価格変動に対する過去の価格変動が及ぼした影響は認められなかったとする。その推定結果は、当該都市内需給の変動が価格変動の要因足り得なかった状態を意味する。以上の方法は塩専売制度改定の価格形成に対する規定性を解明し得る。

一九〇五年導入の塩専売制度下で大蔵省は流通過程に対する無介入を原則としたが、流通価格の上昇は帝国議会内外から制度批判を招いた（前田（二〇一五））。そこで、専売局は一九〇七年度より制度改定に着手し、批判の沈静化を目的として流通価格抑制に努めた。同局は価格抑制策として一九〇八年度に二点の施策を講じた。

第一は販売人指定制度の導入であった。塩専売制度導入後も大蔵省は原則として食塩商の自由営業を認めたが、一九〇八年七月より食塩取引は専売局指定の売捌人（卸売商）と小売人のみが従事可能となった。そして、同月

より専売局は流通価格に上限を設定し、指定食塩商を媒介に流通価格の監視を強化した。第二は一九〇八年七月の官費回送制度導入であった。同制度の下で専売局は産地で収納した食塩の集散・消費地向け輸送に要する回送費を負担し、流通価格の引下を図った。官費回送制度の政府回送費負担率は導入直後に一〇％であったが、段階的な負担率引上で一九一三年一〇月に回送費は全額政府負担となった。そして、専売局は内地塩売渡量の約八割を官費回送し、同月に専売収入額（＝売渡価格－収納価格）の引下と地域間調整で売渡価格を全国一律化した（前田（二〇一八b））。したがって、一九一三年一〇月を契機として塩専売制度下の食塩流通と価格動向は変容し、流通主体の価格決定に対する裁量性低下で価格は需給変動を反映し難くなった。以上の政策的変遷を受け、本稿の分析では一九一三年一〇月以降とそれ以前の価格形成を比較したい。

分析は二段階で実施する。第一に一九一三年一〇月を跨ぐ価格系列のインパルス応答関数と相対的分散寄与率を導出する。第二に一九一三年一〇月の前後でサンプルを分割し、各サブサンプルを第一段階と同様に分析する。そして、各段階の分析結果を比較検討し、流通主体の価格決定に対する裁量性低下が価格形成へ及ぼした影響を把握する。以上の分析には、先行研究で利用されてこなかった都市別月次卸売価格を用いる。

（2）価格系列の出典と選択

①原系列の特徴

本稿の分析で利用する価格系列は、大蔵省専売局発行『局報』掲載の「塩販売価格一覧表」より作成した。[1] 専売局は『局報』に「塩販売価格一覧表」として一九〇八年四月－一九一九年三月の調査地点別卸売・小売月次価格を掲載した。上記期間で調査地点の総数は卸売価格二七八ヶ所、小売価格二七七ヶ所に達し、価格系列は膨大な規模を誇る。但し、以上の価格系列を分析で用いる場合には五点の問題が指摘できる。

第一に、複数の調査地点で上記期間内の価格系列は連続しない。専売局は事業部長通牒で調査地点を頻繁に変更した。それゆえに、調査地点総数は期間内で調査が中断された地点と新規に開始された地点を含む。第二に、卸売価格と小売価格のいずれかのみ掲載された地点が存在する。本稿は卸売価格のみを分析するが、将来的な研究の拡張性確保には小売価格まで分析可能な価格系列の

選択が望ましい。第三に、調査開始直後の一九〇八年四－六月と調査終了直前の一九一九年一－三月を中心に多数の欠落が発生している。第四に、各調査地点で異なる銘柄の食塩価格が採録されている。専売局は一九一四年二月より採録時の銘柄名を「内地塩」に統一したが、同月以前の銘柄名は各地点で異なった。第五に、主産地たる瀬戸内地域と近接地域を中心に五等塩以外の価格が採録されている。専売局は各専売支局に「主トシテ五等塩ニ付可成調査」[2]を求めたが、「塩販売価格一覧表」は四等塩以上の価格が採録された地点を複数含む。

以上の問題点に即し、価格系列の作成対象は以下四点の基準を満たす地点に限定する。第一に一九〇八年七月－一九一八年一二月の卸売・小売価格双方が採録された地点、第二に二ヶ月間以上の連続的な欠落が無い地点、第三に採録銘柄名が瀬戸内地域産塩を示す地点、第四に五等塩価格が採録された地点である。以上の基準で価格系列を作成し、複数地点における同一等級・産地の食塩価格形成を分析する。これらの基準全てを満たした地点は六三ヶ所を数え、東京市が含まれる。そこで、東京市を除く六二ヶ所より分析対象の地方都市を選定する。

②分析対象都市の選定

本章の分析は一九一三年一〇月における回送費政府全額負担開始と売渡価格全国一律化の画期性へ着目し、分析対象は同年度時点で専売局が回送先指定と売渡官署設置を実施していた都市から選定する。以上の両条件を充足した都市は、小樽区、釧路町（現・釧路市）、青森市、土崎港町、酒田町、甲府市、清水町、名古屋市、四日市市、岐阜市、福井市、敦賀町、米子町、境町、浜田町、萩町の一六ヶ所であった[3]。そして、北日本、東日本、中日本、西日本の四地域から一九一三年末現住人口で分析対象の地方都市を選択する。表1には上記一六ヶ所の一九一三年末現住人口を示した。

同表より北日本は小樽区、東日本は甲府市、中日本は名古屋市、西日本は米子町を選択する。一九一三年末時

表1　都市別現住人口（1913年末）

小樽区	92,864	酒田町	23,945	四日市市	33,812	米子町	22,435
釧路町	27,943	甲府市	53,672	岐阜市	51,647	境町	6,055
青森市	47,077	清水町	8,221	福井市	56,218	浜田町	13,006
土崎港町	17,364	名古屋市	452,043	敦賀町	19,371	萩町	17,129

資料）　静岡県（1915, 36–7）；鳥取県（1915, 45）；内閣統計局（1918, 30–2）。

点で専売局は上記四都市内もしくはその近傍に函館専売支局小樽出張所、浅草専売支局飯野出張所、名古屋専売支局、岡山専売支局米子出張所を設置し、回送塩の受取と売渡を実施していた（大蔵省専売局（一九三七b、八五七-七二））。以上四都市と東京市の価格系列を以下の方法で加工する。[4]

（3）価格系列の加工方法と分析の手順

①価格系列の加工と単位根検定

選択された価格系列は一部に欠落を含む。[5]そこで、欠落箇所の線形補間で一二六ヶ月間（一九〇八年七月-一九一八年一二月）の連続的な系列に復元する。以上の価格系列をVARモデルもしくはVECモデルに適用可能な形態へ変換する。

第一に価格系列から対数変換でレベルデータを作成し、レベルデータの差分変換で対数収益率（対数差分）を作成する。以上の作業から分析対象各五都市の一九〇八年七月-一九一八年一二月全体サンプルを作成し、一九〇八年七月-一九一三年九月と一九一三年一〇月-一九一八年一二月のサブサンプル二系列に分割する。したがって、各都市でレベルデータ三系列と対数収益率三系列の計六系列を作成する。

第二に、レベルデータと対数収益率の双方に対する単位根検定で定常性の有無を確認する。但し、Dickey et al.（1986）が指摘したように単位根検定の検出力は高くない。そこで、頑健性確保の目的からADF（Augmented Dickey-Fuller）検定とPP（Phillips-Perron）検定の二種を実施する（Dickey and Fuller（1979); Phillips and Perron（1988））。なお、ADF検定のラグ次数選択にはシュワルツ情報量規準（Schwarz Information Criterion）を利用し、PP検定のバンド幅はNewey and West（1987）による方法で設定する。以上の単位根検定でサブサンプルに対するADF検定とPP検定の結果が相違した場合は、全体サンプルの検定結果に従う。

②共和分検定とモデルの推定

インパルス応答関数と相対的分散寄与率の導出には推定すべきモデルの選択が必要となる。本稿では分析結果における頑健性確保の目的で二通りのモデルを推定する。第一は五都市全てが対象の五変量モデル、第二は東京市と各地方都市が対象の二変量モデルである。以上を全体サンプルとサブサンプル二つから推定し、推定式は計一五本となる。その推定に用いるモデルはレベルデータの

共和分検定より選択する。

ＶＥＣモデルによる分析は(2)式のΠy_{t-1}各成分間における共和分関係の存在を前提とし、レベルデータの共和分関係をJohansen検定としてトレース検定と最大固有値検定の二種より検証する（Johansen（1988）; Johansen and Juselius（1990））。以上の検定で共和分関係の存在が確認できない場合は対数収益率からＶＡＲモデル、同関係の存在が確認できる場合はＶＥＣモデルを推定する。但し、サブサンプルに対するトレース検定と最大固有値検定の結果が相違した場合は、単位根検定と同様に、全体サンプルの検定結果に従う。

以上で選択されたモデルを推定し、インパルス応答関数と相対的分散寄与率を導出する。そして、第2節では全体サンプル・サブサンプルの単位根検定から五変量モデルの共和分検定と分析まで実施し、第3節では二変量モデルの共和分検定と分析を実施する。(6)

2．五変量ＶＥＣモデルによる分析

（1）価格変動と単位根検定

①卸売価格の推移

図1は東京市と四地方都市における卸売価格の推移を示す。

一九一三年一〇月の売渡価格全国一律化で全都市の価格は低下した。同月の売渡価格改定時に専売局は専売収入額を削減し、瀬戸内地域収納塩の専売収入額を一・四三円から一・二五円に〇・一八円引き下げた（前田（二〇一八b））。こうした専売収入額引下は流通価格の推移に反映し、東京市の卸売価格は〇・二一円低下した。そして、同月より卸売価格の変動傾向は変化した。

一九一三年一〇月まで各都市の価格は小刻みに変動し、他都市と傾向が不一致の個別的な変動も生じていた。しかし、同月より価格推移は安定化し、変動傾向は概ね一致した。こうした全般的傾向のなかで一九一一年六月の甲府市では特異的な価格変動が生じた。

同月に甲府市の卸売価格は二・七六円から二・五八円へ九・三％低下し、価格水準に落差が生じた。かかる変動の要因は官費回送制度の拡充に求められる。一九一一年四月二五日より専売局は甲府市を官費回送先に追加指定した。(7) 甲府市以外の三地方都市では一九〇八年七月の官費回送制度導入時から専売局が回送塩を供給し、小樽区と名古屋市は同月から回送先に指定されていた。また、鳥取県では米子町から約一五km離れた境町が同月に回送先

