



Title	不完全競争下における玉葱市場の地域間均衡分析
Author(s)	松田, 敏信; MATSUDA, Toshinobu; 黒河, 功 他
Citation	北海道大学農経論叢, 52, 105-124
Issue Date	1996-03
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/11137
Type	departmental bulletin paper
File Information	52_p105-124.pdf



不完全競争下における玉葱市場の地域間均衡分析

— 国内産地間の競争状態が輸入量に及ぼす影響 —

松田敏信・黒河功

An Interregional Equilibrium Analysis of the Imperfectly Competitive Onion Markets : Implications for the Increasing Vegetable Imports

Toshinobu MATSUDA and Isao KUROKAWA

Summary

This paper approaches the interregional equilibrium prices and flows of onions in terms of competitiveness of markets. The spatial price equilibrium model is extended to apply to markets of varying degree of competition, including perfectly competitive and monopolistic ones as the two extremes. The model is formulated as a linear complementarity problem and solved by Lemke's method. The estimators of conjectural variation are incorporated into the model to achieve optimum solutions that prove to be exactly equal to the actual values, which adds credibility to the model simulations. The empirical results suggest that the Japanese onion markets are fairly, not to say perfectly, competitive, and that the higher degree of competition between the domestic production centers makes the market price level lower, decreasing imports, which implies that keeping a high degree of domestic competition is essential to the maintenance of domestic vegetable production in the face of the increasing imports.

1 序

1) 問題の所在

近年, 異常気象の多発が野菜供給の不安定性に拍車をかけ, 生鮮野菜の輸入が急増している。特に, 玉葱のように産地の集中が進んでいる品目では, 主産地の供給量変動による価格の高下が激しく, そのことが輸入増加の1つの要因であるといわれている(註1)。輸入増加に直面する国内野菜産地は, 国内競争とともに国際競争をも見据えた市場対応を必要とされているといえよう。

玉葱は伝統的に輸入量の最も多い野菜の1つであり, その輸入は古くから自由化(関税化)されている。図1に示されるように, 輸入玉葱の卸売数量は国産玉葱の価格に敏感に反応し, 国産玉葱の価格の高騰は輸入量の増大をもたらしている。

従って, 玉葱の各産地は国内の他産地との競争とともに, 輸入玉葱との競争にも直面しているといえる。更に, 玉葱は古くから行政機関による価格安定化への取り組みが行われ, 現在その体制が最も整備されている野菜の1つであるにもかかわらず, 依然として他の多くの野菜と同様, その需要は価格に対して非弾力的で市場が価格伸縮的であるため, 供給量のわずかな増減によって価格が大きく変動するという不安定な側面を有している。

本稿では, 我が国の代表的な生食用野菜で, 早くから輸入が自由化されており, 更に価格伸縮的で不安定な市場構造をもつ玉葱を対象として, 国内・国外双方との競争に直面する我が国の野菜産地の市場対応の在り方に対して, 産地間の競争状態に焦点を当てながら分析を試みる。具体的には, 市場における産地間の競争性を空間均衡分析に陽

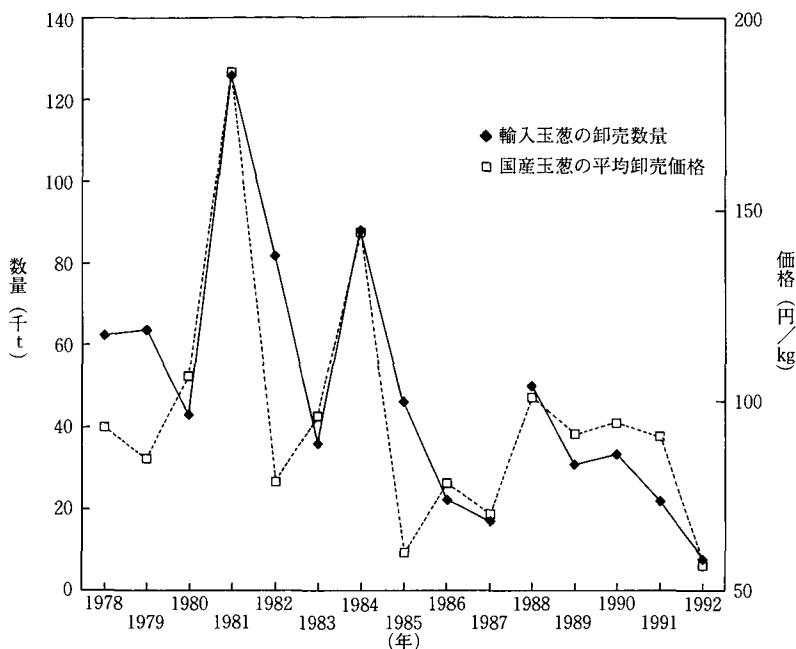


図1 輸入玉葱の卸売数量と国産玉葱の平均卸売価格の年次推移(全国)

(資料) 農林水産省統計情報部『青果物卸売市場調査報告』, 総理府統計局『消費者物価指数年報』より作成。

註) 価格は総合消費者物価指数(1990年基準)で実質化。

表的に組み込むことによって、国内産地間の競争状態が輸入量に及ぼす影響についてシミュレーション分析を行う。

2) 既往の研究成果

本稿では、以上のような問題意識の下で、モデルに競争性の指標を新たに導入することによって空間均衡分析(地域間均衡分析)を産地間の競争性の観点から一般化した最近の研究成果—不完全競争空間均衡分析—を主に適用する。以下では、主として農産物市場を対象とした実証研究について、空間均衡分析の発展の系譜を簡単にたどってみることにする。

空間均衡理論は、複数の生産地域(産地)から複数の消費地域(市場)への財の移動に関する均衡条件を明らかにするもので、Enke [3] (註2)によってその理論的枠組みが与えられ、Samuelson [28]によって極大化問題として定式化された。更に、Takayama and Judge [35], [36]は、線形の需要・供給関数を前提としたオペレーショナルな

2次計画問題としてこれを再定式化することによって、空間均衡理論の実証分析への適用を可能とした。このモデルにおいては、生産者及び消費者は価格受容者(price-taker)として行動し、生産、消費の水準を決定する際に、それぞれ産地価格、市場価格を所与として捉えることが仮定されている。その後、Takayama and Judge [38]は空間均衡モデルを独占均衡モデルへと拡張したが、事例研究への応用についてみると、殊に農産物市場の実証分析へ適用されてきたのは、近年に至るまで、主として完全競争空間均衡モデルであった。

これまでに空間均衡分析は、例えば、農産物の国際貿易を対象としたBawden [1], 小麦の世界市場を対象としたSchmitz and Bawden [32], 米と小麦を対象としたPant and Takayama [27], 生乳を対象とした(註3) West and Brandow [40], 佐々木[29], Kottke [17], 小林[16], 林[7], 伊藤[10], 玉葱を対象とした永木[24], 松原他[22], 夏秋キャベツを対象とした農林省農林経済局統計

情報部企画情報課システム分析室[26], 冬キャベツを対象とした上路[39], 豚肉を対象とした佐々木[30], プロイラーを対象とした佐々木[31], Lee and Seaver [19], オレンジを対象とした Zushman, et al. [42] など, 様々な農産物の地域間均衡分析に応用されてきたが, 基本的にそれらは, 伝統的な Samuelson / Takayama-Judge モデル (註4) を適用した完全競争空間均衡分析である。

こうした中で, 現実の多くの市場の競争状態である完全競争と独占 (完全協調) との中間領域, すなわち寡占市場を対象とした2次計画問題による空間均衡理論のモデル化は, まず Hashimoto [6] によって, 寡占市場の1形態である Cournot 型寡占市場について行われ, 数量を原変数 (primal variables), 価格を双対変数 (dual variables) とする空間 Nash 均衡モデル (spatial Nash equilibrium model) として定式化された。このモデルにおいては, 各生産主体が Nash (非協力ゲーム) 型の行動をとること, すなわち, 自己の生産量と出荷量に関する決定が, 他産地の生産量と出荷量の決定に影響を与えないという前提の下で, 自己の利潤を最大化すべく生産量と出荷量に関する決定を行うことが仮定される。川口・鈴木[13], [14] は, Hashimoto [6] のモデルを価格を原変数として修正することによって, 各産地の行動を price-taker, 独占, Nash 型というように a priori に設定して空間均衡解を求める計画モデルを2次計画問題として定式化し, それを生乳市場の地域間均衡分析に適用する研究を行った。そして, 「他地域の行動に対する推測は Nash 型だけではなく様々な場合が想定でき, Nash 型というようにア priori に仮定しいろいろな分析を試みるかわりに, (中略) 現状の『主観的』限界収入曲線の傾きの程度を推定し, その推定値を本稿のフレームワークの中に組み込んで利用するという観点からの研究も重要である」(註5)と述べ, 空間均衡分析を競争性の観点から一般化すること, すなわち産地間の競争状態に対して先験的な仮定を置かない方向で空間均衡分析を発展させていくことの重要性を示唆している。更に, 川口他[15], 鈴木[33] は, 「主観的」限界収入曲線の傾きの程度, すなわち競争性の程度を推測的変動の値として計測し, その推定値を不完全競争空間均衡モデルに組み込

むことによって, 生乳流通の現状を的確に説明できることを示している。

3) 課題の限定

以上のような既往の研究成果を踏まえ, 本稿では, まず第1に, 川口・鈴木[13], [14]において提示された不完全競争空間均衡モデルを数学的に検討すること, そして第2に, 不完全競争空間均衡モデルを玉葱市場に適用して現状の産地間の競争状態を反映させた均衡解を求めること, 更に第3に, 不完全競争空間均衡モデルを用いて産地間の競争状態を変化させるシミュレーションを行い, これに輸入量と国産価格との関係を考え合わせることに伴って, 国内産地間の競争状態の見地から, 輸入野菜の増加に直面する国内野菜産地の市場対応に関する含意を引き出すこと, を課題とする。

2 理論的枠組み

1) 不完全競争空間均衡モデル — 数量形式 —

分析モデルの展開に先立ち, 以下のように各記号を定義する。

X : 消費地域 $i \in \{1, \dots, m\}$ の需要量 x_i を成分とする m 次元列ベクトル。

Y : 生産地域 $j \in \{1, \dots, n\}$ の供給量 y_j を成分とする n 次元列ベクトル。

Q : 生産地域 j から消費地域 i への移送量 q_{ij} を成分とする mn 次元列ベクトル。

PD : 消費地域 i の市場価格 (需要価格) pd_i を成分とする m 次元列ベクトル。

MC : 生産地域 j の産地限界費用 mc_j を成分とする n 次元列ベクトル。

PR : 消費地域 i の需要価格 pd_i と, 消費地域 i における生産地域 j の限界収入 mr_{ij} との格差を表す変数 pr_{ij} を成分とする mn 次元列ベクトル。

