

## わが国における砂糖の需要・供給弾力性の推定

澤田 学<sup>1</sup>

(受理 : 1995年 5月31日)

Estimation of demand and supply elasticity for sugar in Japan

Manabu SAWADA<sup>1</sup>

## 摘 要

わが国の国内甘味資源保護政策の経済厚生効果を明らかにする研究の一環として、砂糖需要の価格弾力性および国内産糖供給の価格弾力性を推定した。

砂糖需要の価格弾力性は非弾力的で、異性化糖の進出に伴い、0.28から0.15に低下してきた。国内産糖の供給は、てん菜糖の短期価格弾力性がほぼ1であるのに対し、甘しゃ糖の価格弾力性は0.5と小さな値であった。

さらに、これらの弾力性推定値を用いて、国内甘味資源保護政策のもたらした経済余剰変化を推計した。その結果、国際糖価の高騰期を別とすれば、国内甘味資源保護政策は国内のてん菜・てん菜糖生産者、さとうきび・甘しゃ糖生産者の生産者余剰を、それぞれ生産額の3~4割、5~6割に相当する額だけ増加させた一方、砂糖実需者の消費者余剰を購入額の6~7割に匹敵する額だけ減少させたことがわかった。

キーワード : てん菜, 砂糖, 需要弾力性, 供給弾力性, 経済余剰

## 緒 言

てん菜は十勝をはじめとする北海道の主要畑作地域における基幹的な輪作作物である。また、さとうきびは作付面積、生産額、作付農家戸数のいずれにおいても沖縄県、鹿児島県南西諸島で最大の農作物である。そのため、両地域の農家経済の安定を図るべく、てん菜・さとうきびを原料とする国内産てん菜糖・甘しゃ糖保護政策が1950年代半ばから実施されて来ている。

その長い歴史と重要性にもかかわらず、国内産糖保護政策の経済効果に関する実証研究は少ない。しかも、これまでの研究は、国内産甘しゃ糖の供給が価格に全く反応しないとアプリアリに仮定したり<sup>3,8,10)</sup>、カロリー甘味料としての砂糖需要をアドホックにモデル化するきらいがあった<sup>2,3,10)</sup>。その結果、砂糖市場の需要・供給弾力性の既往推定値にはバイアスがある可能性が高い。国内産糖保護政策の経済効果を計量経済学的・応用厚生経済学的に検討するためには、砂糖需要の価格弾力性ならびに国内産糖供給の価格

<sup>1</sup>帯広畜産大学畜産管理学科畜産資源経済学講座 〒080 帯広市稲田町

<sup>1</sup>Laboratory of Agricultural Resource Economics, Department of Animal Production and Agricultural Economics, Obihiro University of Agriculture and Veterinary Medicine, Obihiro, Hokkaido 080, Japan.

弾力性の正確な情報が必要である。

そこで、本稿では、わが国の甘味資源保護政策の経済厚生効果を明らかにする研究<sup>2)</sup>の一環として、改良したモデルの計測を行って、国内砂糖市場における需要・供給の価格弾力性について精度の高い推定値を得ることを目的とした。

## 方 法

### 計測手順

砂糖需要量 QS は、カロリー甘味料の総需要量 QCS が決定された後に、その消費量の一定割合  $\lambda$  として決まると想定し、砂糖の需要弾力性  $\varepsilon$  をカロリー甘味料需要の弾力性  $\mu$  の計測値から間接推定した。