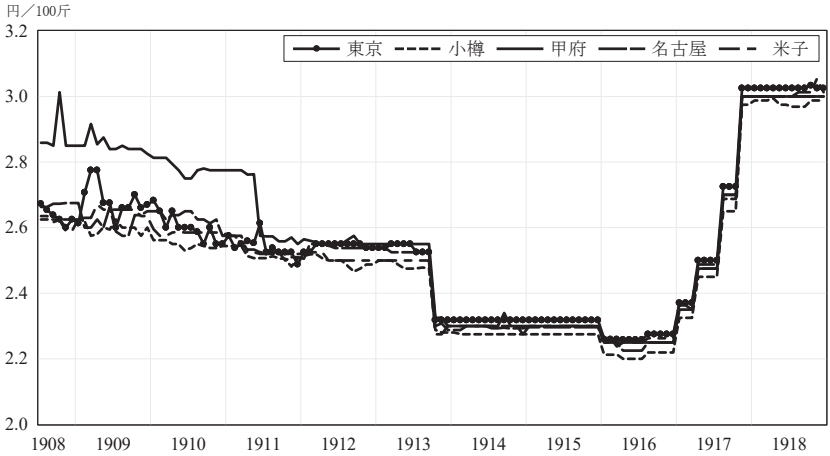


図１　東京市・地方都市食塩卸売価格（1908 年 7 月-1918 年 12 月）

資料）「塩販売価格一覧表」1908 年 10 月 5 日-1919 年 3 月 10 日（『局報』358-568・3-376（西南学院大学図書館・国史館台湾文献館所蔵））。

指定を受け、一九〇二年より両町は鉄道で結ばれていた。(8)それゆえに、回送先指定以前の甲府市とその他三都市は価格水準を異にしたが、回送先指定で甲府市の価格は低下した。

このように分析対象五都市の卸売価格は官費回送制度拡充と売渡価格全国一律化で水準と変動傾向に変化が生じていた。以上五都市の価格系列からレベルデータと対数収益率を作成し、全体サンプルとサブサンプルにＡＤＦ検定とＰＰ検定を実施する。

②ＡＤＦ・ＰＰ検定

表２は各系列の記述統計量と両検定結果を示す。

ＡＤＦ検定とＰＰ検定の結果よりレベルデータは概ね非定常過程、対数収益率は概ね定常過程であった。但し、以上の概括的結果は三点の例外を含む。

第一は東京レベルデータの一九〇八年七月-一九一三年九月サブサンプルがＰＰ検定より定常性条件を満たしている。しかし、当該サンプルに対するＡＤＦ検定の結果は非定常性を示し、東京レベルデータの全体サンプルはＡＤＦ検定とＰＰ検定の双方より非定常過程である。そこで、当該サンプルは単位根過程と判定する。

第二は小樽レベルデータの一九〇八年七月-一九一三

表２　卸売価格系列記述統計量・単位根検定結果

			レベルデータ					対数収益率				
			東京	小樽	甲府	名古屋	米子	東京	小樽	甲府	名古屋	米子
1908年7月－1918年12月	記述統計量	算術平均	0.9300	0.9109	0.9474	0.9238	0.9217	0.0010	0.0010	0.0004	0.0010	0.0011
		標準偏差	0.0849	0.0856	0.9896	0.8564	0.8432	0.0182	0.0164	0.0193	0.0174	0.0165
		最小	0.8145	0.7885	0.8056	0.7998	0.8109	−0.0855	−0.0786	−0.0924	−0.0933	−0.0943
		最大	1.1096	1.0966	1.1029	1.0986	1.1168	0.1044	0.1157	0.1054	0.1098	0.1054
	ADF検定	統計量	−0.3018	0.0070	−0.1404	−0.1719	−0.0580	−5.1894	−4.6921	−12.6165	−4.9723	−4.8877
		ラグ	0	0	0	0	0	2	2	0	2	2
		5% 臨界値	−3.4462	−3.4462	−3.4462	−3.4462	−3.4462	−3.4471	−3.4471	−3.4471	−3.4471	−3.4471
	PP検定	統計量	−0.3994	−0.3185	−0.1768	−0.3394	−0.2270	−12.1861	−11.6845	−12.5180	−11.9816	−11.6240
		バンド幅	6	7	5	6	6	6	7	6	6	7
		5% 臨界値	−3.4462	−3.4462	−3.4462	−3.4462	−3.4462	−3.4465	−3.4465	−3.4465	−3.4465	−3.4465
	サンプルサイズ		126	126	126	126	126	125	125	125	125	125
	原系列欠落月数		1	1	3	2	2					
1908年7月－1913年9月	記述統計量	算術平均	0.9509	0.9319	0.9932	0.9480	0.9409	−0.0009	−0.0009	−0.0018	−0.0009	−0.0008
		標準偏差	0.0245	0.0197	0.0512	0.0217	0.0221	0.0130	0.0053	0.0145	0.0083	0.0050
		最小	0.9115	0.9026	0.9361	0.9163	0.9163	−0.0367	−0.0173	−0.0705	−0.0286	−0.0196
		最大	1.0207	0.9651	1.1029	0.9839	0.9821	0.0353	0.0119	0.0556	0.0242	0.0151
	ADF検定	統計量	−2.8387	−3.6278	−3.1784	−2.8820	−2.2297	−10.1518	−6.4190	−10.6837	−9.8678	−7.8637
		ラグ	1	0	0	0	0	0	3	0	0	0
		5% 臨界値	−3.4852	−3.4840	−3.4840	−3.4840	−3.4840	−3.4852	−3.4892	−3.4852	−3.4852	−3.4852
	PP検定	統計量	−3.5933	−3.6403	−3.1213	−2.8820	−2.4838	−12.6033	−11.7377	−10.9214	−10.2205	−7.8689
		バンド幅	0	2	3	0	4	8	7	3	7	3
		5% 臨界値	−3.4840	−3.4840	−3.4840	−3.4840	−3.4840	−3.4852	−3.4852	−3.4852	−3.4852	−3.4852
	サンプルサイズ		63	63	63	63	63	62	62	62	62	62
	原系列欠落月数		1	1	3	2	1					
1913年10月－1918年12月	記述統計量	算術平均	0.9091	0.8898	0.9016	0.8995	0.9025	0.0029	0.0030	0.0026	0.0027	0.0030
		標準偏差	0.1142	0.1161	0.1134	0.1146	0.1144	0.0221	0.0224	0.0230	0.0231	0.0226
		最小	0.8145	0.7885	0.8056	0.7998	0.8109	−0.0855	−0.0786	−0.0924	−0.0933	−0.0943
		最大	1.1096	1.0966	1.0986	1.0986	1.1168	0.1044	0.1157	0.1054	0.1098	0.1054
	ADF検定	統計量	−1.3326	−1.3364	−1.4175	−1.6532	−1.2772	−3.5232	−3.4480	−3.7219	−3.6639	−3.6016
		ラグ	0	0	0	3	0	2	2	2	2	2
		5% 臨界値	−3.4840	−3.4840	−3.4840	−3.4878	−3.4840	−3.4865	−3.4865	−3.4865	−3.4865	−3.4865
	PP検定	統計量	−1.4262	−1.4284	−1.4950	−1.4414	−1.3589	−9.1881	−8.9689	−9.3954	−9.4480	−9.4364
		バンド幅	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5
		5% 臨界値	−3.4840	−3.4840	−3.4840	−3.4840	−3.4840	−3.4840	−3.4840	−3.4840	−3.4840	−3.4840
	サンプルサイズ		63	63	63	63	63	63	63	63	63	63
	原系列欠落月数		0	0	0	0	1					

注１）　ADF 検定のラグ選択は SIC、PP 検定のバンド幅設定は Newey-West による方法をそれぞれ用いた。
注２）　ADF 検定と PP 検定は定数項と線形トレンドを含む型で実施した。
注３）「原系列欠落月数」は原資料記載の系列における欠落月数を示した。なお、本文で示したように欠落月は全て連続していない。
注４）　計算には EViews10^{+}(64bit)を用いた。

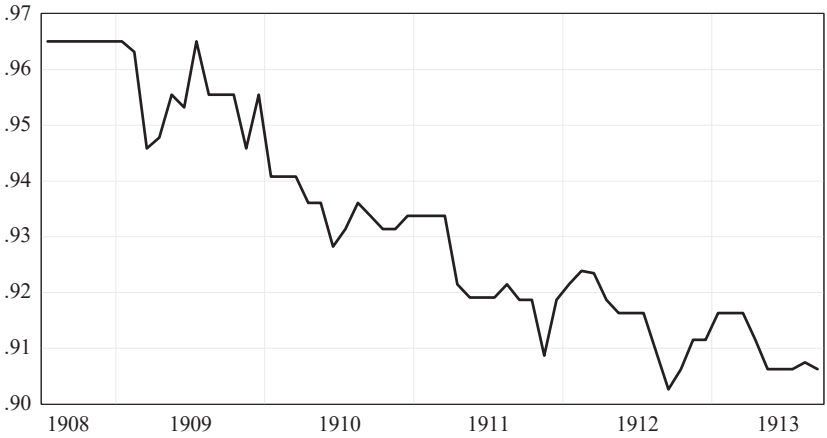


図２　小樽レベルデータ（サブサンプル（1908年７月-1913年９月））

注）　計算にはEViews10+(64bit)を用いた。

年九月サブサンプルがＡＤＦ検定とＰＰ検定の双方より定常性条件を満たしている。しかし、両検定の結果は誤判定の可能性が高い。図２には当該サンプルを図示した。

図２より小樽レベルデータの一九〇八年七月－一九一三年九月サブサンプルは顕著な下方トレンドを有し、期待値と自己共分散は一定しない。そこで、当該サンプルは単位根過程と判定する。

第三は小樽対数収益率の一九一三年一〇月－一九一八年一二月サブサンプルがＡＤＦ検定より定常性条件を満たしていない。しかし、当該サンプルに対するＰＰ検定は帰無仮説を棄却し、小樽対数収益率の全体サンプルはＡＤＦ検定とＰＰ検定の双方より定常過程である。そこで、当該サンプルは定常過程と判定する。

以上より全てのレベルデータと対数収益率はそれぞれ非定常過程と定常過程と判定される。

（２）五変量のJohansen検定

レベルデータから五変量のJohansen検定を実施する。表３はJohansen検定の結果を示す。

全体サンプルと一九一三年一〇月－一九一八年一二月サブサンプルは共和分関係の存在が認められる。しかし、

表3　Johansen 検定結果（5変量）

			東京－小樽・甲府・名古屋・米子				
			None	At most 1	At most 2	At most 3	At most 4
1908年7月－1918年12月	固有値		0.2555	0.1945	0.0944	0.0299	0.0001
	トレース検定	統計量	79.48	42.90	16.07	3.78	0.02
		5% 臨界値	69.82	47.86	29.80	15.49	3.84
	最大固有値検定	統計量	36.58	26.83	12.30	3.76	0.02
		5% 臨界値	33.88	27.58	21.13	14.26	3.84
	選択モデル		VEC				
1908年7月－1913年9月	固有値		0.4141	0.3022	0.1547	0.1225	0.0171
	トレース検定	統計量	73.83	41.22	19.28	9.02	1.05
		5% 臨界値	69.82	47.86	29.80	15.49	3.84
	最大固有値検定	統計量	32.61	21.95	10.25	7.97	1.05
		5% 臨界値	33.88	27.58	21.13	14.26	3.84
	選択モデル		VEC				
1913年10月－1918年12月	固有値		0.5320	0.3165	0.2510	0.1438	0.0023
	トレース検定	統計量	96.77	50.45	27.25	9.61	0.14
		5% 臨界値	69.82	47.86	29.80	15.49	3.84
	最大固有値検定	統計量	46.31	23.21	17.63	9.47	0.14
		5% 臨界値	33.88	27.58	21.13	14.26	3.84
	選択モデル		VEC				