$x_i = \nu_i + \xi_i pd_i$: 消費地域 i の市場需要関数 ($\xi_i < 0$)。

$pd_i = a_i + b_i x_i$: 消費地域 i の逆市場需要関数 ($a_i \equiv -\nu_i / \xi_i, b_i \equiv 1 / \xi_i < 0$)。

$y_j = \chi_j + \psi_j mc_j$: 生産地域 j の限界費用関数 ($\psi_j > 0$)。

$mc_j = g_j + h_j y_j$: 生産地域 j の逆限界費用関数

$$\begin{aligned} (g_j &\equiv -X_j/\psi_j, \\ h_j &\equiv 1/\psi_j > 0). \end{aligned}$$

f_c_j : 生産地域 j の固定費用 (= constant)。

t_{ij} : 生産地域 j から消費地域 i への単位輸送費 (= constant)。

本稿の分析において主として用いられる不完全競争空間均衡モデル (imperfectly competitive spatial equilibrium model) は、従来の完全競争空間均衡モデルを競争性の観点から一般化したもので、全ての生産地域が price-taker として行動する完全競争 (perfect competition) と、全ての生産地域が協調して共同利潤を最大化する完全協調 (perfect collusion) とを両極端として、その中間領域の様々な寡占状態における地域間の数量・価格均衡を求めるための計画モデルである。Hashimoto [6], は Cournot 型寡占市場における空間均衡モデル (spatial Nash equilibrium model) を数量形式によって定式化した。本小節ではこれを競争性に a priori な仮定を置かない一般の不完全競争市場における空間均衡モデルへ拡張する。

いま、生産地域 j の純利益 (net profit) π_j は、

$$\begin{aligned} \pi_j &= \sum_i p d_i q_{ij} - (\int m c_j d y_j + f c_j) - \sum_i t_{ij} q_{ij} \\ &= \sum_i (a_i + b_i \sum_l q_{il}) q_{ij} - \int (g_j + h_j y_j) d y_j \\ &\quad - f c_j - \sum_i t_{ij} q_{ij} \end{aligned} \quad (2-1)$$

と表される (但し、 $l \in \{1, \dots, n\}$) から、生産地域 j の生産と移出に関する静学的均衡は、次の最大化問題を解くことによって得られる。

$$\text{max. } \pi_j \quad (2-2)$$

$$\text{s.t. } \sum_i q_{ij} \leq y_j \quad (2-3)$$

$$y_j \geq 0, q_{ij} \geq 0 \quad \forall i, j \quad (2-4)$$

ここで、この最大化問題に対する Lagrange 関数を L_j 、制約条件 (2-3) に対する Lagrange 乗数を ϕ_j (≥ 0) とおくと、不完全競争均衡解に対する Karush-Kuhn-Tucker の最適性条件は以下のようになる。

$$\left. \begin{aligned} \frac{\partial L_j}{\partial q_{ij}} &= a_i + b_i \sum_l q_{il} + b_i \left(1 + \frac{\partial}{\partial q_{ij}} \sum_l q_{il} \right) q_{ij} - t_{ij} - \phi_j \\ &= a_i + b_i \sum_l q_{il} + b_i (1 + \gamma_{ij}) q_{ij} - t_{ij} - \phi_j \leq 0 \\ \frac{\partial L_j}{\partial y_j} &= 0 \quad \forall i \end{aligned} \right\} \quad (2-5)$$

$$\frac{\partial L_j}{\partial y_j} = -g_j - h_j y_j + \phi_j \leq 0, y_j \frac{\partial L_j}{\partial y_j} = 0 \quad (2-6)$$

$$\frac{\partial L_j}{\partial \phi_j} = -\sum_i q_{ij} + y_j \geq 0, \phi_j \frac{\partial L_j}{\partial \phi_j} = 0 \quad (2-7)$$

但し、

$$\gamma_{ij} = \partial \sum_{l \neq j} q_{il} / \partial q_{ij}$$

は推測的変動 (conjectural variation) であり、消費地域 i において、生産地域 j の供給量が 1 単位増加するときの他の生産地域 l ($l \neq j$) の合計供給量の変化に対する生産地域 j の推測 (conjecture) を表す。推測的変動は、消費地域における生産地域の競争性を表す指標として捉えることができ、価格受容行動 (price-taking behavior) ($\gamma_{ij} = -1$) から完全協調 ($\gamma_{ij} = x_i/q_{ij} - 1$) までの生産地域の様々な行動を連続的に表すことができる。例えば、消費地域 i が Cournot 型寡占市場である場合、全ての生産地域は他の生産地域の供給量と与件として、すなわち自己の供給量の変化に対して他の生産地域の供給量が変化しないと仮定して自己の利潤を最大化するから、

$$\gamma_{ij} = 0 \quad \forall j$$

となる。

また Lagrange 乗数 ϕ_j は、静学的均衡における産地限界費用と解釈され、(2-5) より、生産地域 j から消費地域 i へ移送が行われる限り、均衡において生産地域 j の産地限界費用 ϕ_j と消費地域 i への単位輸送費及び $-b_i(1 + \gamma_{ij})q_{ij}$ を加えたものは、消費地域 i の市場価格 $p d_i$ ($= a_i + b_i \sum_l q_{il}$) に等しくならなければならない。更に (2-6) より、均衡において生産地域 j における生産量が正である限り、与えられた限界費用関数が満たされることが分かる。ところで、消費地域 i における生産地域 j の限界収入 (註6) $m r_{ij}$ は、

$$\begin{aligned} m r_{ij} &= \frac{\partial}{\partial q_{ij}} p d_i q_{ij} = p d_i + \frac{\partial}{\partial q_{ij}} (a_i + b_i \sum_l q_{il}) q_{ij} \\ &= p d_i + b_i (1 + \gamma_{ij}) q_{ij} \end{aligned} \quad (2-8)$$

と表されるから、 $-b_i(1 + \gamma_{ij})q_{ij}$ (≥ 0) は $p d_i$ と $m r_{ij}$ との格差を与えることになる。従って (2-5) は、

$$m r_{ij} - \phi_j \leq t_{ij}, (m r_{ij} - \phi_j - t_{ij}) q_{ij} = 0 \quad \forall i \quad (2-9)$$

と書き換えることができるから、生産地域 j から消費地域 i へ移送が行われる限り、均衡において限界収入 $m r_{ij}$ と産地限界費用 ϕ_j ($= m c_j$) との格差は両地域間の単位輸送費 t_{ij} に等しく、一方そ

の格差が単位輸送費を下回る場合には移送は行われなくなる。

以上より、数量形式による不完全競争空間均衡モデルは、次のような修正された純社会利得 ASP (net social payoffs adjusted to the imperfectly competitive spatial equilibrium model) (註 7) の最大化問題として定義することができる。

$$\begin{aligned} \max. \quad & ASP(X, Y, Q) \\ & \equiv \sum_i \int (a_i + b_i x_i) dx_i - \sum_j \int [(g_j + h_j y_j) dy_j + fc_j] \\ & \quad + \sum_i \sum_j b_i (1 + \gamma_{ij}) \int q_{ij} dq_{ij} - \sum_i \sum_j t_{ij} q_{ij} \end{aligned} \quad (2-10)$$

$$\text{s.t. } x_i \leq \sum_j q_{ij} \quad \forall i \quad (2-11)$$

$$\sum_i q_{ij} \leq y_j \quad \forall j \quad (2-12)$$

$$x_i \geq 0, y_j \geq 0, q_{ij} \geq 0 \quad \forall i, j \quad (2-13)$$

ここで、この最大化問題に対する Lagrange 関数を L_Q 、制約条件 (2-11)、(2-12) に対する Lagrange 乗数をそれぞれ $\epsilon_i (\geq 0)$ 、 $\rho_j (\geq 0)$ とおくと、Karush-Kuhn-Tucker の最適性条件は以下のように表される。

$$\frac{\partial L_Q}{\partial x_i} = a_i + b_i x_i - \epsilon_i \leq 0, \quad x_i \frac{\partial L_Q}{\partial x_i} = 0 \quad \forall i \quad (2-14)$$

$$\frac{\partial L_Q}{\partial y_j} = -g_j - h_j y_j + \rho_j \leq 0, \quad y_j \frac{\partial L_Q}{\partial y_j} = 0 \quad \forall j \quad (2-15)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial L_Q}{\partial q_{ij}} &= b_i (1 + \gamma_{ij}) q_{ij} - t_{ij} + \epsilon_i - \rho_j \leq 0, \\ q_{ij} \frac{\partial L_Q}{\partial q_{ij}} &= 0 \quad \forall i, j \end{aligned} \quad (2-16)$$

$$\frac{\partial L_Q}{\partial \epsilon_i} = -x_i + \sum_j q_{ij} \geq 0, \quad \epsilon_i \frac{\partial L_Q}{\partial \epsilon_i} = 0 \quad \forall i \quad (2-17)$$

$$\frac{\partial L_Q}{\partial \rho_j} = -\sum_i q_{ij} + y_j \geq 0, \quad \rho_j \frac{\partial L_Q}{\partial \rho_j} = 0 \quad \forall j \quad (2-18)$$

これらの最適性条件のうち、条件 (2-14) と条件 (2-17) は消費地域についての均衡条件を与える。条件 (2-14) は、均衡において需要量が正である限り、各消費地域の市場需要関数が満たされることを示し (ϵ_i は均衡における市場価格と解釈される)、条件 (2-17) は、各消費地域の需要バランスを表す。また、条件 (2-15) と条件 (2-18) は生産地域についての均衡条件を与える。条件 (2-15) は、均衡において供給

量が正である限り、各生産地域の限界費用関数が満たされることを示し (ρ_j は均衡における産地限界費用と解釈される)、生産地域の生産と移出に関する不完全競争均衡における最適性条件 (2-6) に対応する。条件 (2-18) は各生産地域の供給バランスを表し、条件 (2-7) に対応する。以上は、数量形式の空間均衡モデル一般に当てはまる最適性条件である。