$\varepsilon$  と  $\mu$  の関係を得るために、砂糖消費量の決定式、カロリー甘味料需要関数、カロリー甘味料の集計価格定義式をそれぞれ

$$QS = \lambda \cdot QCS$$

$$QCS = f(PCS)$$

$$PCS = \lambda \cdot PS + (1 - \lambda) \cdot PH$$

と定式化した。ここに、QS は砂糖の 1 人当り消費量、QCS はカロリー甘味料の 1 人当り総消費量 (QS と異性化糖の 1 人当り消費量の合計)、 $f(\cdot)$  はカロリー甘味料需要関数、 $\lambda$  はカロリー甘味料消費量に占める砂糖消費量シェア、また、PCS はカロリー甘味料の集計価格、PS、PH はそれぞれ砂糖、異性化糖の価格である。なお、異性化糖の数量・価格には、砂糖の甘味度と同等になるように調整した標準異性化糖換算値を用い、 $\lambda$  は異性化糖の製品改良ならびに甘味料実需者の使用技術改善によって趨勢的に変化する外生パラメータとみなした。

このとき、 $\lambda$  と PH を所与として  $\varepsilon$  と  $\mu$  の間には

$$(1) \quad \varepsilon = \mu \div \{1 + (\lambda^{-1} - 1) \cdot (PH/PS)\}$$

の関係が成立する。そこで、 $f(\cdot)$  を計測して得られた  $\mu$  と、 $\lambda$ 、PH、PS の観察値を利用して (1) 式から  $\varepsilon$  を推定した。

国内産糖の供給弾力性  $\eta$  は、国内産糖の事業団買

入価格が原料作物生産者価格に糖業メーカーの集荷・製造経費を上乗せしたコスト価格で決められていること、そして国内産糖メーカーは原料作物生産者の生産した甘味資源作物を全量受入れて製糖していることを考慮し、てん菜糖・甘しゅ糖の別に原料作物の供給弾力性  $\sigma$  の計測値をもとに間接推定した。

国内産糖の生産量 Q と原料作物作付面積 A の間には

$$Q_i = \delta_i \cdot y_i \cdot A_i \quad i = B, C$$

の関係がある。ここに、 $\delta$  は砂糖の製造歩留、 $y$  は原料作物の単位収量を表し、添字  $i$  はてん菜(糖) B と甘しゅ(糖) C を区別するインデックスである。なお、甘しゅ(さとうきび)は多年生作物であるので、 $A_c$  には収穫面積を採った。国内産糖買入価格  $p_i^*$  は、原料作物生産者価格  $p$  と国内産糖の単位当り集荷・製造経費  $m$  から

$$p_i^* = p_i / \delta_i + m_i \quad i = B, C$$

と算定される。

天候条件による豊凶変動を考慮して、原料作物生産者の価格に対する供給弾力性  $\sigma$  を、作付面積(収穫面積)の価格弾力性によって代用すると、これらの 2 式から、 $\eta$  と  $\sigma$  の関係式

$$(2) \quad \eta = \sigma / w_i \quad i = B, C$$

を得る。ただし、 $w_i$  は国内産糖  $i$  の買入価格に占る原料作物コスト比率である。てん菜糖(甘しゅ糖)の供給弾力性は、てん菜(さとうきび)の作付面積(収穫面積)決定関数の計測から得られた作付面積(収穫面積)の価格弾力性と  $w$  を (2) 式に代入して推定した。

### 計測式の特定化

カロリー甘味料需要関数は、所得水準の向上に伴う消費鈍化、1960 年代後期の人工甘味料規制による転換需要の発生、1970 年代半ば以降における消費停滞、が指摘されていることをふまえ<sup>2)</sup>、次に特定化した。

$$(3) \quad \ln QCS_t = \alpha_1 + \alpha_2 \ln(PCS_t/WPI_t) + \alpha_3/Y_t \\ + \alpha_4 DAS_t + \alpha_5 TCS_t$$

ここに、QCSの単位はkg、PCSは砂糖上白市中価格と異性化糖市中価格の消費量をウェイトとする加重平均価格(東京、kg当り円)、WPIは卸売物価総合指数(1985歴年平均=1)、Yは1人当たり民間最終消費支出額(1985年不変価格、千円)、DASは人工甘味料規制ダミー(1968砂糖年度まで0、1969砂糖年度以降1)、TCSはタイム・トレンド(1972砂糖年度以前の各年度0、1973砂糖年度を1とし、以後毎年度1ずつ値が増加)である。変数の添字tは観察年次を表す。