注）　計算には EViews10^{+}(64bit)を用いた。

一九〇八年七月－一九一三年九月サブサンプルでトレース検定は共和分関係の存在を支持するが、最大固有値検定は対照的な結果を示す。そこで、全体サンプルの Johansen 検定結果より当該サブサンプルは共和分関係を有する系列として扱う。したがって、以降の考察では全体サンプルとサブサンプル全てを五変量ＶＥＣモデルで分析する。

（3）五変量ＶＥＣモデルによるイノベーション会計

①全体サンプルの分析

全体サンプルより五変量ＶＥＣモデルを推定し、推定結果よりインパルス応答関数と相対的分散寄与率を求める。

図3は各都市のインパルス応答関数を示す。なお、各インパルス応答関数の当該都市を示す関数にはマーカーを付した。

図3パネル（a）より東京市のインパルス応答関数は同市自身の関数が他都市より飛躍的な水準で推移した。すなわち、同市の過去における価格変動は同市自身の価格形成を強く規定し、他の都市における価格変動の影響を受けにくかった。したがって、東京市の価格は主として

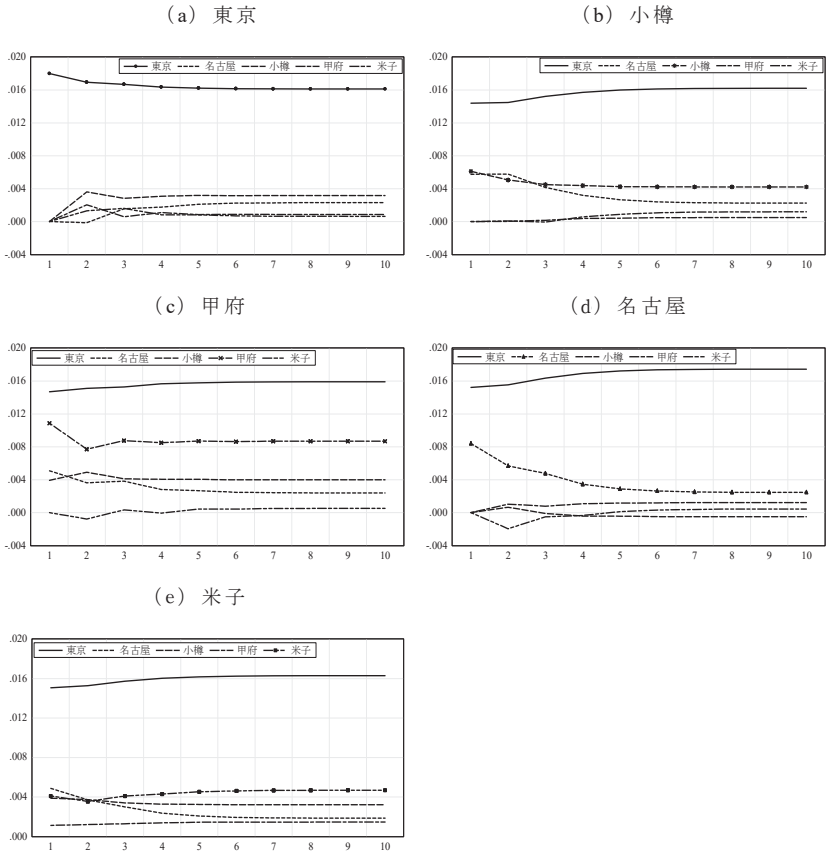


図３　５変量 VEC モデルによるインパルス応答関数（全体サンプル）

注１）　Cholesky Ordering は人口数から東京、名古屋、小樽、甲府、米子の順で設定した。
注２）　計算には EViews10^{+}(64bit) を用いた。

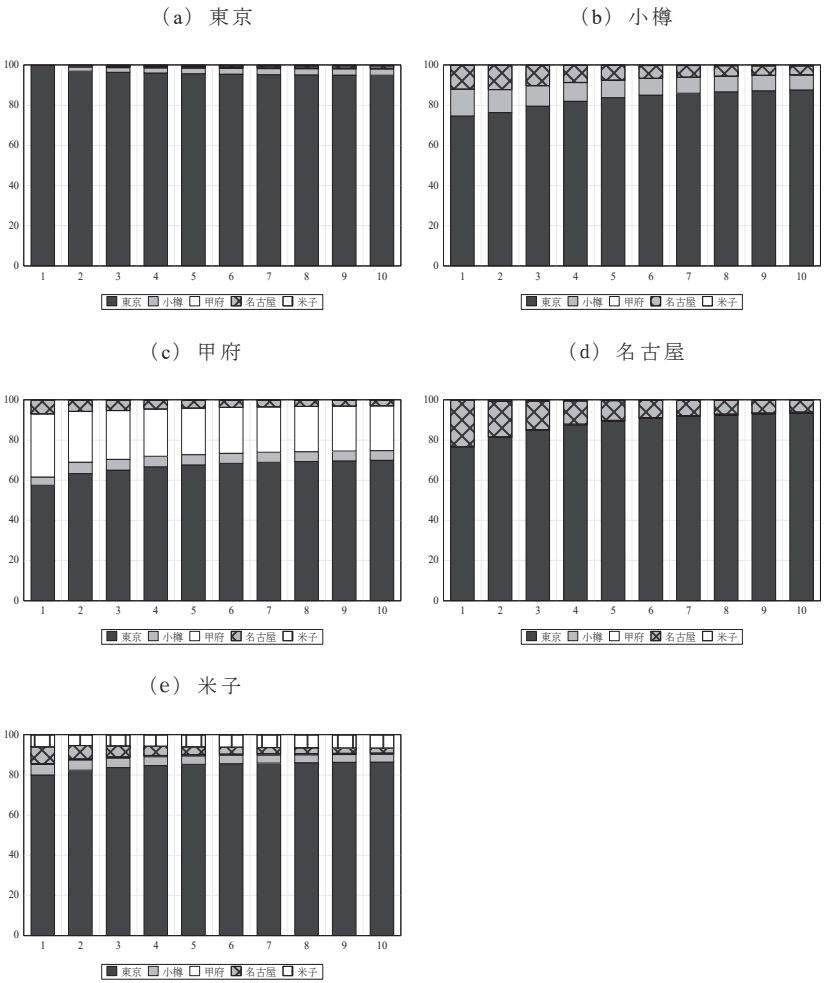


図４　５変量 VEC モデルによる相対的分散寄与率（全体サンプル）

注１）　Cholesky Ordering は人口数から東京、名古屋、小樽、甲府、米子の順で設定した。
注２）　計算には EViews10^{+}(64bit)を用いた。

同市内の需給変動に規定された。以上と同様に図3パネル(b)-(e)より四地方都市でも東京市の関数は最も高い水準で推移し、東京市の価格変動は地方都市へ波及していた。但し、各都市とも当該都市自身の関数は東京市以外の他都市より高水準で推移し、各都市内の需給変動は価格へ反映されていた。上記と同様の考察結果は相対的分散寄与率からも示し得る。図4には各都市の相対的分散寄与率を示した。

図4パネル(a)より東京市の相対的分散寄与率は同市自身が九五%以上を占有し、同市の価格は同市内の需給変動に規定された。そして、図4パネル(b)-(e)より各地方都市の相対的分散寄与率でも東京市は最多を占有し、同市の価格変動は各地方都市の主たる価格変動要因であった。但し、各地方都市自身の相対的分散寄与率は平均的に東京市の次位へ位置した。したがって、各地方都市の食塩卸売価格は一大集散・消費地たる東京市の価格変動が主に規定し、それに各都市の需給変動が加味された。

以上の考察結果は、全体サンプルの対象期間たる一九〇八年七月-一九一八年一二月の平均的な価格形成メカニズムを示す。そこで、一九〇八年七月-一九一三年九月と一九一三年一〇月-一九一八年一二月のサブサンプルを分析し、一九一三年一〇月の回送費政府全額負担開始と売渡価格全国一律化が価格形成に及ぼした影響を把握したい。

②サブサンプルの分析

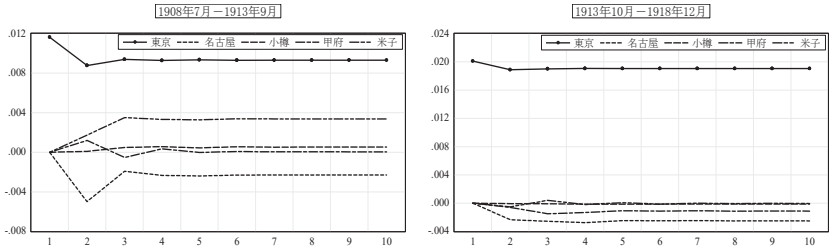
二つのサブサンプルより五変量VECモデル二本を推定し、各推定結果よりインパルス応答関数と相対的分散寄与率を求める。

図5は各都市のインパルス応答関数を示す。なお、図3と同様に、各インパルス応答関数の当該都市を示す関数にはマーカーを付した。

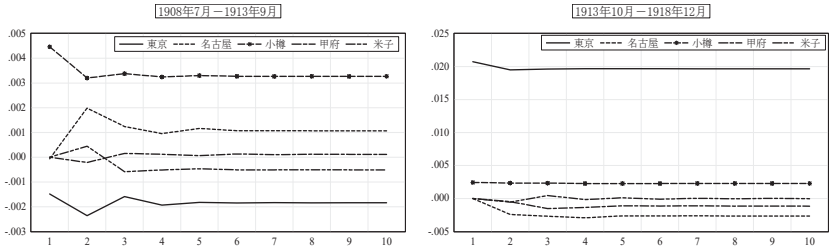
図5パネル(a)より東京市のインパルス応答関数は全体サンプルと同様の傾向を示し、同市自身の関数は他都市より高水準で推移した(図3パネル(a))。したがって、一九一三年一〇月以前から同月以後まで継続的に東京市の主たる価格形成要因は同市内の需給変動であった。以上と対照的に四地方都市では一九一三年一〇月以前と同月以後で価格形成のメカニズムが変容した。