一方、地域間の価格についての関係を表す (2-16) は、不完全競争空間均衡モデル特有の最適性条件であり、条件 (2-5) に対応する。

2) 不完全競争空間均衡モデル — 価格形式 —

川口・鈴木[13]、[14]は、まず Hashimoto [6] の数量形式による Cournot 型寡占市場における空間均衡モデルを価格形式によって再定式化し、次に産地間の競争性の程度を表す推測的変動を導入することによって、以下のような価格形式による不完全競争空間均衡モデルへ拡張しうることを示した。ここでは前小節で定式化した数量形式との対応に視点を据えて、以下の価格形式による最大化問題を検討する。

$$\begin{aligned} \max. \quad & f(PD, MC, PR) \\ & \equiv \sum_i \int (\nu_i + \xi_i pd_i) d pd_i - \sum_j \int (\chi_j + \psi_j mc_j) d mc_j \\ & \quad + \sum_i \sum_j \frac{\xi_{ij}}{1 + \gamma_{ij}} \int pr_{ij} d pr_{ij} \\ & = \sum_i (\nu_i pd_i + \frac{1}{2} \xi_i pd_i^2) \\ & \quad - \sum_j (\chi_j mc_j + \frac{1}{2} \psi_j mc_j^2) \\ & \quad + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \frac{\xi_{ij}}{1 + \gamma_{ij}} pr_{ij}^2 \end{aligned} \quad (2-19)$$

$$\text{s.t. } pd_i - mc_j - pr_{ij} \leq t_{ij} \quad \forall i, j \quad (2-20)$$

$$\begin{aligned} pd_i &\geq 0, mc_j \geq 0, pr_{ij} \geq 0, \\ t_{ij} &\geq 0 \quad \forall i, j \end{aligned} \quad (2-21)$$

このモデルは、需要価格と供給価格を原変数、地域間の移送量を双対変数とする価格形式による完全競争空間均衡モデルに対して、供給価格の代わりに産地限界費用 mc_j を原変数として採用し、更に消費地域 i における需要価格 pd_i と消費地域 i における生産地域 j の限界収入 mr_{ij} との格差を表す変数 pr_{ij} を新たに原変数として加えたものである。最適性条件の点から、数量形式で定式化され

た(2-10)～(2-13)と互いに等価であり、このことは以下のように示される。

この最大化問題(2-19)～(2-21)に対するLagrange関数を L_p 、制約条件(2-20)に対するLagrange乗数を $\tau_{ij} (\geq 0)$ とすると、Karush-Kuhn-Tuckerの最適性条件は次のように表される。

$$\frac{\partial L_Q}{\partial pd_i} = v_i + \xi_i pd_i - \sum_j \tau_{ij} \leq 0, \quad pd_i \frac{\partial L_Q}{\partial pd_i} = 0 \quad \forall i \quad (2-22)$$

$$\frac{\partial L_Q}{\partial mc_j} = -\chi_j - \psi_j mc_j + \sum_i \tau_{ij} \leq 0, \quad mc_j \frac{\partial L_Q}{\partial mc_j} = 0 \quad \forall j \quad (2-23)$$

$$\frac{\partial L_Q}{\partial pr_{ij}} = \frac{\xi_i}{1 + \gamma_{ij}} pr_{ij} + \tau_{ij} \leq 0, \quad pr_{ij} \frac{\partial L_Q}{\partial pr_{ij}} = 0 \quad \forall ij \quad (2-24)$$

$$\frac{\partial L_Q}{\partial t_{ij}} = -pd_i + mc_j + pr_{ij} + t_{ij} \geq 0, \quad \tau_{ij} \frac{\partial L_Q}{\partial t_{ij}} = 0 \quad \forall ij \quad (2-25)$$

Lagrange乗数 τ_{ij} は均衡における生産地域 j から消費地域 i への移送量と解釈され、条件(2-22)は、均衡における市場価格が正である限り、与えられた市場需要関数が満たされることを示し、数量形式における最適性条件(2-14)に対応する。また条件(2-23)は、均衡における産地限界費用が正である限り、与えられた限界費用関数が満たされることを示し、数量形式における最適性条件(2-15)に対応する。

一方条件(2-24)は、

$$pr_{ij} + b_i(1 + \gamma_{ij})\tau_{ij} \leq 0, \\ pr_{ij} [pr_{ij} + b_i(1 + \gamma_{ij})\tau_{ij}] = 0 \quad \forall ij$$

と書けるから、(2-8)より、均衡において pr_{ij} が正である限り、 pr_{ij} は消費地域 i の市場価格 pd_i と消費地域 i における生産地域 j の限界収入 mr_{ij} との格差を与えることが確認される。

更に条件(2-25)は、地域間の価格についての関係を表し、数量形式における最適性条件(2-16)に対応する。条件(2-25)は、

$$mr_{ij} - mc_j \leq t_{ij}, \quad \tau_{ij}(mr_{ij} - mc_j - t_{ij}) = 0 \quad \forall ij$$

と書けるから、均衡において移送量 $\tau_{ij} (= q_{ij})$ が正である限り、限界収入 mr_{ij} と産地限界費用 mc_j との格差は両地域間の単位輸送費 t_{ij} に等しく、その格差が t_{ij} を下回る場合には移送量 τ_{ij} は0となる。

3 地域別市場需要関数の計測

1) 計測モデル

指定消費地域の報告単位(以下、単に指定消費地域と略す)に従って、全国を14地域に区分し、国産玉葱の地域別市場需要関数を計測した。計測期間は、卸売市場の統廃合などデータの利用面を考慮して、1978年から1992年までの15年間とした。また、計測対象都市は農林水産省統計情報部『青果物卸売市場調査報告』に掲載される1類～3類の全都市で、都市別年次データをプールし、以下のようなlog-linearの関数型を用いて計測した。

$$\ln x = a_0 + a_1 \ln pd + \sum_{i=1}^n a_{1+i} T_i + \sum_{i=1}^n a_{1+n+i} DM_i + \mu \quad (3-1)$$

但し、 x :卸売数量、 pd :卸売価格(市場価格)(以上、『青果物卸売市場調査報告』)、 T_i :都市 i ($i = 1, 2, \dots, n$)におけるトレンド(1978年を1とする自然数)、 DM_i :都市による取扱数量の違いを表すダミー変数、 $a_0 \sim a_{2n}$:計測すべきパラメータ、 μ :誤差項、とする。なお、価格は1990年基準の総合消費者物価指数(総理府統計局『消費者物価指数年報』)で実質化した。

この計測モデルにおいては、各都市の人口、総所得等の趨勢的な変化をトレンド T_i で代表させ、また都市による取扱数量の違いをダミー変数 DM_i で吸収させている。推定に際しては、誤差項間の1階の系列相関に対処するため、Prais-Winsten変換による一般化最小自乗法(EGLS)を用いた。

2) 計測結果

表1にみられるように、各推定パラメータとも理論的符号条件を満たし、表において省略されているトレンド及びダミー変数の推定パラメータを含めて、 t -値は高い統計的有意性を示している。Durbin-Watson比の値は良好で、誤差項間に1階の系列相関が存在しないという帰無仮説は有意水準5%で棄却されない。また、自由度修正済決定係数の値も極めて高く、各地域ともこのモデルの統計的な当てはまりは良好である。

ここで計測された市場需要の価格弾力性の推定値は-0.2130～-0.0672で、地域により若干の差がみられるものの、いずれも非弾力的な値を示し

表1 地域別市場需要関数の計測結果

指定消費地域	推定パラメータ		統計量	
	価格弾力性 α_1	定数項 α_0	自由度修正済決定係数 R^2 adj.	Durbin-Watson比 $D. W.$
北海道	-0.1357 (-4.301)	10.505 (63.91)	0.9742	1.9466
東北	-0.1542 (-3.805)	10.218 (98.38)	0.9925	1.9394
北関東	-0.1030 (-3.805)	9.8846 (58.14)	0.9847	2.0251
京浜	-0.1703 (-8.707)	11.264 (54.98)	0.9879	1.6676
新潟	-0.0977 (-2.694)	9.0892 (36.09)	0.9618	1.5797
北陸	-0.0672* (-2.185)	8.3318 (54.21)	0.9889	2.0029
東山	-0.1331 (-4.031)	10.274 (62.72)	0.9868	1.9665
静岡	-0.1158 (-2.857)	10.042 (45.12)	0.9809	1.8045
中京	-0.1258 (-5.289)	11.575 (72.03)	0.9893	1.8222
京阪神	-0.1055 (-3.694)	11.704 (66.08)	0.9911	2.0941
中国	-0.1341 (-6.025)	9.7626 (82.69)	0.9874	1.9849
四国	-0.1692 (-3.622)	9.6268 (41.42)	0.9724	1.9491
北九州	-0.1885 (-7.937)	10.375 (72.67)	0.9874	1.9310
九州	-0.2130 (-8.108)	10.265 (68.98)	0.9837	1.9367

(資料) 農林水産省統計情報部『青果物卸売市場調査報告』, 総理府統計局『消費者物価指数年報』。

註1) 括弧内数値は*t*-値。

註2) 価格は総合消費者物価指数(1990年基準)で実質化。

註3) *は有意水準5%で, その他の推定パラメータは有意水準1%で, それぞれ0と有意差がある。

註4) トレンド及びダミー変数の推定パラメータは省略。

ている。価格伸縮的で出回りのわずかな増減によって価格が大きく変動するという不安定な玉葱の市場構造を傍証する推定結果といえよう。これは、全国主要9都市の中央卸売市場について、月次データを用いて計測された松田・黒河[23]における推定値-0.1551~-0.0428とほぼ整合的な値であり、本稿における以後の空間均衡分析に十分耐えうるものといえる。

3) 線形近似

市場需要関数の線形近似は佐々木[30]、笠原[12]、小林[16]、上路[39]及び伊藤[10]に準拠し、次のように行う。両対数型の市場需要関数の定数項を、市場価格と卸売数量の最近3年間(1990年~1992年)の平均値を通るようにシフトさせ、この点(平均値)において評価した価格弾力性が計測値(弾力性推定値)と一致するように線形需要関数の傾きを定める。つまり、消費地域*i*における市場需要の価格弾力性を $\eta_i (< 0)$ 、線形近似後の市場需要関数を、

$$x_i = \nu_i + \xi_i p d_i, \quad \xi_i < 0$$

とすると、

$$\begin{aligned} \eta_i &= d \ln x_i / d \ln p d_i \\ &= (p d_i / x_i) (d x_i / d p d_i) \\ &= (p d_i / x_i) \xi_i \end{aligned}$$

であるから、

$$\xi_i = \eta_i (x_i / p d_i) \quad (3-2)$$

$$\nu_i = [1 - (\xi_i / x_i) p d_i] x_i = (1 - \eta_i) x_i \quad (3-3)$$

となる。但し実際の計測では、(3-2)、(3-3)における x_i 、 $p d_i$ の値として最近3年間のサンプル平均値を用いる。

4 地域別供給関数・限界費用関数の計測

1) 計測モデル

表2に示されるように、全国を自然条件、玉葱の生産条件等を考慮に入れて12の生産地域に区分し、まず地域別の供給関数を計測した。なお、12生産地域のうち、北海道Aと北海道Bについては、モデルのパフォーマンスの点から、同一地域(北