てん菜の作付面積決定関数の計測式は、てん菜が冷害に強い耐冷・安定作物として、また不断の品種改良・栽培技術改善・機械化の進展による相対収益性の向上によって作付けが拡大してきた点<sup>7)</sup>、ならびに1974・75年度の作付け激減が相対価格低下と湿害によるとみられることから<sup>9)</sup>

$$(4) \quad \ln AB_t = \beta_1 + \beta_2 \ln(PB_{t-1}/POB_{t-1}) \\ + \beta_3 \ln IB_{t-1} + \beta_4 \ln AB_{t-1} \\ + \beta_5 DB_{t-1} + \beta_6 T_t$$

とした。ただし、ABはてん菜作付面積(ha)、PBはてん菜取引価格(t当り円)、POBは麦・豆・いも類生産者価格指数の加重平均(1985年度=1)、IBはてん菜単位収量の年平均収量に対する比率、DBは冷害年ダミー(1964、66、71、76、80、81、83年=1、その他の年次=0)、Tはタイム・トレンド(1961年を1とし、以後1ずつ増加)を表す。

他方、さとうきび収穫面積の決定要因については、家族労働報酬の雇用労賃に対する相対比が指摘されている<sup>1,9)</sup>。そこで、さとうきび収穫面積の決定関数は沖縄県、鹿児島県ごとに(5)、(6)式のように、価格変数のデフレーターを農村雇用賃金率とし、さらに定数項が様々な要因によって時間とともに穏やかに変化する可変型の両対数線形式に特定化した。

$$(5) \quad \ln A_{0,t} = \gamma_{1,t} + \gamma_2 \ln(PC_{t-1}/W_{0,t-1})$$

$$(6) \quad \ln A_{K,t} = \delta_{1,t} + \delta_2 \ln(PC_{t-1}/W_{K,t-1})$$

ここで、Aはさとうきび収穫面積(ha)、PCはさとうきびの生産者手取価格(t当り円)、Wは農村雇用賃金率(時間当り円)を示し、添字のO、Kはそれぞれ沖縄県、鹿児島県を区別するインデックスである。

#### 計測資料

(3)、(4)、(5)・(6)式の計測は、それぞれ1955-91砂糖年度、1961-84年産、1965-90年産の年次データによる。(4)式の計測期間を1984年度までとしたのは、85年度よりてん菜の計画生産が実施され、てん菜の作付面積が72,000haに制限されることになったためである。なお、1962-66年産のてん菜作付面積とてん菜糖生産には北東北分を含んでいない。

計測資料は次のとおりである。QCSとPCSを作成するための砂糖と異性化糖の消費量・市中価格は農林水産省砂糖類課『砂糖及び異性化糖の需給総括表』、『でん粉・とうもろこし関係資料』と蚕糸砂糖類価格安定事業団『蚕糸砂糖類価格安定事業団年報』から、WPIは日本銀行調査統計局『卸売物価統計年報』、Yは経済企画庁『国民経済計算年報』、ABとA<sub>0</sub>ならびにA<sub>K</sub>は『作物統計』、PBは日本ビート糖業協会『てん菜およびてん菜糖に関する年報』、PCは沖縄県農林水産部『糖業年報』から引用した。POBは『農村物価賃金統計』から北海道の該当生産者価格指数を生産額シェアで加重平均して用いた。IBは『作物統計』によるが、てん菜単年単位収量には、1955年産以降のてん菜単年単位収量の年次に関する4次式回帰による予測値を利用した。W<sub>0</sub>、W<sub>K</sub>には、『工藝物等の生産費』掲載の沖縄・鹿児島各県のさとうきび生産費調査の労働費を投下労働時間で除した推計値をあてた。