一九〇八年七月-一九一三年九月の四地方都市では第二期まで各都市自身の関数が東京市を含む他都市の水準より高かった。したがって、各地方都市の需給変動は当

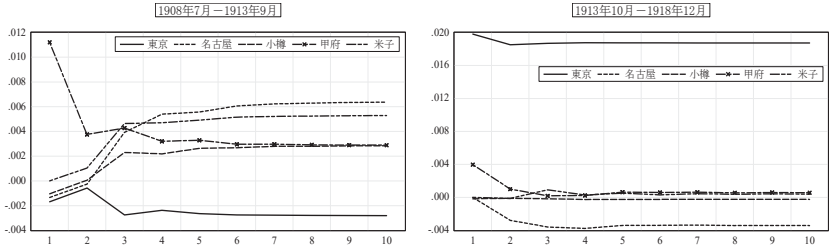
（a）東京



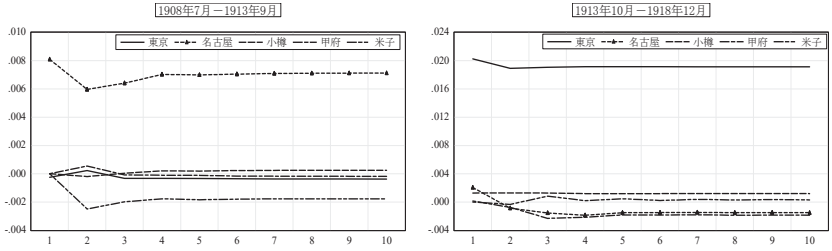
（b）小樽



（c）甲府



（d）名古屋



（e）米子

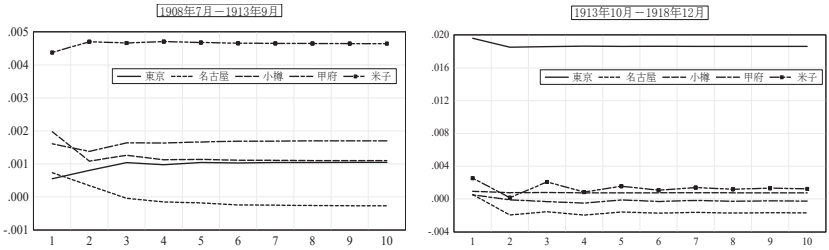


図５　５変量 VEC モデルによるインパルス応答関数（全体サンプル）

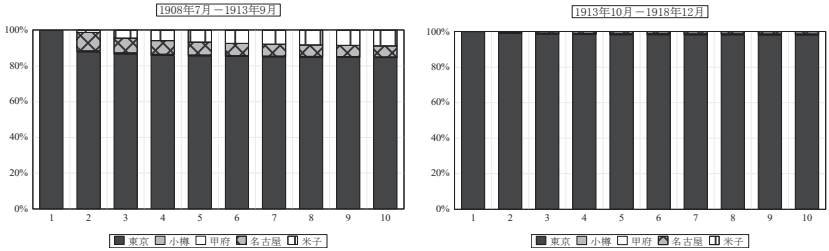
注１）　Cholesky Ordering は人口数から東京、名古屋、小樽、甲府、米子の順で設定した。
注２）　計算には EViews10^{+}(64bit)を用いた。

該都市の価格変動を迅速に規定し、東京市を含む他都市における価格変動が時間差で波及した。このように一九一三年一〇月以前の地方都市で食塩卸売価格は塩専売制度下においても各地の需給変動を織り込んでいた。しかし、以上の価格形成メカニズムは回送費政府全額負担開始と売渡価格全国一律化で消滅した。

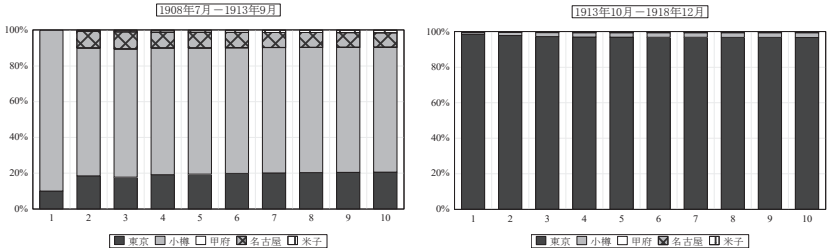
一九一三年一〇月－一九一八年一二月の四地方都市全てでインパルス応答関数は東京市が圧倒し、当該都市の関数はゼロに近似した。したがって、各地方都市の卸売価格に各都市内の需給変動は織り込まれなかった。上記と同様の考察結果は相対的分散寄与率からも示し得る。図６は各都市の相対的分散寄与率を示す。

図６パネル（a）より一九〇八年七月－一九一三年九月に東京市を含む全都市の相対的分散寄与率は第二期まで当該都市自身が七〇％以上を占有し、時間差で東京市を含む他都市の価格変動が波及した。但し、四地方都市のなかでも隔絶的な人口規模を誇った名古屋市、東京市より主産地たる瀬戸内地域に近接した米子町の価格変動に東京市の価格変動は一九一三年一〇月まで規定性を有さなかった。したがって、名古屋市と米子町を筆頭に各地方都市の価格は各都市内の需給変動が規定し、地方都市

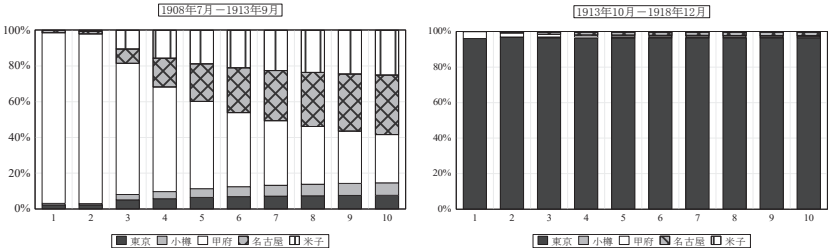
（a）東京



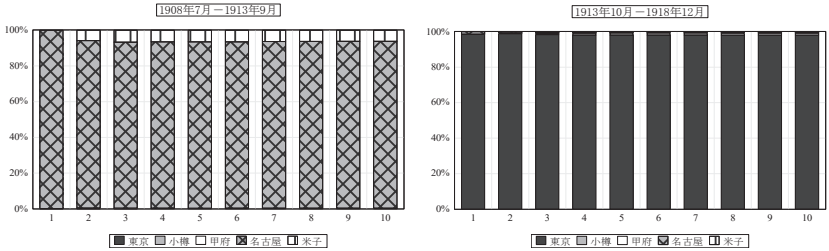
（b）小樽



（c）甲府



（d）名古屋



（e）米子

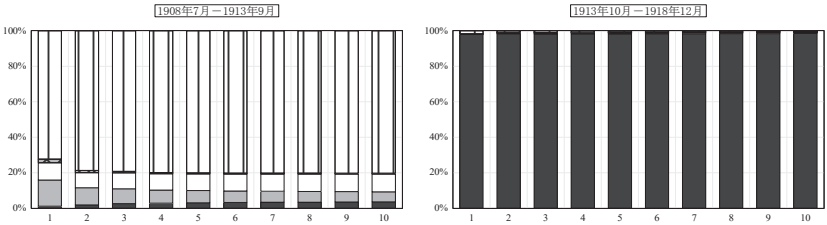


図６　５変量 VEC モデルによる相対的分散寄与率（全体サンプル）

注１）　Cholesky Ordering は人口数から東京、名古屋、小樽、甲府、米子の順で設定した。
注２）　計算には EViews10^{+}(64bit)を用いた。

の価格変動に対する東京市の規定性は総じて低かった。しかし、回送費政府全額負担開始と売渡価格全国一律化で価格形成メカニズムは顕著に変容した。

一九一三年一〇月-一九一八年一二月の相対的分散寄与率は全五都市で九六％以上を東京市が占有し、各地方都市で当該都市の寄与率は四％未満へ低下した。したがって、各地方都市の卸売価格に各都市内の需給変動は織り込まれなくなった。

以上の五変数ＶＥＣモデルによる分析から回送費政府全額負担開始と売渡価格全国一律化で各地方都市の価格形成メカニズムは一変し、一九一三年一〇月以降の食塩卸売価格は需給変動を織り込まずに形成された。塩専売制度導入直後の政府は流通過程に対する介入を回避し、需給変動を織り込む価格形成メカニズムは限定的ながら存続した。しかし、価格形成メカニズムは塩専売制度の改定で変容し、政府の介入強化で需給と価格の関係性は断絶した。このような考察結果の頑健性を二変量ＶＡＲ・ＶＥＣモデルによる分析で検証する。

表4　Johansen 検定結果（2変量）

			東京－小樽		東京－甲府		東京－名古屋		東京－米子	
			None	At most 1	None	At most 1	None	At most 1	None	At most 1
1908年7月－1918年12月	固有値		0.1934	0.0000	0.0490	0.0008	0.1673	0.0001	0.1648	0.0000
	トレース	統計量	26.66	0.00	6.33	0.10	22.72	0.01	22.34	0.00
	検定	5% 臨界値	15.49	3.84	15.49	3.84	15.49	3.84	15.49	3.84
	最大固有値	統計量	26.65	0.00	6.23	0.10	22.71	0.01	22.33	0.00
	検定	5% 臨界値	14.26	3.84	14.26	3.84	14.26	3.84	14.26	3.84
	選択モデル		VEC		VAR		VEC		VEC	
1908年7月－1913年9月	固有値		0.2278	0.0200	0.1402	0.0110	0.1700	0.0196	0.1802	0.0162
	トレース	統計量	17.01	1.23	9.89	0.68	12.58	1.21	13.12	1.00
	検定	5% 臨界値	15.49	3.84	15.49	3.84	15.49	3.84	15.49	3.84
	最大固有値	統計量	15.77	1.23	9.21	0.68	11.37	1.21	12.12	1.00
	検定	5% 臨界値	14.26	3.84	14.26	3.84	14.26	3.84	14.26	3.84
	選択モデル		VEC		VAR		VAR		VAR	
1913年10月－1918年12月	固有値		0.2545	0.0031	0.3730	0.0018	0.3289	0.0025	0.2135	0.0079
	トレース	統計量	18.11	0.19	28.59	0.11	24.48	0.16	15.13	0.48
	検定	5% 臨界値	15.49	3.84	15.49	3.84	15.49	3.84	15.49	3.84
	最大固有値	統計量	17.92	0.19	28.48	0.11	24.33	0.16	14.65	0.48
	検定	5% 臨界値	14.26	3.84	14.26	3.84	14.26	3.84	14.26	3.84
	選択モデル		VEC		VEC		VEC		VEC	

注）　計算には EViews10^{+}(64bit)を用いた。

3．二変量VAR・VECモデルによる分析

（1）二変量の Johansen 検定

レベルデータから東京市－各地方都市間における二変量の Johansen 検定を実施する。表4は Johansen 検定の結果を示す。

Johansen 検定より東京－甲府全体サンプル、東京－甲府一九〇八年七月－一九一三年九月サブサンプル、東京－名古屋一九〇八年七月－一九一三年九月サブサンプル、東京－米子一九〇八年七月－一九一三年九月サブサンプルには共和分関係の存在が認められなかった。以上四サンプルは二変量VARモデルで分析し、残る八サンプルは二変量VECモデルで分析する。但し、東京－米子一九一三年一〇月－一九一八年一二月サブサンプルで最大固有値検定は共和分関係の存在を支持するが、トレース検定は対照的な結果を示す。そこで、東京－米子全体サンプルの Johansen 検定結果より当該サブサンプルも共和分関係を有する系列として扱う。なお、第2節では分析対象期間内の四地方都市における価格形成メカニズムの変容を指摘した。それゆえに、以降では四地方都市に分析対象を限定する。