海道)として推定を行った。また、生産量がごく微少な沖縄県については、本稿の生産地域から除外した。

関数型は、以下のような log-linear の Nerlove 型配分時差モデルに特定化し、計測期間は市場需要関数の計測期間との整合性を考慮して、1978年産から1992年産までの15年間とした。

表2 生産地域の都道府県構成

生産地域	都道府県構成
北海道A	日高・十勝・釧路・根室・網走・宗谷支庁管内
北海道B	石狩・空知・後志・渡島・檜山・胆振・上川・留萌支庁管内
東北	青森県, 岩手県, 宮城県, 秋田県, 山形県, 福島県
北関東	茨城県, 栃木県, 群馬県
南関東	埼玉県, 千葉県, 東京都, 神奈川県
北陸・東山	新潟県, 富山県, 石川県, 福井県, 山梨県, 長野県
東海	岐阜県, 静岡県, 愛知県, 三重県
近畿	滋賀県, 京都府, 大阪府, 兵庫県, 奈良県, 和歌山県
中国	鳥取県, 島根県, 岡山県, 広島県, 山口県
四国	徳島県, 香川県, 愛媛県, 高知県
北九州	福岡県, 佐賀県, 長崎県
南九州	熊本県, 大分県, 宮崎県, 鹿児島県

註) 沖縄県は除く。

$$\ln y_t = \omega \beta_0 + \omega \beta_1 \ln p_{s,t-1} + (1 - \omega) \ln y_{t-1} + \sum_{j=1}^{m-1} \beta_{1+j} DP_j + \mu \quad (4-1)$$

但し、 y_t : t 期の出荷量(農林水産省統計情報部『野菜生産出荷統計』), $p_{s,t}$: t 期の産地価格(供給価格)(『青果物卸売市場調査報告』), ω : 調整係数($\omega \in [0, 1]$), DP_j : 都道府県(北海道は主要産地市町)による出荷量の違いを表すダミー変数($j = 1, \dots, m - 1$; m は生産地域の構成都道府県数(但し北海道については構成主要産地市町数)), $\beta_0 \sim \beta_m$: 計測すべきパラメータ, μ : 誤差項, とする。なお、価格は1990年基準の総合消費者物価指数(『消費者物価指数年報』)で実質化した。

2) 計測結果

(4-1)によるパラメータの推定結果を表3に掲げる。北海道と近畿については普通最小自乗法(OLS)によって、その他の生産地域については、誤差項間の1階の系列相関に対処するため EGLS によって計測を行った。東北については Durbin の h 統計量の値から、誤差項間に系列相関がないという仮説は有意水準1%で棄却される

表3 地域別供給関数の計測結果

生産地域	推定法	推定パラメータ				統計量		
		短期価格弾力性 $\beta_1 \omega$	前年産出荷量弾力性 $1 - \omega$	定数項 $\beta_0 \omega$	調整係数 ω	長期価格弾力性 β_1	自由度修正済決定係数 R^2 adj.	Durbinの h 統計量
北海道	OLS	0.0192 (0.376)	0.7214** (11.35)	2.9353** (3.612)	0.2786	0.0690	0.9167	-2.0701
東北	EGLS	0.1496* (1.672)	0.6436** (6.212)	1.1408 (1.421)	0.3565	0.4198	0.9637	-2.6935
北関東	EGLS	0.1358** (3.066)	0.9397** (24.09)	-0.1287 (-0.303)	0.0603	2.2498	0.9897	-0.6357
南関東	EGLS	0.1199* (1.794)	0.8418** (7.826)	0.6484 (0.714)	0.1583	0.7573	0.9884	0.4488
北陸・東山	EGLS	0.2372** (3.659)	0.8052** (15.74)	0.4997 (1.078)	0.1949	1.2171	0.9892	0.5098
東海	EGLS	0.2115** (4.092)	0.8184** (10.47)	0.6092 (0.826)	0.1816	1.1648	0.9864	-0.1225
近畿	OLS	0.1574** (3.803)	0.8567** (10.68)	0.9612 (0.955)	0.1433	1.0987	0.9979	-1.6063
中国	EGLS	0.3123** (7.488)	0.8194** (13.78)	0.2312 (0.394)	0.1806	1.7290	0.9401	-0.6626
四国	EGLS	0.2243** (5.269)	0.7827** (9.178)	1.2700 (1.341)	0.2173	1.0325	0.9960	0.7603
北九州	EGLS	0.1945** (3.610)	0.7822** (7.756)	1.6006 (1.289)	0.2178	0.8933	0.9870	-0.7288
南九州	EGLS	0.2244** (3.560)	0.7985** (6.960)	0.7757 (0.690)	0.2015	1.1137	0.9748	0.2039

(資料) 農林水産省統計情報部『野菜生産出荷統計』, 『青果物卸売市場調査報告』, 総務府統計局『消費者物価指数年報』。

- 註1) EGLS: Prais-Winsten変換による一般化最小自乗法。
- 註2) 括弧内数値は t 値。
- 註3) 価格は総合消費者物価指数(1990年基準)で実質化。
- 註4) **, *はそれぞれ, 有意水準1%, 10%で0と有意差があることを示す。
- 註5) ダミー変数の推定パラメータは省略。

ものの、自由度修正済決定係数の値から、このモデルの統計的な当てはまりは各地域とも極めて良好であるといえる。短期価格弾力性及び前年産出荷量に対する弾力性を表すパラメータの推定値は、いずれも理論的符号条件を満たし、概ね統計的に高い有意性を示している。短期価格弾力性の推定値は0.0192～0.3123で、野菜一般にみられる短期的な価格変動に対して非弾力的な供給構造を裏付けるものである。しかも、短期的な価格変動に対する供給者の反応の速さを表す調整係数の推定値が0.0603～0.3565とかなり小さいことから、当期の期待価格の形成には長期的な過去の供給価格が影響し、供給者は短期的な価格変動にはあまり敏感に反応せず、むしろ前年の出荷量を維持しようとする傾向を読みとることができる。その中でも、北海道の短期価格弾力性については、推定値が0.0192と極端に非弾力的で、しかも標準誤差が大きく推定値が不安定であるので今後検討を要する。

3) 限界費用関数の導出

出荷段階の地域別限界費用関数を直接推定することは困難であるため、以下のような方法により間接的に供給の限界費用弾力性を推計することとした。

生産地域 j の産地限界費用（出荷段階の限界費用）と産地市場における限界収入との均等関係より、生産地域 j の産地限界費用は、

$$\begin{aligned} mc_j &= mr_j = d(p d_j, q_{jj}) / dq_{jj} = p d_j + q_{jj} (d p d_j / dq_{jj}) \\ &= p d_j [1 + (x_j / p d_j) (d p d_j / dx_j) (q_{jj} / x_j) (dx_j / dq_{jj})] \\ &= p d_j (1 + \theta_{jj} / \eta_j) \\ &= p s_j (1 + \theta_{jj} / \eta_j) \end{aligned}$$

と表すことができる。但し、 $p s_j$ は生産地域 j の供給価格である。また、

$$\theta_{jj} = (q_{jj} / x_j) (dx_j / dq_{jj})$$

は、生産地域 j の産地市場における市場感応弾性（conjectural elasticity）であり、産地市場への自己の供給量の1%の増加が、産地市場に対する全供給量を何%変化させるか、についての生産地域 j の推測を表す。

市場需要関数が log-linear であることより、 η_j は計測期間を通じて一定と仮定されている。ここで更に、産地市場における市場感応弾性 θ_{jj} が計測期間を通じて一定であると仮定すると、 C を定

数として、

$$mc_j = C p s_j$$

と置くことができる。よって、

$$\begin{aligned} d \ln y_j / d \ln mc_j &= (mc_j / y_j) (dy_j / d mc_j) = (p s_j / y_j) (dy_j / d p s_j) \\ &= d \ln y_j / d \ln p s_j \end{aligned}$$

となるから、供給の限界費用弾力性は、供給の価格弾力性に等しくなる。

なお、線形近似の際に用いる産地限界費用のサンプルとしては、農林水産省統計情報部『青果物集出荷経費調査報告』における「集出荷から市場で卸売りされるまでに要する経費」から「出荷運送料」を差し引いた値を採用することとした（註8）。

4) 線形近似

供給関数及び限界費用関数の線形近似は、市場需要関数の場合と同様に、以下のように行う。両対数型の供給関数の定数項を、供給価格または産地限界費用と総出荷数量の最近3年間（1990年～1992年）の平均値を通るようにシフトさせ、この平均値において評価した価格弾力性が、計測値と一致するように傾きを決定する。つまり、生産地域 j における供給の価格弾力性を $\delta_j (> 0)$ 、線形近似後の供給関数、限界費用関数をそれぞれ、

$$y_j = \kappa_j + \lambda_j p s_j, \quad \lambda_j > 0$$

$$y_j = \chi_j + \psi_j mc_j, \quad \psi_j > 0$$

とすると、

$$\kappa_j = \chi_j = (1 - \delta_j) y_j$$

$$\lambda_j = \delta_j (y_j / p s_j)$$

$$\psi_j = \delta_j (y_j / mc_j)$$

と表される。但し実際の計測においては、 y_j 、 $p s_j$ 、 mc_j の値として最近3年間のサンプル平均値を用いる。

5 地域間輸送費の推計

生産地域から指定消費地域までの単位輸送費 t_{ij} は以下のような方法によって推計した（註9）。

まず、各都道府県における生産の中心地及び各指定消費地域における中心都市をそれぞれ基点とし、都道府県内の他の生産地点から基点までの平均輸送距離を20km（北海道A・Bは30km）とした。但し、各都道府県における生産の中心地が明確でない場合には、便宜上都道府県庁所在地を中心地とし

て取り扱った。そして、都道府県内平均輸送距離に基点間の距離を加えたものを都道府県から指定消費地域までの輸送距離とした。

次に、輸送手段については14t車による外注トラック輸送を想定し、また北海道と都道府県との間の輸送には途中フェリーによる海上輸送を勘案した。陸上輸送については、各都道府県を管轄する運輸局の『距離制運賃率表』、海上輸送についてはフェリー各社の料金表による全長11m×全幅2.5m未満のシャシーの往復輸送料金に従って基準単位輸送費を計算し、この75%を実勢単位輸送費として採用した。そして、ここで計算された都道府県から指定消費地域までの実勢単位輸送費を、生産地域内の各都道府県の出荷量をウェイトとして加重平均したもの(表4)を生産地域から指定消費地域までの実勢単位輸送費として以後の分析に用いる。