#### 結果と考察

(3)、(4)式は通常最小自乗法を、(5)・(6)式は美添<sup>6)</sup>の開発したベイズ推定法を適用して計測された。計測結果は表1のとおりであった。(5)・(6)式の可変パラメータについては図1に推定値の年次変化を图示した。

カロリー甘味料需要関数のパラメータ推定値は全て有意水準1%で統計学的にゼロと有意な差が認められた。また、モデルの当てはまりも大変良く、誤差項の系列相関は有意水準1%で棄却された。

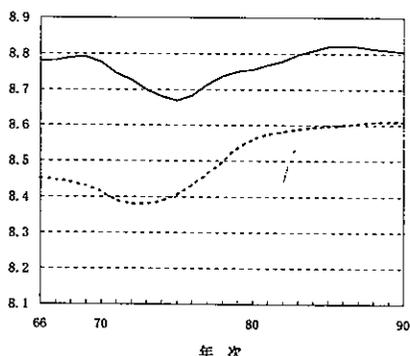
(3)式ではパラメータ $\alpha_2$ がカロリー甘味料需要の価

格弾力性を表す。需要の価格弾力性は期間を通じて0.28であった。つまり、他の条件を一定として、カロリー甘味料の価格が10%減少(増加)すると、カロリー甘味料の消費量は2~3%増加(減少)する。これに対し、需要の所得弾力性は $\alpha_3/Y$ として算出されるが、所得の増加に伴って1950年代後半の0.7から80年代後半には0.2まで低下してきた。これらの弾力性推定値の期間平均値は既往の推定結果<sup>9)</sup>とほぼ同じ値であった。

表1. 計測式のパラメータ推定結果

計測式番号	係数	推定値	t統計量	D.W.統計量	adj. R <sup>2</sup>
(3)	$\alpha_1$	4.906	18.4	1.60	0.99
	$\alpha_2$	-0.2765	-5.51		
	$\alpha_3$	-290.7	-18.6		
	$\alpha_4$	0.1926	10.1		
	$\alpha_5$	-0.0125	-9.48		
(4)	$\beta_1$	-1.7806	-0.95	-0.52 <sup>a</sup>	0.88
	$\beta_2$	0.5009	4.08		
	$\beta_3$	0.3807	2.79		
	$\beta_4$	0.6930	6.33		
	$\beta_5$	0.1479	4.79		
	$\beta_6$	0.0102	3.58		
(5)	$\gamma_2$	0.3665 <sup>b</sup>	3.62 <sup>c</sup>	0.25 <sup>d</sup>	0.90 <sup>e</sup>
(6)	$\delta_2$	0.2531 <sup>b</sup>	2.65 <sup>c</sup>	0.49 <sup>d</sup>	0.93 <sup>e</sup>

注) a: Durbin's h 統計量, b: 事後分布のモード, c: 事後分布のモードの標準偏差に対する比率, d: 残差の自己相関係数, e: 被説明変数の予測値と観察値の相関係数の2乗。

図1. 推定された $\gamma_{1,t}$ ,  $\delta_{1,t}$ の年次推移

注) 実線グラフは $\gamma_{1,t}$ , 点線グラフは $\delta_{1,t}$ の推移を示す。

人工甘味料規制ダミー係数 $\alpha_1$ の推定結果によれば、チクロ使用禁止に伴い、1人当り砂糖消費量が1.2kg増加した。したがって、1968から69砂糖年度にかけて増加した砂糖消費量実績値の実に37%が人工甘味料からの転換需要であった。タイム・トレンド係数値 $\alpha_5$ は、1973砂糖年度以降カロリー甘味料の需要が年率1.3%で減少し続けていることを示す。これは甘味離れという国民の嗜好変化に加え、内外価格差拡大に伴う含糖製品輸入量の増大を反映しているものとみられる。