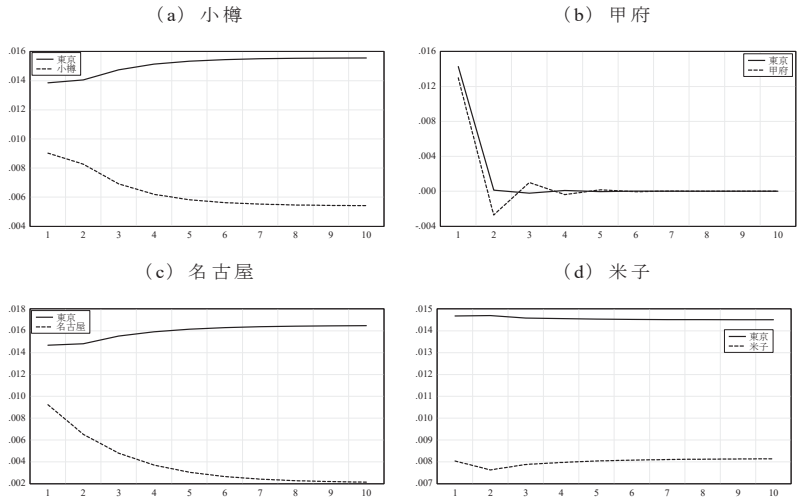


図７　２変量 VAR・VEC モデルによるインパルス応答関数（全体サンプル）

注１）　Cholesky Ordering は東京―各地方都市の順に設定した。
注２）　計算には EViews10+(64bit)を用いた。

（２）二変量ＶＡＲ・ＶＥＣモデルによるイノベーション会計

①全体サンプルの分析

全体サンプルより二変量ＶＡＲ・ＶＥＣモデルを推定し、推定結果よりインパルス応答関数と相対的分散寄与率を求める。図７は各都市のインパルス応答関数を示す。

地方四都市のインパルス応答関数はいずれも東京市の関数が当該都市より高水準で推移した。したがって、五変量ＶＥＣモデルによる分析の結果でも示されたように、東京市の価格変動は地方都市へ波及していた（図３）。但し、各地方都市内の需給変動もまた当該都市の価格形成を部分的に規定した。図８には各都市の相対的分散寄与率を示した。

各地方都市の相対的分散寄与率で東京市は五〇％以上を占有し、同市の価格変動は各地方都市の主たる価格変動要因であった。しかし、各地方都市自身の相対的分散寄与率は第一期においても二〇％以上を占有し、各地方都市内の需給変動は無視し得ない価格変動要因であった。

以上の考察結果は全体サンプルを用いた五変量ＶＥＣモデルによる分析結果と類似するが、一九〇八年七月－一九一八年一二月の平均的な価格形成メカニズムを示し

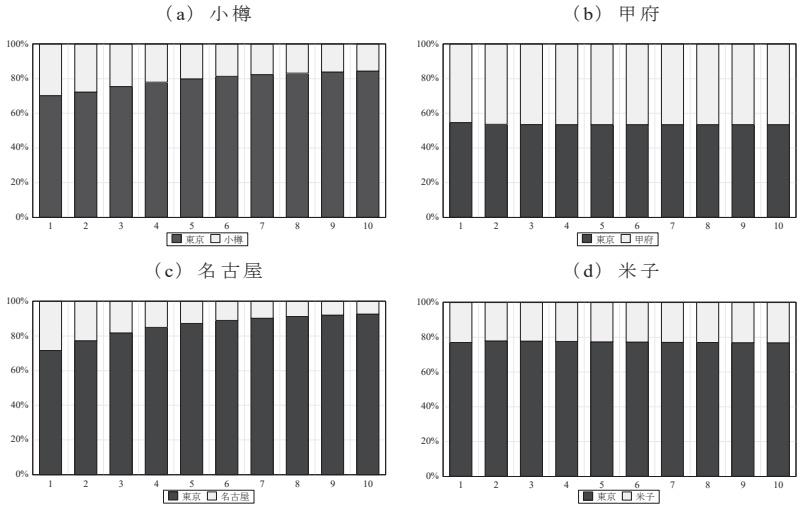


図８　２変量 VAR・VEC モデルによる相対的分散寄与率（全体サンプル）

注１）　Cholesky Ordering は東京―各地方都市の順に設定した。

注２）　計算には EViews10^{+}(64bit)を用いた。

ている（図3、図4）。そこで、五変量ＶＥＣモデルの分析手順と同様に一九〇八年七月－一九一三年九月と一九一三年一〇月－一九一八年一二月の各サブサンプルを二変量ＶＡＲ・ＶＥＣモデルで分析する。

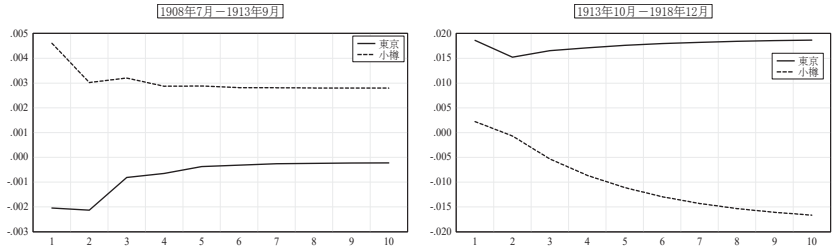
②サブサンプルの分析

二期間における東京市－各四地方都市の計八サブサンプルより二変量ＶＡＲ・ＶＥＣモデル八本を推定し、各推定結果よりインパルス応答関数と相対的分散寄与率を求める。図9は各地方都市のインパルス応答関数を示す。

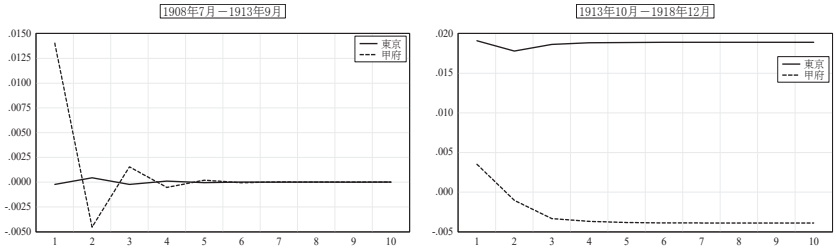
各地方都市のインパルス応答関数で東京市と当該都市の関数間における相対関係は五変量ＶＥＣモデルの分析結果と類似の傾向を示し、一九一三年一〇月以前と同月以後で価格形成メカニズムは変容した（図5）。

一九〇八年七月－一九一三年九月の地方都市でインパルス応答関数の絶対値は東京市より当該都市が高かった。したがって、一九一三年一〇月以前の地方都市で卸売価格には当該都市の需給変動が織り込まれた。しかし、以上の価格形成メカニズムは同月以降に消滅し、一九一三年一〇月－一九一八年一二月におけるインパルス応答関数の絶対値は東京市が当該都市を超過した。上記と同様の考察結果は相対的分散寄与率からも示し得る。図10は

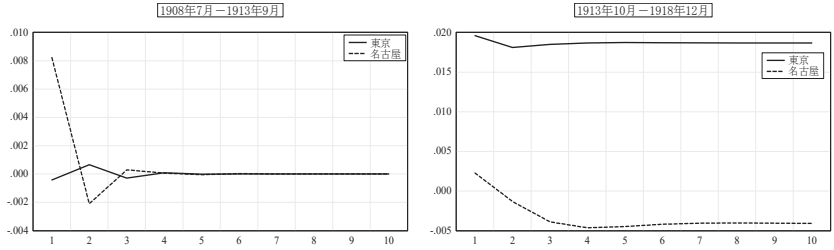
（a） 小樽



（b） 甲府



（c） 名古屋



（d） 米子

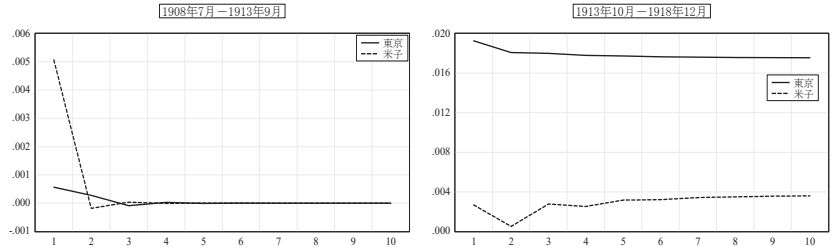


図９　２変量 VAR・VEC モデルによるインパルス応答関数（全体サンプル）

注 1）　Cholesky Ordering は東京―各地方都市の順に設定した。

注 2）　計算には EViews10^{+}(64bit) を用いた。

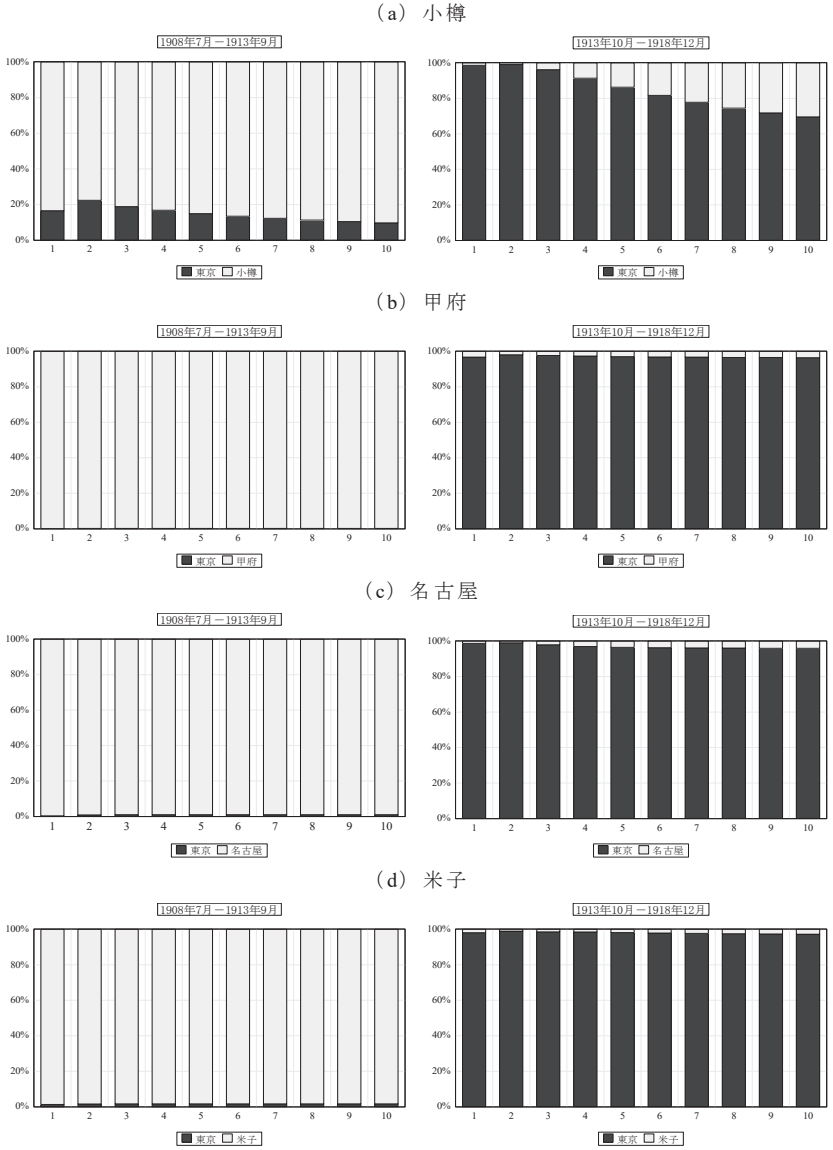


図 10　2 変量 VAR・VEC モデルによる相対的分散寄与率（全体サンプル）

注 1）　Cholesky Ordering は東京―各地方都市の順に設定した。

注 2）　計算には EViews10^{+}(64bit)を用いた。

各地方都市の相対的分散寄与率を示す。

各地方都市の相対的分散寄与率は一九〇八年七月－一九一三年九月と一九一三年一〇月－一九一八年一二月で対照的な結果を示す。一九〇八年七月－一九一三年九月に各地方都市の相対的分散寄与率は当該都市自身が最多を占有し、甲府市、名古屋市、米子町の相対的分散寄与率で東京市は二％未満に留まった。以上三都市より小樽市の相対的分散寄与率で東京市は高い値を示したが、概ね二〇％を下回った。したがって、一九一三年九月まで各地方都市の価格は各都市内の需給変動が規定し、東京市の規定性は総じて低かった。しかし、翌月以降における各地方都市の相対的分散寄与率で東京市は当該都市を圧倒し、第四期まで全地方都市の相対的分散寄与率は九〇％以上を東京市が占有した。それゆえに、インパルス応答関数を用いた分析の結果から示唆されたように、一九一三年一〇月－一九一八年一二月に各地方都市の食塩卸売価格は各地の需給変動を織り込まなかった。