6 空間均衡モデルの計測

1) 線形相補性問題

線形の市場需要関数、限界費用関数(あるいは供給関数)を前提とした空間均衡モデルは、通常、2次計画問題として定式化され、Takayama and Judge [36]をはじめ、その後の実証分析においても、解法としてWolfe [41]の改訂シンプレックス法(revised simplex method)が適用されてきた。しかし、空間均衡モデルはその発展過程において、多財空間均衡モデルにおける積分可能性の問題(註10)を回避するために、2次計画問題より一般的な数理計画問題である相補性問題(complementarity problem)として定式化されるようになった(註11)。

相補性問題そのものは最適化問題ではないが、例えば、2次計画問題におけるKarush-Kuhn-Tuckerの最適性条件は線形相補性問題として表現可能であるため、本稿の不完全競争空間均衡モデルは線形相補性問題の解法を用いて解くことができる。よって本稿では、空間均衡モデルをより一般的な線形相補性問題に置き換え、Lemke法(Lemke [20])を用いて均衡解を求める。

線形相補性問題とは、 $n \times n$ 行列 M と n 次元ベクトル s が与えられたとき、

$$y = Mx + s, \quad y^T x = 0, \quad y \geq 0, \quad x \geq 0 \quad (6-1)$$

を満たす n 次元列ベクトル x, y を見つける問題である。なお、 T は行列、ベクトルの転置(transpose)を表す。

ここで、 c を

$$c^T = (\nu_1, \dots, \nu_m, -\chi_1, \dots, -\chi_n, 0, \dots, 0)$$

なる $m + n + mn$ 次元列ベクトル、 G を

$$\xi_1, \dots, \xi_m, -\psi_1, \dots, -\psi_n, \xi_1/(1+\gamma_{11}), \dots, \xi_1/(1+\gamma_{1n}), \dots, \xi_m/(1+\gamma_{m1}), \dots, \xi_m/(1+\gamma_{mn})$$

を対角成分とする $(m + n + mn) \times (m + n + mn)$ 対角行列、 A を

$$A = \begin{pmatrix} E_1 & -I & -I & O & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & O \\ E_2 & -I & O & -I & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & O \\ E_m & -I & O & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & -I \end{pmatrix}$$

なる $mn \times (m + n + mn)$ 行列(但し、 $E_i, i = 1, \dots, m$ は第 i 列の成分が全て1で他の成分が全て0なる $n \times m$ 行列、 I は n 次元単位行列、 O は $n \times n$ 零行列)、更に b を

$$b^T = (t_{11}, \dots, t_{1m}, \dots, t_{m1}, \dots, t_{mn})$$

なる mn 次元列ベクトルとすると、不完全競争空間均衡モデル(2-19) ~ (2-21)は、

$$\left. \begin{aligned} \max. \quad & c^T x + \frac{1}{2} x^T G x \\ \text{s.t.} \quad & Ax \leq b, \quad x \geq 0 \end{aligned} \right\} (6-2)$$

という2次計画問題として表すことができる。そして(6-2)は、目的関数が凹のとき、すなわち行列 G が半負定値(任意の $m + n + mn$ 次元列ベクトル x に対して $x^T G x \leq 0$ 、あるいは G の固有値が全て非正)のとき、Karush-Kuhn-Tuckerの最適性条件

$$c + Gx - A^T v \leq 0, \quad x^T (c + Gx - A^T v) = 0, \quad x \geq 0,$$

$$Ax - b \leq 0, \quad v^T (Ax - b) = 0, \quad v \geq 0 \quad (6-3)$$

を満足するベクトルの組 (x, v) を求める問題と等価となる。ここで、新たに mn 次元変数列ベクトル w と $m + n + mn$ 次元変数列ベクトル z を導入し、(6-3)を書き換えると次の線形相補性問題(6-4)が得られる。

$$\left. \begin{aligned} \begin{pmatrix} w \\ z \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} -G & A^T \\ -A & O \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x \\ v \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -c \\ b \end{pmatrix}, \quad \begin{pmatrix} w \\ z \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} x \\ v \end{pmatrix} = 0, \\ \begin{pmatrix} w \\ z \end{pmatrix} &\geq \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \begin{pmatrix} x \\ v \end{pmatrix} \geq \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \end{aligned} \right\} (6-4)$$

表4 生産地域から指定消費地域までの単位輸送費

(単位：円/kg)

生産地域	指定消費地域 (中心都市)													
	北海道 (札幌市)	東北 (仙台市)	北関東 (宇都宮市)	京浜 (東京都区部)	新潟 (新潟市)	北陸 (金沢市)	東山 (長野市)	静岡 (静岡市)	中京 (名古屋市)	京阪神 (大阪市)	中国 (広島市)	四国 (松山市)	北九州 (福岡市)	九州 (熊本市)
北海道A	5.12	15.63	19.34	20.89	12.25	14.96	14.46	23.20	22.95	17.10	19.60	20.10	22.10	23.10
北海道B	2.66	13.07	16.63	18.33	9.74	12.45	12.05	20.69	20.39	14.59	17.10	17.60	19.60	21.10
東北	11.45	2.55	4.90	6.52	4.88	8.15	6.99	8.59	9.65	11.09	14.52	14.98	16.97	18.13
北関東	14.74	4.87	1.64	3.10	5.25	7.28	4.17	5.39	7.09	9.21	12.81	13.22	15.43	16.45
南関東	16.96	6.49	3.50	2.25	6.07	7.58	4.58	4.46	6.29	8.37	12.16	12.48	15.04	16.08
北陸・東山	11.40	6.45	4.75	4.70	3.60	4.95	2.26	5.24	5.39	7.21	10.93	11.39	13.90	15.10
東海	20.37	10.10	7.05	5.74	7.67	5.33	5.23	3.42	2.39	4.66	8.46	8.97	11.27	12.31
近畿	14.15	11.88	10.32	9.28	9.28	5.98	8.11	7.09	4.96	2.69	5.52	4.81	8.51	9.56
中国	15.91	13.92	12.54	11.60	11.25	8.17	10.11	9.37	7.36	5.58	2.96	5.96	4.82	6.05
四国	15.52	13.73	11.94	11.25	11.25	7.79	9.77	8.75	6.97	4.89	4.83	2.57	7.43	8.57
北九州	19.95	18.32	16.76	15.72	15.72	12.61	14.16	13.65	11.57	9.49	5.44	9.49	2.66	2.92
南九州	20.38	18.83	17.02	16.23	16.23	12.62	14.67	13.66	11.65	9.50	5.83	9.99	3.45	2.62

(資料) 北海道、東北、新潟、関東、中部、近畿、中国、四国、九州各運輸局【距離制運賃率表】、及びフェリー各社の料金表の基準運賃率に0.75を乗じて算出した都道府県から指定消費地域までの実勢単位輸送費を、生産地域内の各都道府県の出荷量をウェイトとして加重平均した。

ここで、(6-4)の $m + n + 2mn$ 次元変数列ベクトル $(x^T, v^T)^T$, $(w^T, z^T)^T$ が (6-1) の変数列ベクトル x, y にそれぞれ対応する。

2) 現状の推測的変動を考慮に入れた均衡解

現状の産地間の競争性をモデルに組み込むために、まず不完全競争空間均衡モデル (2-19) ~ (2-21) における推測的変動 γ_{ij} の現状値を推計し、また同時に、 γ_{ij} の推計値の妥当性を裏付ける目的で市場感応弾性 θ_{ij} ($\in [0, 1]$) を推計した。 γ_{ij} 及び θ_{ij} はそれぞれ次式により算出される (註12)。

$$\gamma_{ij} = \eta_i \frac{mc_j + t_{ij} - pd_i}{pd_i} \frac{x_i}{q_{ij}} - 1 \quad (6-5)$$

$$\theta_{ij} = \eta_i \frac{mc_j + t_{ij} - pd_i}{pd_i} \quad (6-6)$$

ここで、 η_i, t_{ij} には本稿における推定値が、また pd_i, mc_j, x_i, q_{ij} には1990年~1992年のサンプル平均値がそれぞれ用いられる。

(6-5), (6-6) による推計結果をそれぞれ表5, 表6に掲げる。市場感応弾性 θ_{ij} の推計値は0.0070~0.1449で、これは個別卸売市場の月次データによって、 η_i, mc_j, t_{ij} に推定値を、 pd_i, x_i, q_{ij} に1992年の実際値を用いて推定された松田・黒河[23]における市場感応弾性とほぼ似通った値である。従って、 θ_{ij} の推計値に非確率変数を加減乗除した値である推測的変動 γ_{ij} の推計値も、分析に用いる値として妥当なものであると考えられる。

次に、推計された γ_{ij} の値を不完全競争空間均衡モデル (2-19) ~ (2-21) に代入する (註13) と、表7に示されるような均衡解が得られる。表示桁 (小数第2位) の範囲内では現状値との格差は (現状値の明らかな) 全ての変数について0となり、このモデルの理論整合性及び現実妥当性が確認される。換言すれば、このモデルは現状の地域間の静学的な移送関係をほぼ100%反映した空間均衡モデルであり、実在分析及びシミュレーション分析において十分な説明力を有するといえる。

7 国内産地間の競争状態が輸入量に及ぼす影響

我が国の玉葱は、国産の周年供給がほぼ達成さ

れているものの、従来より輸入量の最も多い生鮮野菜の1つである。3~4月の端境期、すなわち貯蔵玉葱と早生玉葱との切り換え時期等に不足気味になりやすいこと、比較的長距離の輸送に耐え、輸入による減耗のリスクが少ないこと、また植物検疫制度上、病害虫等による輸入禁止地域がないこと、等がその主な理由である。一方、玉葱はその生産が少数の産地に集中し、しかも生鮮野菜の中では比較的長期間の保存が可能で投機性を帯びているため、産地が寡占力あるいは独占力を発揮して市場価格を高騰させる可能性を潜在的に有している。ここでは、玉葱の輸入量の変化に対し、国内産地間の競争状態が如何なる影響を及ぼすかについて、不完全競争空間均衡モデルによるシミュレーション分析を試みる。

まず、競争性と均衡解との関係を詳しくみるために、現状の限界費用関数及び市場シェアの下で、市場感応弾性 θ_{ij} を全ての i, j について一律に変化させるというシミュレーションを行った。 θ_{ij} の変化に伴って、均衡解における需要量及び市場価格がどのように変化するかを示したのが表8である。 θ_{ij} の変化に対して、各指定消費地域の需要量と市場価格はいずれも単調に変化する。すなわち、完全競争 ($\theta_{ij} = 0$) から完全協調 ($\theta_{ij} = 1$) へと競争性をパラメトリックに変化させることにより、競争性を漸次低下させ市場の寡占の程度を高めるにつれて、総需要量は107万2,320tから55万260tへと約1/2に減少し、また平均価格は36.15円/kgから339.91円/kgへと10倍弱の水準に上昇している。

一方、表9には輸入量を被説明変数、国産価格を説明変数とする単純回帰式の計測結果が掲げられている。輸入量は、国産価格の他にも様々な要因が作用して決まると考えられるが、ここでは単純に各指定消費地域における輸入量と国産価格との相関の有無をみるために、以下のような関数型により計測を行った。なお、パラメータは誤差項間の系列相関に対処するため ECLS によって推定した。

$$qI = \zeta_0 + \zeta_1 pd + \mu$$

但しそれぞれ、 qI : 外国産玉葱の輸入量、 pd : 国産玉葱の市場価格 (以上、『青果物卸売市場調査報告』)、 ζ_0, ζ_1 : 推定すべきパラメータ、 μ : 誤差

表5 現状の推測的変動の推計値

生産地域	指定消費地域													
	北海道	東北	北関東	京浜	新潟	北陸	東山	静岡	中京	京阪神	中国	四国	北九州	九州
北海道A	-0.7710	-0.7070	-0.8382	-0.6819	-0.8072	-0.8707	-0.7157	-0.8047	-0.8036	-0.4867	-0.7660	-0.4573	-0.3931	-0.4866
北海道B	-0.8069	-0.7520	-0.8644	-0.7318	-0.8368	-0.8900	-0.7608	-0.8372	-0.8372	-0.5591	-0.8034	-0.5486	-0.4895	-0.5682
東北	-	2.5115	-	28.5900	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
北関東	-	-0.1192	-0.6756	3.7259	671.1922	-	-	-	-	-	-	-	-	-
南関東	-	6.5406	12.9643	5.7950	-	-	61.4048	-	-	-	-	-	-	-
北陸・東山	-	34.3146	18.1961	5.5886	0.2061	3.5376	-0.4321	-	31.5963	54.1258	-	-	-	-
東海	-0.4245	0.2873	0.4870	0.1479	-0.4499	-0.6890	-0.5103	-0.6932	-0.7353	0.8870	62.2131	674.6992	499.2349	-
近畿	-0.5682	-0.5709	-0.4415	-0.3409	-0.6727	-0.8046	-0.5113	-0.3970	-0.5509	-0.8957	0.9131	0.7380	1.3845	3.9502
中国	-	159.6180	-	32.8313	-	-	-	-	149.1974	1.5199	-0.8040	107.4932	-0.5422	-
四国	8.1069	6.6709	0.1870	-0.1407	3.5029	-0.3767	0.8879	-0.5470	10.2562	0.3885	0.0202	-0.9182	-0.5796	0.9060
北九州	0.2238	4.0683	1.5650	-0.2076	-0.4687	2.5106	45.6027	0.2618	21.4323	1.3021	0.5767	17.8382	-0.6156	-0.6575
南九州	481.9901	-	-	-	-	-	-	-	320.8061	312.7745	-	-	18.7198	0.2447

註) -は出荷量が0であるため推測的変動が無限大に発散し、推計が不可能であることを示す。

表6 現状の市場感応弾性の推計値

生産地域	指定消費地域													
	北海道	東北	北関東	京浜	新潟	北陸	東山	静岡	中京	京阪神	中国	四国	北九州	九州
北海道A	0.0867	0.0839	0.0480	0.0851	0.0570	0.0391	0.0738	0.0533	0.0550	0.0626	0.0686	0.0790	0.0937	0.1003
北海道B	0.0816	0.0791	0.0448	0.0799	0.0539	0.0371	0.0692	0.0497	0.0509	0.0596	0.0644	0.0733	0.0879	0.0924
東北	0.0711	0.1070	0.0663	0.1122	0.0645	0.0434	0.0842	0.0725	0.0746	0.0678	0.0746	0.0872	0.1019	0.1095
北関東	0.0658	0.1037	0.0718	0.1207	0.0649	0.0447	0.0902	0.0781	0.0800	0.0708	0.0785	0.0927	0.1068	0.1155
南関東	0.0610	0.1001	0.0689	0.1221	0.0636	0.0443	0.0892	0.0792	0.0810	0.0716	0.0793	0.0939	0.1073	0.1161
北陸・東山	0.0720	0.1002	0.0672	0.1169	0.0667	0.0464	0.0932	0.0780	0.0825	0.0729	0.0813	0.0964	0.1099	0.1186
東海	0.0294	0.0679	0.0462	0.0884	0.0456	0.0359	0.0662	0.0624	0.0667	0.0612	0.0645	0.0735	0.0875	0.0930
近畿	0.0458	0.0684	0.0445	0.0853	0.0461	0.0371	0.0648	0.0600	0.0658	0.0660	0.0729	0.0876	0.0984	0.1057
中国	0.0070	0.0289	0.0163	0.0429	0.0209	0.0208	0.0303	0.0308	0.0322	0.0417	0.0474	0.0446	0.0664	0.0680
四国	0.0075	0.0291	0.0169	0.0434	0.0208	0.0211	0.0306	0.0315	0.0326	0.0424	0.0441	0.0520	0.0601	0.0611
北九州	0.0500	0.0714	0.0466	0.0884	0.0480	0.0381	0.0680	0.0620	0.0680	0.0673	0.0863	0.0950	0.1298	0.1441
南九州	0.0491	0.0704	0.0462	0.0873	0.0474	0.0381	0.0671	0.0620	0.0678	0.0673	0.0856	0.0939	0.1280	0.1449

註) 太字は最大値及び最小値を示す。

表7 現状の推測的変動を考慮に入れた均衡解

(単位：1,000 t, 円/kg)

生産地域	指定消費地域														供給量計
	北海道	東北	北関東	京浜	新潟	北陸	東山	静岡	中京	京阪神	中国	四国	北九州	九州	
北海道A	21.69 (0.00)	16.05 (0.00)	11.55 (0.00)	89.18 (0.00)	2.93 (0.00)	6.89 (0.00)	9.85 (0.00)	5.89 (0.00)	25.81 (0.00)	18.63 (0.00)	12.91 (0.00)	3.57 (0.00)	6.17 (0.00)	12.00 (0.00)	243.13 (0.00)
北海道B	24.22 (0.00)	17.86 (0.00)	12.85 (0.00)	99.37 (0.00)	3.27 (0.00)	7.68 (0.00)	10.99 (0.00)	6.58 (0.00)	28.82 (0.00)	20.67 (0.00)	14.43 (0.00)	3.98 (0.00)	6.89 (0.00)	13.14 (0.00)	270.74 (0.00)
東北		1.71 (0.00)		1.26 (0.00)											2.97 (0.00)
北関東		6.59 (0.00)	8.61 (0.00)	8.52 (0.00)											23.72 (0.00)
南関東		0.74 (0.00)	0.19 (0.00)	5.99 (0.00)			0.05 (0.00)								6.98 (0.00)
北陸・東山		0.16 (0.00)	0.14 (0.00)	5.92 (0.00)	0.55 (0.00)	0.23 (0.00)	6.23 (0.00)		0.23 (0.00)	0.20 (0.00)					13.66 (0.00)
東海	2.92 (0.00)	2.95 (0.00)	1.21 (0.00)	25.70 (0.00)	0.82 (0.00)	2.63 (0.00)	5.13 (0.00)	4.39 (0.00)	23.22 (0.00)	4.96 (0.00)	0.04 (0.00)		0.01 (0.00)		73.99 (0.00)
近畿	6.07 (0.00)	8.93 (0.00)	3.10 (0.00)	43.15 (0.00)	1.40 (0.00)	4.32 (0.00)	5.03 (0.00)	2.15 (0.00)	13.50 (0.00)	96.67 (0.00)	1.68 (0.00)	1.24 (0.00)	1.65 (0.00)	1.31 (0.00)	190.21 (0.00)
中国		0.01 (0.00)		0.42 (0.00)					0.02 (0.00)	2.53 (0.00)	10.66 (0.00)	0.01 (0.00)	5.80 (0.00)		19.45 (0.00)
四国	0.05 (0.00)	0.21 (0.00)	0.56 (0.00)	16.85 (0.00)	0.05 (0.00)	0.77 (0.00)	0.62 (0.00)	1.50 (0.00)	0.27 (0.00)	4.67 (0.00)	1.90 (0.00)	15.60 (0.00)	5.72 (0.00)	1.97 (0.00)	50.73 (0.00)
北九州	2.34 (0.00)	0.79 (0.00)	0.71 (0.00)	37.20 (0.00)	0.90 (0.00)	0.25 (0.00)	0.06 (0.00)	1.06 (0.00)	0.28 (0.00)	4.47 (0.00)	2.41 (0.00)	0.12 (0.00)	13.51 (0.00)	25.85 (0.00)	89.92 (0.00)
南九州		0.01 (0.00)							0.02 (0.00)	0.03 (0.00)			0.26 (0.00)	7.15 (0.00)	7.47 (0.00)
需要量計	57.30 (0.00)	56.00 (0.00)	38.92 (0.00)	333.57 (0.00)	9.92 (0.00)	22.77 (0.00)	37.95 (0.00)	21.56 (0.00)	92.18 (0.00)	152.84 (0.00)	44.03 (0.00)	24.53 (0.00)	40.01 (0.00)	61.41 (0.00)	992.98 (0.00)
市場価格	68.21 (0.00)	77.19 (0.00)	72.84 (0.00)	80.75 (0.00)	76.39 (0.00)	82.58 (0.00)	76.23 (0.00)	79.20 (0.00)	75.46 (0.00)	89.97 (0.00)	80.08 (0.00)	74.34 (0.00)	82.73 (0.00)	80.58 (0.00)	

註1) 下段括弧内数値は現状値(1990年産～1992年産平均)との格差を表す。

註2) 地域間移送量の空欄は、0または単位に満たないことを表す。

註3) 分析対象は「指定消費地域」への出荷量であり、「その他の地域」への出荷量は除外されている。

註4) それぞれの数値は四捨五入を施されているため、地域間移送量の内訳と合計とは一致しない場合がある。

表8 競争性を变化させた場合の均衡解における需要量と市場価格

(単位: 1,000 t, 円/kg)