（3）価格形成メカニズム転換による超過需要発生

①一九一三年一〇月以降の収納・売渡価格設定

需給と価格間の関係性遮断で需給逼迫は食塩価格の上昇に必ずしも帰結しなくなった。かかる状況の下で専売局の価格設定は一般物価の推移とも連動しなかった。一九一三年一〇月以降の専売局は前々年一一月－前年一〇月の生産費調査結果から毎年一月に収納価格を改定し、収納価格の設定額と一般物価の変動にはタイムラグが生じた。[9] 以上のタイムラグは物価急騰期に収納価格と一般物価の乖離をもたらした。一九一六年一月改定の収納価格を専売局は一九一四年一一月－一九一五年一〇月の製塩費と物価変動を基礎に定めたが、上記調査期間は第一次大戦開戦後の一時的な物価下落期を含んだ。

一九一四年九月パリ近郊のマルヌ会戦後から西部戦線は塹壕戦に突入し、日本でも「戦争永続見越ノ感ヲ深クセシムル」に至った。そして、「事業界ノ益々不振ノ度ヲ増加セル、荷動ノ減少セル等、目前市況ノ悪化ハ人気ヲ極端ニ萎縮セシメ」（日本銀行（一九一四、三〇九）、翌一〇月より物価は下落した。図11には一九〇五年六月－一九一九年八月の卸売物価指数と内地塩収納・売渡・卸売・小売価格指数を示した。

卸売物価指数は一九一四年一〇月より低下後に翌年初より再び上昇したが、一九一五年一〇月まで一九一四年九月の水準を下回った。以上の状況を専売局は「物価労

働賃金ノ低下」（大蔵省専売局（一九三七a、三五三）と認識し、一九一六年一月より収納価格を引き下げた。[10] しかし、同局が生産費調査を終えた一九一五年一〇月頃には「生絲ノ奔騰、綿絲輸出ノ増加、軍需竝ニ輸出向事業ノ活躍、海運界ノ活況、金融大緩慢、在外正貨膨大等、欧洲戦局ニ対スル杞憂ヲ益々稀薄ナラシメ」（日本銀行（一九一五、四八七－八）、翌一一月の対前月比物価騰落率は四・三％に達した（日本銀行調査統計局（一九八七、二六八）。このように専売局は事前の調査結果より収納価格を設定したが、同価格は急激な物価変動に追随し得なかった。そこで、同局は一九一六年度より収納価格改定を連発した。

物価上昇時の収納価格引下は内地製塩業経営の悪化を招来し、一九一六年上期に瀬戸内地域の製塩会社は「塩賠償金引下」で「純益金ノ減少ハ勢ヲ免カレザル」と捉えていた。[11] 以上の事態は内地製塩量の減少を誘発し、食塩需給の逼迫要因となり得た。そこで、一九一六年八月以降に専売局は「欧洲戦争ノ影響ニ由ル諸物価ノ騰貴ヲ採算」（大蔵省専売局（一九三七a、三五六）する目的で収納価格引上を連発し、一九一七年一〇月の改定で一般物価の趨勢に追い付いた（図11）。収納価格の改定に連動し、専売局は売渡価格も継続的に引き上げた。しかし、物価高騰期の食塩価格上昇は一九一七年一二月開会の第四〇議会で塩専売制度運用に対する批判を招いた。

一九一六年一〇月に超然内閣の寺内正毅内閣が成立した。しかし、一九一七年四月の第一三回総選挙で立憲政友会が第一党に躍進し、寺内内閣は選挙後から立憲政友会と第三党の立憲国民党を与党とした。かかる情勢下の第四〇議会で立憲政友会の高岡唯一郎（福島県選出）と立憲国民党の鈴木梅四郎（長野県選出）は塩専売制度の廃止を提案し、鈴木は次期議会への塩専売法廃止法案提出を仄めかした。[12] 一八八七年の慶應義塾卒業後から鈴木は時事新報に記者として勤めた（衆議院・参議院編（一九六〇、二五四）。その経験から鈴木は各議会終了後に『政戦録』と題した冊子を刊行し、第四〇議会終了後の同誌は塩専売法を「愚法」として批判した。そして、塩専売制度存続の可否を「社会政策上大切の事件」に位置付けた（鈴木（一九一八、二〇）。こうした与党の批判に専売局は対応し、一九一八年四月の収納価格引上時に売渡価格を据え置いた。以上の措置で食塩の相対価格は低下し、一九一八年九月の対前年同月比上昇率は米穀価格七九・二％、卸売物価二八・三％、食塩価格一二・七％で

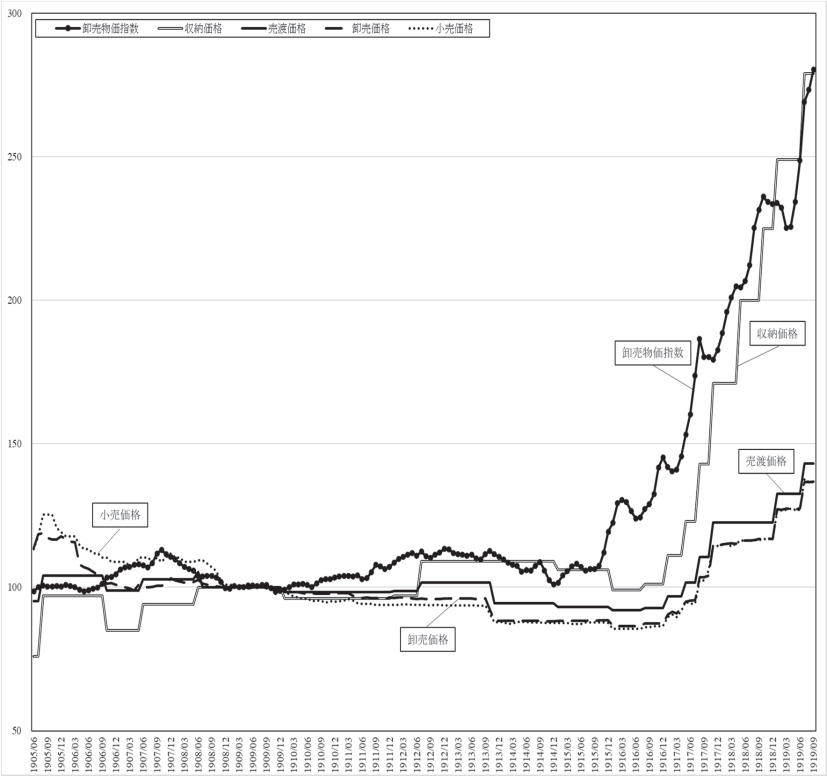


図 11　卸売物価指数と内地塩収納・売渡・卸売・小売価格指数

（1905 年 6 月–1919 年 8 月（月次・1909 年平均基準））

注 1）　卸売物価指数には 1934–36 年基準指数を使用し、各内地塩価格は 5 等塩価格を示す。

注 2）　収納価格は第 1 区（瀬戸内地域）価格、売渡価格は元売捌人売一般定価（第 1 区基準）を示した。

注 3）　小売価格として 1916 年 3 月まで原資料の枡売 1 升あたり価格を 1 石＝ 170 斤で単位換算した。

資料）　大蔵省専売局（1915, 1257–8；1919, 127–32；1931, 65–7）；日本塩業史編集室（1954, 1–40）；日本銀行調査統計局（1987, 24）。

あった（中沢（一九三三、四五〇－四）、図11）。以上より食塩は相対的に低廉化したが、米穀など他商品と同様に需給は逼迫していた。

一九〇〇年代から一九一〇年代に年平均内地製塩量は六・六％減少したが、内地の年平均食塩消費量は一九〇八－一〇年度から一九一七－一九年度に四三・九％増加した。その用途別増加寄与率は魚類塩蔵用三五・七％、家庭・漬物用三三・九％、曹達製造用一八・七％、味噌醸造用一一・九％、醤油醸造用〇・三％であった。以上のうちで中間財用途たる食塩消費の増加は用途先各産業の生産拡大で生じたが、最終消費財用途を含む家庭・漬物用の消費も拡大していた（日本専売公社（一九六六、六七八－六八五）、前田（二〇二〇）、露領水産組合（一九三九、二一一））。こうした家庭・漬物用消費の拡大は一人あたり消費量の増加が牽引した。

②家庭・漬物用における超過需要

図12は一九〇八－三九年度の用途別一人あたり食塩消費量を示す。

一人あたり食塩消費量で醤油醸造用と味噌醸造用は一定ないし漸減傾向を示したが、家庭・漬物用は漸増傾向を示した。但し、一九一六－一九年度の一人あたり家庭・漬物用塩消費量には突発的な増加が生じ、線形近似直線より著しく乖離した。当該期の家庭・漬物用塩消費拡大要因は二点挙げられる。

第一は漬物生産の拡大であった。一九一六年度に「米穀生糸等重要農産物ノ価格騰貴シ農村ニ於ケル購買力ヲ増進シタルト秋冬期ニ於ケル蔬菜類ノ作柄良好ナリシトニ因リ」（大蔵省専売局（一九一八、一三六））漬物用塩消費は拡大し、同時期から都市近郊で漬物製造業の生産が拡大した。一九二七年の都市別沢庵漬消費量で東京市は最多に達し、同市近郊たる北豊島郡赤塚村（現・板橋区）の加藤家は一九一三－一八年に沢庵漬生産量を倍増させた（帝国農会（一九二九、五九－六二））。但し、漬物生産は一九二〇年代以降も継続的に拡大し、加藤家の沢庵漬生産量は一九一八－二九年に三四％増加した（渡辺（二〇〇三））。したがって、漬物生産の拡大は一人あたり家庭・漬物用塩消費量漸増の一因であったが、一九一六－一九年における同量の突発的増加は説明し得ない。そこで、かかる要因として以下を挙げられる。