市場感応弾性 $\theta_{ij} \forall i, j$	指定消費地域														総需要量 平均価格
	北海道	東北	北関東	京浜	新潟	北陸	東山	静岡	中京	京阪神	中国	四国	北九州	九州	
0 (完全競争)	62.40 23.40	60.84 33.92	40.86 37.48	362.81 39.18	10.50 30.54	23.68 33.24	40.83 32.74	22.84 38.69	97.99 37.65	162.63 35.38	47.14 37.89	26.69 35.62	44.35 35.10	68.75 35.36	1,072.32 36.15
0.0001	62.37 23.68	60.81 34.16	40.84 37.78	362.65 39.40	10.49 30.85	23.67 33.63	40.81 33.09	22.83 39.12	97.96 37.87	162.59 35.56	47.13 38.10	26.69 35.69	44.37 34.99	68.78 35.18	1,072.00 36.35
0.0010	62.17 25.48	60.59 36.15	40.76 39.40	361.37 41.22	10.46 33.22	23.62 36.61	40.66 35.28	22.75 41.56	97.72 39.40	162.36 36.88	47.02 39.54	26.67 36.01	44.38 34.84	68.89 34.52	1,069.42 37.82
0.0100	61.35 32.67	59.78 43.38	40.38 46.20	357.25 47.09	10.32 44.56	23.37 49.86	40.16 42.90	22.49 49.67	96.45 47.68	160.81 45.51	46.51 46.44	26.28 43.06	43.55 43.92	67.81 41.16	1,056.51 45.11
0.0250	60.19 42.82	58.91 51.21	39.82 56.33	352.06 54.46	10.17 56.45	23.03 68.44	39.60 51.38	22.16 60.26	95.04 56.84	158.48 58.53	45.76 56.60	25.81 51.55	42.86 51.47	66.64 48.35	1,040.53 54.35
0.0500	58.70 55.93	57.61 62.76	38.93 72.48	344.24 65.57	9.94 74.67	22.49 97.41	38.72 64.58	21.65 76.40	92.90 70.81	154.81 78.98	44.67 71.40	25.14 63.51	41.87 62.37	65.25 56.91	1,016.93 68.14
0.1000	56.39 76.17	55.32 83.25	37.33 101.73	330.52 85.07	9.52 107.36	21.52 149.84	37.15 88.29	20.75 105.02	89.09 95.54	148.12 116.30	42.80 96.74	24.03 83.26	40.14 81.38	62.75 72.36	975.44 92.48
0.2000	52.63 109.18	51.47 117.67	34.59 151.49	307.56 117.71	8.82 162.97	19.86 239.67	34.48 128.60	19.23 153.32	82.70 137.15	136.51 181.05	39.71 138.61	22.25 115.24	37.21 113.51	58.43 98.95	905.44 133.59
0.3000	49.06 140.45	47.91 149.55	32.12 196.38	286.30 147.94	8.19 212.85	18.40 318.47	32.05 165.30	17.85 196.80	76.87 175.04	126.42 237.37	36.91 176.58	20.67 143.50	34.57 142.42	54.41 123.75	841.73 170.76
0.4000	45.58 171.01	44.52 179.81	29.84 237.84	266.13 176.61	7.61 258.62	17.09 389.08	29.78 199.45	16.59 236.86	71.44 210.39	117.52 287.04	34.30 212.05	19.23 169.25	32.16 168.90	50.61 147.14	782.39 205.21
0.5000	42.56 197.50	41.59 206.06	27.86 273.80	248.64 201.47	7.10 298.31	15.95 450.28	27.82 229.07	15.50 271.58	66.73 241.05	109.79 330.13	32.03 242.78	17.99 191.49	30.06 191.86	47.31 167.45	730.94 235.07
0.6000	39.91 220.70	39.02 229.05	26.13 305.27	233.32 223.25	6.66 333.07	14.96 503.85	26.10 255.02	14.54 301.99	62.60 267.90	103.03 367.88	30.05 269.67	16.90 210.97	28.23 211.97	44.42 185.26	685.87 261.23
0.7000	37.58 241.18	36.75 249.36	24.60 333.06	219.78 242.50	6.27 363.76	14.09 551.15	24.58 277.94	13.69 328.85	58.96 291.61	97.05 401.23	28.30 293.42	15.94 228.18	26.61 229.76	41.87 201.02	646.05 284.34
0.8000	35.50 259.39	34.72 267.44	23.24 357.78	207.73 259.63	5.93 391.06	13.31 593.20	23.23 298.33	12.94 352.74	55.71 312.71	91.73 430.92	26.74 314.54	15.08 243.52	25.16 245.60	39.59 215.05	610.61 304.90
0.9000	33.65 275.70	32.91 283.62	22.02 379.90	196.93 274.98	5.62 415.50	12.61 630.85	22.02 316.60	12.26 374.14	52.81 331.61	86.96 457.52	25.34 333.46	14.31 257.28	23.87 259.80	37.55 227.64	578.86 323.32
1.0000 (完全協調)	31.97 290.38	31.28 298.21	20.92 399.82	187.20 288.80	5.34 437.51	11.98 664.74	20.93 333.05	11.66 393.42	50.19 348.63	82.66 481.49	24.09 350.50	13.62 269.70	22.70 272.62	35.70 238.99	550.26 339.91

註1) 上段数値(太字)は需要量、下段数値は市場価格を表す。

註2) それぞれの数値は四捨五入を施されているため、総需要量及び平均価格は内訳と一致しない場合がある。

表9 輸入量・国産価格相関式の計測結果

(単位：t, 円/kg)

指定消費地域	推定パラメータ		統計量	
	国産価格 ζ_1	定数項 ζ_0	自由度修正済決定係数 R^2 adj.	Durbin-Watson 比 D. W.
北海道	13.672*** (3.920)	-522.01 (-1.572)	0.5496	2.0991
東北	33.419*** (8.745)	-1,293.6 (-1.480)	0.4823	2.0368
北関東	9.2840*** (4.433)	-349.25 (-1.660)	0.6077	1.9700
京浜	208.21*** (3.950)	-5,220.0 (-0.977)	0.5052	1.9329
新潟	4.8337** (2.517)	-126.43 (-0.629)	0.2784	1.9694
北陸	12.971*** (4.903)	-297.91 (-0.766)	0.7269	1.8796
東山	24.184*** (4.238)	-1,100.7* (-2.007)	0.5437	2.0028
静岡	6.9827** (3.005)	-228.24 (-0.949)	0.4234	1.8827
中京	98.846*** (3.266)	-3,282.0 (-1.077)	0.4942	1.8687
京阪神	81.829*** (4.066)	-685.62 (-0.237)	0.6732	1.8605
中国	36.312*** (4.883)	-779.72 (-1.032)	0.6275	1.8575
四国	25.825** (2.957)	-75.602 (-0.095)	0.3430	2.0215
北九州	42.002*** (4.115)	-484.50 (-0.428)	0.6049	1.8063
九州	49.078*** (4.232)	-277.92 (-0.176)	0.6789	2.0758

(資料) 農林水産省統計情報部『青果物卸売市場調査報告』, 総理府統計局『消費者物価指数年報』。

註1) 括弧内数値はt値。

註2) 価格は総合消費者物価指数(1990年基準)で実質化。

註3) ***, **, *はそれぞれ、有意水準1%, 5%, 10%で0と有意差があることを示す。

項, である。計測期間は1978年から1992年までの15年間で、価格は1990年基準の総合消費者物価指数(『消費者物価指数年報』)で実質化した。

計測結果をみると、単純回帰モデルであるため、自由度修正済決定係数の値が十分に高いとはいえない地域もあるが、いずれの地域においても国産価格のパラメータ ζ_1 は正で、そのt値は統計的に十分有意な値を示している。このことから、各指定消費地域について、輸入量は国産価格と正の相関があり、国産玉葱の市場価格が上昇するにつれて外国産玉葱の輸入量が増加するという市場構造が示唆される。国産価格が高ければ輸入野菜が増えるという通念を支持する計測結果であり、また、市場需要の大きな比重を占める量販店が、輸入野菜を仕入れる最大の理由として国産野菜の暴騰を挙げている事実を裏付けるものである。

以上より、国内の生産地域間の競争性が低下し寡占の程度が高まるにつれて国産玉葱の市場価格が上昇し、それに伴って輸入玉葱が増加するという関係を読みとることができる。

8 分析結果の含意 — 結びにかえて —

玉葱は生鮮野菜の中では比較的長期間の貯蔵が可能であるため、投機の対象となりやすい。しかし、市場価格の上昇を見込んで生産・出荷を調整する投機的行動は、産地を price-taker から乖離させ、産地間の競争性を低下させる結果、市場価格の高騰を招き輸入を増加させてしまう。玉葱と同様に国内生産が少数の産地に集中し、かつその生産・流通が投機的性格を帯びた野菜の中には、にんにくや生姜等、近年の輸入の攻勢によって国内産地の存続すら危惧されている品目もあるのである。

玉葱は、我が国の食生活における重要野菜であること、産地の集中が進んでいること、及び貯蔵性をもつこと、等の理由から、従来より行政機関による価格安定化への取り組みが行われ、現在、重要野菜需給調整特別事業を中心に価格安定化の事業体制が最も整備されている野菜の1つである。表6にみられたように、玉葱の市場感応弾性はいずれも完全協調(独占)を表す1よりは、完全競

争を表す0に相対的に近く、その市場は、完全競争とはいえないまでも、かなり高い競争性を有していることが窺われる。そして、玉葱は早くから輸入が自由化されているにもかかわらず、過去30年間において輸入玉葱が市場の数量シェアで10%を超えたのは、国産玉葱が極端に不作であった1981年のみであるという事実、このような国内産地間の競争性の高さの一端が反映されているとみることができ、更に敷衍して、価格安定化事業の整備等による投機的性格の抑制が、産地間の競争性を高い水準に維持することに対して正の効果とを及ぼしていることが推察される。

従って、特に国内生産が少数の産地に集中している品目において野菜の輸入が急増している折、国産野菜の市場シェアを確保し、国内野菜生産を持続させていくためには、価格安定化事業の整備等、制度的な支援をも含めて、市場における国内産地間の競争性を高い水準に維持することが重要なポイントの1つであるといえよう。

【付記】本稿の作成にあたり、素稿に目を通してご教示いただいた北海道大学土井時久教授、農政学シンポジウムにおいて多くの有益な示唆をいただいた北海道大学出村克彦教授、また、構想段階において自作のプログラムを提供して下さり、懇切な助言をいただいた農業研究センター南石晃明氏、更に、有益なコメントをいただいた第90回北海道農業経済学会例会出席者の方々に記して謝意を表す次第である。無論、本稿に含まれるありうべき誤りは、全て筆者自身の責任である。

註

(註1) 永田[25], pp. 18-19.

(註2) Enke [3]は、空間的に離れた市場間における同質財 (homogeneous good) の移動を電気回路上の電子の流れに準え、均衡価格と均衡数量をそれぞれ電圧計と電流計を用いて測定する方法を示している。

(註3) 鈴木・小林[34]は、非線形連立方程式体系として生乳市場の地域間均衡問題を定式化し、Gauss-Seidel法によって完全競争均衡解を求めている。この方法は、需要・供給関数を非線形で定式化できるため、線形の需要・供給関数を前提とした2次計画法に比して、需給の現状をより正確に反映させることができ、更に変数、制約条件が増えると単体表が幾何級数的に

膨張する2次計画法に比べて、計算機の記憶容量を必要としないため、変数、制約条件の多い大規模問題を扱う場合に、特に有効であるという利点を有する反面、最適移送ルートの決定が内生化されていないという問題点を抱えている。

(註4) Samuelson [28]が極大化問題として定式化し、Takayama and Judge [35], [36]が2次計画問題として再定式化したので、Harker [4]はこのように呼んでいる (Harker [4], p. 63)。

(註5) 川口・鈴木[13], pp. 98-99.