第二は超過需要の発生であった。一九一六年より食塩需給逼迫下で食塩価格の相対的低廉化が進行し、一般消費者と食塩商による「見越買」が生じた。一九二〇年度

図 12　用途別 1 人あたり食塩消費量（1908–39 年度）

注 1）　各系列には線形近似直線を付した。

注 2）　人口には内地人口を利用した。

資料）　総務庁統計局（1987, 48–9）；日本専売公社（1966, 678–81）。

より一人あたり家庭・漬物用塩消費量の線形近似直線に対する乖離は縮小し、同年度に専売局は「売捌人並ニ一般消費者モ前年度ニ於ケルカ如ク見越買ヲ為ス者全ク其ノ跡ヲ絶チ」（大蔵省専売局（一九二二、二六七））と評した。こうした「見越買」で一九一九年以前の食塩需要は実需以上に膨張し、超過需要を生み出した。食塩商の「見越買」は専売局による二点の施策が拍車を掛けていた。

第一の施策は在庫量確保の推奨であった。一九一六年四月に専売局は需給逼迫下の安定供給を目的として全国の各専売支局長へ「向後元売捌人販売塩ノ準備貯蔵ヲ励行スヘキハ勿論小売人ニ於テモ期節ニ応シテ常ニ相当数量ノ買置ヲ為サシメ決シテ塩ノ供給不足ヲ告ケサルコト」[13]と指示した。したがって、「相当数量」内の「見越買」は専売局より賞賛されるべき商行為であった。

第二の施策は販売時制限価格と売渡価

格の非連動であった。一九〇八年度より専売局は小売価格に至る流通価格の上限を設定したが、上限価格は買入時の価格を基準に算出された[14]。それゆえに、一九一六年以降の売渡価格改定頻発時は市場に上限価格の異なる食塩が流通した。そこで、食塩商は「見越買」で売渡価格引上前に在庫塩を貯蔵すれば、同価格引上後の流通塩より低廉に食塩を販売し得た。販売時点における制限価格と売渡価格の非連動は食塩商に「見越買」のインセンティヴを付与し、価格競争力獲得へ向けた「見越買」が発生した。かかる事情は一般消費者も共通し、「見越買」は食塩の調達コスト圧縮に寄与した。

塩専売制度下で販売価格の上限設定は食塩商の稼得利益を制限し、一九一六年以降の物価上昇で一般消費者は生活費の圧縮に迫られていた。そこで、「見越買」は食塩商の稼得利益増大、一般消費者の生活費圧縮に資した。それは超過需要の発生に帰結し、食塩需給を逼迫させた。しかし、官費回送制度の政府回送費全額負担開始と売渡価格全国一律化で食塩価格は需給変動を織り込まなかった。かかる状況下で専売局は塩専売制度批判沈静化の目的から売渡価格の上昇を抑制した。以上の施策はさらなる「見越買」を誘発し、需給逼迫の深刻化を招いた。

小括

本稿の考察結果は以下三点に小括できよう。第一に塩専売制度導入後も一九一三年まで地方都市の価格には当該都市の需給変動が反映されていた。各地方都市の食塩卸売価格は一九一三年まで小刻みに変動し、他都市と傾向が一致しない個別的な変動も生じていた。かかる特徴を有した各地方都市の価格変動は当該都市の需給変動を主要因とした。大蔵省専売局は価格抑制策として一九〇八年度より流通価格に上限を設けていた。しかし、上限の範囲内で価格は食塩需給の変動と連動し、塩専売制度下でも市場メカニズムは限定付きで機能していた。

第二に、一九一三年一〇月の回送費政府全額負担開始と売渡価格全国一律化で地方都市の価格に当該都市の需給変動は反映されなくなった。塩専売制度導入後の流通価格上昇は帝国議会内外から制度批判を招来し、専売局は批判の沈静化を目的として流通価格抑制に努めた。その中心的施策として同局は官費回送制度を導入し、一九一三年一〇月より回送費は全額政府負担となった。そして、市場圏を跨ぐ長距離間輸送は官費回送が占有し、同月に専売局は専売収入額の引下と地域間調整で売渡価格

の全国一律化を達成した。以上の施策で収益源を遠隔地間価格差に求める裁定取引の機会は減少し、価格形成メカニズムの転換が生じた。同月から各都市間における食塩卸売価格の変動傾向は概ね一致し、各地方都市の価格と当該都市の需給変動の関係性は断絶した。

第三に、一九一三年に至る政府の介入強化で生じた価格と需給の関係性断絶は一九一〇年代後半の食塩需給逼迫を深刻化させた。一九一六年以降の専売局は売渡価格の引上率を物価上昇率より抑制し、食塩は相対的に低廉化した。しかし、同時期に食塩需要は中間財用途と最終消費財用途の双方で拡大し、需給は逼迫した。かかる状況下で食塩商と一般消費者は「見越買」を進めた。専売局は食塩供給安定化の目的で「見越買」を推奨し、売渡価格引上の頻発時に食塩商は価格改定前の「見越買」で価格競争力を獲得し得た。一般消費者においても「見越買」は生活費圧縮の有力な手段となった。しかし、以上の「見越買」による超過需要発生時も食塩価格の上昇は抑制された。それゆえに、食塩価格の相対的低廉性維持はさらなる「見越買」を誘発し、一九一六－一九年度の一人あたり家庭・漬物用塩消費量は急増した。

一九一〇年代に日本内地の食塩需要は急拡大し、専売局は植民地塩輸移入拡大による需給逼迫の量的緩和と売渡価格据置による価格の上昇抑制を図った（前田（二〇一八a、二〇二〇））。しかし、本稿で検討したように、一九一三年一〇月の回送費政府全額負担開始と売渡価格全国一律化は価格と需給の関係性を遮断し、一九一〇年代後半の需給逼迫時にも価格上昇は抑制された。そして、価格上昇抑制による食塩の相対的低廉化は超過需要の発生へ帰結し、塩専売制度の改定は食塩需給のさらなる逼迫化を促進した。したがって、一九一〇年代後半の塩専売制度運用は需給逼迫の量的緩和に貢献したが、他方で需給逼迫深刻化の一因でもあった。前田（二〇二〇）は当該期の塩専売制度運用を需給逼迫の量的緩和策として評価したが、他方で質的な需給乖離の発生を指摘した。すなわち、需給逼迫下で専売局は内地塩に対する質的代替性が限定的な植民地塩の使用を消費者へ強制していた。本稿の考察結果を踏まえれば、以上の塩専売制度運用における混乱は同制度の運用そのものに起因する側面を有していた。

Ito et al.（2017a）が分析した両大戦間期米穀先物市場と同様に一九〇八－一八年食塩市場における価格形成メカニズムの変容は政府介入形態の転換と連動した。

Ito et al.（2017a）はFama（1970）の情報効率性をIto et al.（2014, 2017b）によるTV-VAR（Time-Varying VAR）モデルで計測したが、本稿はVARモデルとVECモデルでインパルス応答関数と相対的分散寄与率を測定した。したがって、双方は分析対象の市場、用いた手法、観察点で相違を有するが、双方より価格形成メカニズムと政府介入形態の関係性に関する同様の結果が示された。但し、本稿第3節の分析は価格形成と政府介入の相互規定性まで指摘した。政府介入の強化は価格と需給の関係性を遮断し、政府の価格設定による食塩価格の相対的低廉性は超過需要の発生要因となった。そして、超過需要は政府介入の混乱を引き起こした。このように政府介入形態の転換と価格形成メカニズムの変容は相互規定的な関係性を有した。

本稿を含む以上の諸研究はいずれも一次産品に着目した。Lewis（1978, 201-8）が指摘したように、戦前期植民地領有国の政府は一次産品市場に直接的売買介入、価格制限、税制上の優遇措置、輸入制限など多様な形態で介入し、一八九五年から日本も植民地を領有した。そこで、今後は近代日本で取引された多様な一次産品まで本稿と同様の視角に基づく分析の対象を拡充する必要が指摘できよう。

参考文献

【日本語文献】

大蔵省専売局（一九一五）『塩専売史』。
――（一九一八）『専売局第十九回年報』。
――（一九二二）『専売局第二十三回年報』。
――（一九一九）『第四十二議会参考書』（慶應義塾大学文学部日本史学専攻前田研究室所蔵）。
――（一九三一）『塩専売統計表』。
――（一九三七a）『専売史 第一輯 第五巻』。
――（一九三七b）『専売史 第一輯 第八巻』。
尾坂登良（一九八二）「明治期における塩の流通（一）：中継地における流通」『日本塩業大系 近代（稿）』日本専売公社、三九七-四三五頁。
小澤利雄（二〇〇〇）『近代日本塩業史：塩専売制度下の日本塩業』大明堂。
落合功（二〇一二）『近代塩業と商品流通』日本経済評論社。
静岡県（一九一五）『大正二年静岡県統計書 第壹編 雑纂』。
鎮目雅人（二〇一一）「両大戦間期日本における物価変動予想の形成：商品先物価格データを用いた分析」『社会経済史学』七七（一）、二五-四七頁。
衆議院・参議院編（一九六〇）『議会制度七十年史 衆議院議員名簿』大蔵省印刷局。
鈴木梅四郎（一九一八）『第六政戦録』。
関口二郎（一九八二）「明治期における塩の流通（一）：産地

における流通」『日本塩業大系 近代（稿）』日本専売公社、三四三-九七頁。
総務庁統計局（一九八七）『日本長期統計総覧 一』。
高槻泰郎（二〇一二）『近世米市場の形成と展開：幕府司法と堂島米会所の発展』名古屋大学出版会。
竹歳一紀（一九九九）「明治から昭和初期における米先物価格に関する計量分析」『先物取引研究』四（一）、一二五-四五頁。
田中啓爾（一九六七）『塩および魚の移入路：鉄道開通前の内陸交通路』古今書院。
帝国農会（一九二九）『農家生産物需給並共同出荷状況調査』。
鳥取県（一九一五）『大正二年鳥取県統計書 第一編（土地人口其他）』。
内閣統計局（一九一八）『日本帝国第三十七統計年鑑』。
中沢弁次郎（一九三三）『日本米価変動史』明文堂。
中西聡（二〇〇二）「近代の商品市場」桜井英治・中西編『新体系日本史 一二 流通経済史』山川出版社、二七五-三二六頁。
——（二〇一六）『旅文化と物流：近代日本の輸送体系と空間認識』日本経済評論社。
二野瓶徳夫（一九八二）「明治期における塩の流通（二）：明治後期における流通」『日本塩業大系 近代（稿）』日本専売公社、四八九-五一四頁。
日本塩業史編集室（一九五四）『塩収納（賠償）価格沿革』。
日本銀行（一九一四）「大正三年十月 日本銀行調査月報」（日本銀行調査局編（一九五七、三〇四-一七頁））。
——（一九一五）「大正四年十月 日本銀行調査月報」（日本銀行調査局編（一九五七、四八三-九九頁））。
日本銀行調査局編（一九五七）『日本金融史資料 明治大正編 第十巻』大蔵省印刷局。
日本銀行調査統計局（一九八七）『明治以降卸売物価指数統計』。
日本専売公社（一九六六）『塩業整備報告 第二巻 資料編』。
前田廉孝（二〇一五）「導入初期における塩専売制度の運用目標：制度運用への批判と塩専売法廃止法案審議過程の検討を中心に」『日本塩業の研究』三四、七七-一〇六頁。
——（二〇一七）「蔵書ギャラリー no. 23『専売局報』」『西南学院大学図書館報』一八三、七頁。
——（二〇一八a）「食料をめぐる経済政策と消費の嗜好性：戦前期日本の米穀・食塩を中心に」『嗜好品文化研究』三、四八-五五頁。
——（二〇一八b）「明治・大正期日本の政策的食料需給調整と植民地産品消費：食塩市場を事例に」『社会経済史学』八四（三）、四九-七二頁。
——（二〇二〇）「帝国日本の台湾・関東州塩需給と流通主体：一八九〇-一九一〇年代を中心に」『史学』（慶應義塾大学）（掲載決定済）。
宮本常一（一九八五）『塩の道』講談社。
山口和雄（一九八二）「明治期における塩の流通（二）：明治前期における流通」『日本塩業大系 近代（稿）』日本専売公社、四三七-八九頁。
——（一九八六）「近代的輸送機関の発達と商品流通：北陸・

北越地方の場合」山口・石井寛治編『近代日本の商品流通』東京大学出版会、七五－一二七頁。
霞領水産組合（一九三九）『霞領漁業の沿革と現状』。
渡辺嘉之（二〇〇三）「東京北郊地域における漬物業の展開：東京府北豊島郡赤塚村加藤家の事例を中心に」地方史研究協議会編『江戸・東京近郊の史的空間』雄山閣、一九七－二一九頁。

【英語文献】

Barro, R. and Gordon, D. (1983). "Rules, discretion and reputations in a model of monetary policy," *Journal of Monetary Economics*, 12(1), pp. 101–21.