(註6) 本稿において限界収入とは、市場需要関数を線形としたとき、市場価格の2倍の変化の割合をもついわゆる「市場全体の限界収入」ではなく、あくまで当該市場において個々の生産地域が直面する限界収入である。これは、Helpman and Krugman [8]における *perceived marginal revenue*、あるいは川口・鈴木[13], [14], 鈴木[33]における「主観的」限界収入に相当し、個々の生産地域によって主観的に認識される (と考えられる) 限界収入である。

(註7) Hashimoto [6]は、ASPを *net social payoffs adjusted to the Nash equilibrium model* と定義している。本稿では、ASPを Hashimoto [6]の *spatial Nash equilibrium model* をも包含する不完全競争空間均衡モデルに対する修正された純社会利得を表すものとして、Hashimoto [6]の定義を拡張して使用することとする。

(註8) このような数値を線形近似の際のサンプルとして用いることは、平均費用=限界費用を仮定することとなり、必ずしも妥当とはいえないが、他に適当なデータを得ることができなかった。供給の限界費用弾力性の推定を含めて、限界費用関数の推定の精緻化は今後に残された課題である。

(註9) 本節における輸送費の推計に関する諸仮定の根拠については、松田・黒河[23]を参照されたい。

(註10) Takayama and Judge [38], pp. 113-122.

(註11) Takayama and Judge [37]は、需要・供給関数が線形の場合に、空間均衡モデルは線形相補性問題となることを示し、また MacKinnon [21]は、非線形の需要・供給関数の下で、空間均衡モデルを非線形相補性問題として定式化している。

(註12) (6-5), (6-6)の導出は、Iwata [11], 松田・黒河[23]等を参照されたい。

(註13) その際、移送量 q_{ij} の現状値が0で γ_{ij} が無限大に発散するものは、 $pr_{ij}^2/2$ の係数を極限的に0とする。しかし、ここで $pr_{ij}^2/2$ の係数として0を採用すると、数値演算の過程で非基底変数 (nonbasic variables) の一部が無限大に発散し、均衡解が得られなくなってしまう。そこで、許容誤差限界 (tolerance) の範囲内で十分に小さな値を $pr_{ij}^2/2$ の係数とするため、算出された推計値の中で最大のもの(674.6992)に 2^{-10} を乗じた値を γ_{ij} の値として便宜的に採用することと

した。

参考・引用文献

- [1] Bawden, D. L., "A Spatial Price Equilibrium Model of International Trade," *Journal of Farm Economics*, Vol. 48, No. 4, 1966, pp. 862-874.
- [2] Cottle, R. W., J. S. Pang and R. E. Stone, *The Linear Complementarity Problem*, Academic Press, San Diego, Calif., 1992.
- [3] Enke, S., "Equilibrium Among Spatially Separated Markets: Solution by Electric Analogue," *Econometrica*, Vol. 19, No. 1, 1951, pp. 40-47.
- [4] Harker, P. T., "Investigating the Use of the Core as a Solution Concept in Spatial Price Equilibrium Games," in P. T. Harker (ed.), *Spatial Price Equilibrium: Advances in Theory, Computation and Application*, Springer-Verlag, New York, N. Y., 1985, pp. 41-72.
- [5] Harker, P. T., *Predicting Intercity Freight Flows*, VNU Science Press, Utrecht, Netherlands, 1987.
- [6] Hashimoto, H., "A Spatial Nash Equilibrium Model," in P. T. Harker (ed.), *Spatial Price Equilibrium: Advances in Theory, Computation and Application*, Springer-Verlag, New York, N. Y., 1985, pp. 20-40.
- [7] 林基「生乳の需給調整」土屋圭造 [編]『農産物の過剰と需給調整』農林統計協会, 1984, pp. 145-165.
- [8] Helpman, E. and P. R. Krugman, *Trade Policy and Market Structure*, MIT Press, Cambridge, Mass., 1989.
- [9] 茨木俊秀・福島雅夫 [FORTRAN77 最適化プログラミング] 岩波書店, 1991.
- [10] 伊藤房雄「生乳移動に関する空間均衡モデル分析」『酪産研調査研究報告書』No. 54補論, 酪農総合研究所, 1989.
- [11] Iwata, G., "Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly," *Econometrica*, Vol. 42, No. 5, 1974, pp. 947-966.
- [12] 笠原浩三「線形分析と地域間均衡」『北海道農林研究』第44号, 1973, pp. 85-107.
- [13] 川口雅正・鈴木宣弘「一生産物の二重構造不完全競争空間均衡モデルとその生乳市場分析への適用について」『九州大学農学部学芸雑誌』第48巻, 第1・2号, 1993, pp. 71-101.
- [14] 川口雅正・鈴木宣弘「一生産物の二重構造不完全競争空間均衡モデルとその生乳市場分析への適用について」『農業経済研究』第66巻, 第1号, 1994, pp. 22-34.
- [15] 川口雅正・鈴木宣弘・小林康平『市場開放化の生乳流通 — 競争と協調の選択 —』農林統計協会, 1994.
- [16] 小林康平「生乳の価格と需給調整」大明堂, 1983.
- [17] Kottke, M. W., "Allocation of Milk through Space and Time in a Competitively-Mixed Dairy Industry," in G. G. Judge and T. Takayama (eds.), *Studies in Economic Planning over Space and Time*, North-Holland, Amsterdam, 1973, pp. 557-578.
- [18] 黒河功「『農村地域開発計画手法検討調査報告書』に対するコメント」『昭和52年度専門別総括検討会議報告(農業経営部門)』農林水産省農業技術研究所, 1979, pp. 37-51.
- [19] Lee, T. C. and S. K. Seaver, "A Positive Model of Spatial Equilibrium with Special Reference to the Broiler Markets," in G. G. Judge and T. Takayama (eds.), *Studies in Economic Planning over Space and Time*, North-Holland, Amsterdam, 1973, pp. 443-463.
- [20] Lemke, C. E., "Bimatrix Equilibrium Points and Mathematical Programming," *Management Science*, Vol. 11, 1965, pp. 681-689.
- [21] MacKinnon, J. G., "An Algorithm for the Generalized Transportation Problem," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 5, 1975, pp. 445-464.
- [22] 松原茂昌・白川俊信・福田重光「貯蔵野菜需給の時間・空間均衡 — 玉葱の需給調整を事例として —」農業経営計量分析研究会 [編]『農業生産の計画モデル — 意思決定問題へのアプローチ —』農林統計協会, 1985, pp. 251-281.
- [23] 松田敏信・黒河功「生食向け玉葱市場の競争性の計測 — 主産県の推測的変動の推定によるアプローチ —」『北海道大学農経論叢』第51集, 1995, pp. 171-187.
- [24] 永木正和「野菜の価格と市場対応」明文書房, 1977.
- [25] 永田明「増大する輸入野菜と国内産地の対応方向」農政ジャーナリストの会 [編]『急増する輸入野菜と国内産地』農林統計協会, 1995, pp. 14-40.
- [26] 農林省農林経済局統計情報部企画情報課システム分析室『農村地域開発計画手法検討調査報告書』, 1978.
- [27] Pant, S. P. and T. Takayama, "An Investigation of Agricultural Planning Models: A Case Study of India's Food Economy," in G. G. Judge and T. Takayama (eds.), *Studies in Economic Planning over Space and Time*, North-Holland, Amsterdam, 1973, pp. 597-623.
- [28] Samuelson, P. A., "Spatial Price Equilibrium and Linear Programming," *American Economic Review*, Vol. 42, No. 3, 1952, pp. 283-303.
- [29] 佐々木康三「東日本の生乳市場に関する地域間均衡」『農業経済研究』第41巻, 第3号, 1969, pp. 106-116.
- [30] 佐々木康三「東日本養豚の地域間均衡」『農業経済研究』第42巻, 第1号, 1970, pp. 11-19.
- [31] 佐々木康三「ブロイラー養鶏の地域間均衡」『農

- 業経済研究」第43巻，第1号，1971，pp. 25-32.
- [32] Schmitz, A. and D. L. Bawden, "A Spatial Price Analysis of the World Wheat Economy: Some Long-Run Predictions," in G. G. Judge and T. Takayama (eds.), *Studies in Economic Planning over Space and Time*, North-Holland, Amsterdam, 1973, pp. 488-516.
- [33] 鈴木宣弘「生乳市場の不完全競争に関する実証分析」農林統計協会，1994.
- [34] 鈴木宣弘・小林康平「生乳移送の地域間均衡に関する一考察」『農業経済研究』第64巻，第4号，1993，pp. 221-232.
- [35] Takayama, T. and G. G. Judge, "Equilibrium Among Spatially Separated Markets: A Reformulation," *Econometrica*, Vol. 32, No. 4, 1964a, pp. 510-524.
- [36] Takayama, T. and G. G. Judge, "Spatial Equilibrium and Quadratic Programming," *Journal of Farm Economics*, Vol. 46, No. 1, 1964b, pp. 67-92.
- [37] Takayama, T. and G. G. Judge, "Alternative Spatial Equilibrium Models," *Journal of Regional Science*, Vol. 10, No. 1, 1970, pp. 1-12.
- [38] Takayama, T. and G. G. Judge, *Spatial and Temporal Price and Allocation Models*, North-Holland, Amsterdam, 1971.
- [39] 上路利雄「生鮮野菜の需給の空間均衡—冬キャベツの需給調整を事例として—」農業経営計量分析研究会 [編]『農業生産の計画モデル—意思決定問題へのアプローチ—』農林統計協会，1985，pp. 221-249.
- [40] West, D. A. and G. E. Brandow, "Space-Product Equilibrium in the Dairy Industry of the Northeastern and North Central Regions," *Journal of Farm Economics*, Vol. 46, No. 4, 1964, pp. 719-731.
- [41] Wolfe, P., "The Simplex Method for Quadratic Programming," *Econometrica*, Vol. 27, No. 3, 1959, pp. 382-398.
- [42] Zusman, P., A. Melamed and I. Katzir "A Spatial Analysis of EEC Trade Policies in the Market for Winter Oranges," in G. G. Judge and T. Takayama (eds.), *Studies in Economic Planning over Space and Time*, North-Holland, Amsterdam, 1973, pp. 464-487.