Chance, D. M. (1985), "A semi-strong form test of the efficiency of the treasury bond futures market," *Journal of Futures Markets*, 5, pp. 385–405.

Chilosi, D., Murphy, T. E., Studer, R., and Tunçer, A. C. (2013). "Europe's many integrations: Geography and grain markets, 1620–1913," *Explorations in Economic History*, 50(1), pp. 46–68.

Colling, P. L. and Irwin, S. H. (1990). "The reaction of live hog futures prices to USDA hog and pigs reports," *American Journal of Agriculture Economics*, 72(1), pp. 84–94.

Clarida, R., Gali, J., and Gertler, M. (1999). "The science of monetary policy: A new Keynesian perspective," *Journal of Economic Literature*, 37(4), pp. 1661–707.

Dickey, D. A., Bell, W. R., and Miller, R. B. (1986). "Unit roots in time series models: Tests and implications," *The American Statistician*, 40(1), pp. 12–26.

Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979). "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427–31.

Dobado-González, R., García-Hiernaux, A., and Guerrero, D. E. (2012). "The integration of grain markets in the eighteenth century: Early rise of globalization in the west," *Journal of Economic History*, 72(3), pp. 671–707.

DuBoff, R. B. (1983). "The telegraph and the structure of markets in the United States, 1845–1890," *Research in Economic History*, 8, pp. 253–77.

Enders, W. (2008). *Applied Econometric Time Series*, Hoboken: John Wiley & Sons.

Engle, R. F. and Granger, C. W. (1987). "Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing," *Econometrica*, 55(2), pp. 251–76.

Fama, E. F. (1970). "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work," *Journal of Finance*, 25(2), pp. 383–417.

Federico, G. (2007). "Market integration and market efficiency: The case of 19th century Italy," *Explorations in Economic History*, 44(2), pp. 293–316.

——(2011). "When did European markets integrate?" *European Review of Economic History*, 15(1), pp. 93–126.

——(2012). "How much do we know about market integration in Europe?" *Economic History Review*, 65(2), pp. 470–97.

Field, A. J. (1992). "The magnetic telegraph, price and quantity data, and the management of capital," *Journal of Economic History*, 52(2), pp. 401–13.

Findlay, R. and O'rourke, K. H. (2007). *Power and Plenty: Trade, War, and the World Economy in the Second Millennium*, Princeton: Princeton University Press.

Frankel, J. A. (1980). "Exchange rates, prices and money: Lessons from the 1920s," *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 70, pp. 235–42.

Goss, B. A. (1987), "Wool prices and publicly available information," *Australian Economic Papers*, 26, pp. 225–36.

Granger, C. W. (1969). "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods," *Econometrica*, 37(3), pp. 424–38.

Hansen, L. P. and Hodrick, R. J. (1980). "Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis," *Journal of Political Economy*, 88(5), pp. 829–53.

Hoag, C. (2006). "The Atlantic telegraph cable and capital market information flows," *Journal of Economic History*, 66(2), pp. 342–53.

Ito, M., Maeda, K., and Noda, A. (2016a). "Market integration in Japanese rice markets, 1880–1932," *Quantitative Finance Papers* [arXiv: 1604.00148].

——(2016b). "Market efficiency and government interventions in prewar Japanese rice futures markets," *Financial History Review*, 23(3), pp. 325–46.

——(2017a). "Discretion versus policy rules in futures markets: A case of the Osaka-Dojima Rice Exchange, 1914–1939," *Quantitative Finance Papers* [arXiv: 1704.00985].

——(2018). "The futures premium and rice market efficiency in prewar Japan," *Economic History Review*, 71(3), pp. 909–37.

Ito, M., Noda, A., and Wada, T. (2014). "International stock market efficiency: A non-Bayesian time-varying model approach," *Applied Economics*, 46(23), pp. 2744–54.

——(2017b). "An alternative estimation method of a time-varying parameter model," *Quantitative Finance Papers* [arXiv. 1707.06837].

Jacks, D. S. (2006). "What drove 19th century commodity market integration?" *Explorations in Economic History*, 43(3), pp. 383–412.

Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), pp. 231–54.

Johansen, S. and Juselius, K. (1990). "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), pp. 169–210.

Kaukiainen, Y. (2001). “Shrinking the world: Improvements in the speed of information transmission, c. 1820–1870,” *European Review of Economic History*, 5(1), pp. 1–28.

Kydland, F. and Prescott, E. (1977). “Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans,” *Journal of Political Economy*, 85, pp. 473–91.

Lewis, W. A. (1978). *Growth and Fluctuations 1870–1913*, New York, Routledge.

Maeda, K. (2020). “Market-based financing for small corporations during early industrialisation: The case of salt corporations in Japan, 1880s–1910s,” *Business History*, forthcoming (online available), pp. 1–23.

McCallum, B. (1993). “Specification and analysis of a monetary policy rule for Japan,” *Monetary and Economic Studies*, 11, pp. 1–45.

Mitchener, K. J. and Ohnuki, M. (2009). “Institutions, competition, and capital market integration in Japan,” *Journal of Economic History*, 69(1), pp. 138–71.

Newey, W. and West, K. (1987). “A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix,” *Econometrica*, 55(3), pp. 703–8.

Obstfeld, M. and Taylor, A. M. (2004). *Global Capital Markets: Integration, Crisis, and Growth*, Cambridge: Cambridge University Press.

O’Rourke, K. H. (1997). “The European grain invasion, 1870–1913,” *Journal of Economic History*, 57(4), pp. 775–801.

Phillips, P. C. and Perron, P. (1988). “Testing for a unit root in time series regression,” *Biometrika*, 75(2), pp. 335–46.

Schwert, G. W. (1989). “Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 7(2), pp. 147–59.

Sims, C. A. (1980). “Macroeconomics and reality,” *Econometrica*, 48(1), pp. 1–48.

Taylor, J. B. (1993). “Discretion versus policy rules in practice,” in *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Elsevier, pp. 195–214.

註

＊　本稿引用の史料は、塩事業センター塩業資料室、西南学院大学図書館、国史館台湾文献館によるご協力の下で閲覧した。また、本稿の執筆過程では伊藤幹夫氏（慶應義塾大学経済学部）より有意義なコメントを頂戴した。記して謝意を表したい。但し、有り得べき誤謬は筆者の責に帰する。なお、本稿は独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金（17H02553、18K01734、20K01795、20KK0029）による成果の一部である。

（1）『局報』を専売局は地方の出先機関へ通牒、局内統計等を伝達する目的で毎週発行した。詳細は前田（二〇一七）参照。また、『局報』掲載価格統計の調査方法について詳細は前田（二〇二〇）参照。

(2) 「販売部長通牒丁第三八九五号 塩販売回送ニ関スル事項報告方ノ件」一九〇八年七月一五日（『局報』三四七（一九〇八年六月二〇日）（西南学院大学図書館所蔵、貴重書三四八／四／八）、一〇六八－七三頁。

(3) 「長官達甲一三号 塩ノ回送区間ニ関スル件」一九一三年六月二三日（『局報』四五（一九一三年六月二三日）（国史館台湾文献館所蔵、〇九三八九五）、六七三－五頁。

(4) 「塩販売価格一覧表」は東京市の価格系列を区別に掲載する。そこで、市下で食塩商が集中的に立地していた日本橋区の価格系列を用いる。

(5) 欠落月数は後掲の表2に示した。

(6) 本稿では紙幅の都合から推定式は省略し、インパルス応答関数と相対的分散寄与率の結果のみを示す。

(7) 「長官達丁第一三〇一号 塩販売官署所在地外ニ於ケル回送塩引渡手続中改正ノ件」一九一一年四月二五日（『局報』五〇五（一九一一年五月一日）（西南学院大学図書館所蔵、貴重書三四八／四／八）、六七五頁。

(8) 「長官達丁第二八四一号 塩回送規程ノ件」一九〇八年五月二一日（『局報』三三九（一九〇八年五月二五日）（西南学院大学図書館所蔵、貴重書三四八／四／八）、七四三－五八頁。なお、一九一二年四月に専売局は米子町を境町と別個の回送先として指定した（「長官達丁第八三五号 塩ノ回送区間制定ノ件」一九一二年四月八日（『局報』五五二（一九一二年四月八日）（国史館台湾文献館所蔵、〇九三八九三）、四五三－五頁）。

(9) 「長官達甲一四五〇号 塩生産費調査手続改正」一九一三年一〇月二八日（『局報』六七（一九一三年一〇月二八日）（国史館台湾文献館所蔵、〇九三八九六）、一一八－二二四頁。

(10) 「大蔵省告示第百五十一号 塩百斤当賠償価格表」一九一五年一二月二七日（『局報』一九九（一九一六年一月一〇日）（西南学院大学図書館所蔵、貴重書三四八／四／八）、一－二頁。

(11) 宇多津東塩田株式会社「第廿九回報告書」一九一六年九月（宇多津東塩田株式会社『総会報告書綴』一九〇二－二一年（塩事業センター塩業資料室所蔵、〇一〇二九七））。宇多津町内の製塩会社経営について詳細は Maeda (2020) を参照。

(12) 「第四十回衆議院請願委員第一分科会議録第一回」一九一八年一月、六頁、「第四十回衆議院予算委員第三分科会議録第一回」一九一八年二月、一七頁。

(13) 「専売支局長、専売局試験場長会議ノ際ニ於ケル専売局長官注意事項」一九一六年四月二六日（『局報』二一九（一九一六年五月一五日）（西南学院大学図書館所蔵、貴重書三四八／四／八）、三九八頁。

(14) 「販売収納部長通牒丁第三八四〇号 塩販売制限価格算定方ノ件」一九〇八年七月一五日（『局報』三四七）、一〇六七－八頁。