てん菜の作付面積決定関数のパラメータ推定値は、定数項を除くと、 $\beta_3$ が5%水準で、残りの係数値は全て1%水準でゼロと有意差があり、誤差項の負の自己相関も有意水準5%で棄却された。当てはまりも良好であることから、計測式の特定化は妥当であったと判断される。

前年のてん菜生産者価格をてん菜生産者の期待手取価格とすると、てん菜作付面積の弾力性、したがって、てん菜供給の期待手取価格に関する短期弾力性は0.50と推定された。(4)式は期待価格に対しててん菜の作付けが時間を通じて均衡値に調整されていく部分調整モデルだから、 $\beta_2$ を調整係数 $(1-\beta_1)$ で除すと長期の供給弾力性が得られる。そのようにして推定された長期弾力性は1.60であった。つまり、てん菜の生産者価格が10%引上げられると、他の条件を不変として、てん菜生産者は短期的には6%、長期的には16%供給量を増加させる。既往の計測例<sup>9)</sup>と比べると、短期の弾力性は同じだが、長期の弾力性はやや大きい。

冷害ダミー係数 $\beta_5$ と作況係数 $\beta_6$ の計測結果は、それぞれ、冷害の翌年にてん菜の作付けが増加すること、前年におけるてん菜の作況が10%悪化すると翌年の作付けが4%減少することを意味する。また、タイム・トレンド係数値 $\beta_6$ は、以上の説明変数とは別の要因によって、てん菜の作付けが年率1%で趨勢的に拡大して来たことを表しているが、これは品種改良・栽培技術改善・機械化などの技術進歩に伴うてん菜作の相対収益性改善を反映したものと考えられる。

さとうきび収穫決定関数の計測結果については、ベイズ推定によっているため、古典的な統計的仮説検定を行えない。しかし、モデルの当てはまりは良

好であり、また供給弾力性を表す価格係数値( $\gamma_2, \delta_2$ )の分散も十分小さく、安定的な推定値が得られた。

価格係数推定値は、さとうきびの収穫面積、したがって、甘しや糖生産が原料価格に有意に反応することを示しており、国内産甘しや糖供給が価格に関し完全非弾力的であるとした従来の諸研究<sup>3,8,10)</sup>の想定は誤りであることが明らかとなった。さとうきびの供給弾力性は、沖縄地域で0.37、鹿児島県南西諸島で0.25であった。国内甘味資源作物の供給弾力性に関し、てん菜の方がさとうきびよりも大きいのは、北海道においててん菜は他の畑作物と競合するのに対し、沖縄・南西諸島ではさとうきびが唯一の dominant な商品作物であるため、生産者価格が変化しても供給量の調整が相対的に小さいためであろう。

図1の定数項パラメータ推定値の年次推移をみると、収穫面積格差を反映して $\gamma_{1,t}$ の水準は $\delta_{1,t}$ のそれより高いが、いずれも70年代半ばにかけて低下した後、80年代半ばまで回復・上昇している。この背景には、高度経済成長期における農業労働力流出と兼業深化、第1次石油危機と穀物危機を契機としたさとうきび生産者手取価格の連続大幅引上げによる生産者の価格期待変化がある。なお、 $\gamma_{1,t}$ が $\delta_{1,t}$ に2年遅れてボトムに達しているのは、74・75年に開催された沖縄国際海洋博覧会関連の農外雇用増加に伴うさとうきび収穫労働力不足の影響と推察される。

以上の計測結果から、砂糖の需要・供給弾力性を推定した。ただし、国内産甘しや糖については、沖縄県、鹿児島県別に(2)式によって供給弾力性を推定した後、各県の生産量で加重平均して集計値を導出した。1965年度から89年度間の数時点について推定した結果は表2のとおりであった。

砂糖需要の価格弾力性は、1975年度までは異性化糖が未だ市場に出回っていないため、カロリー・甘味料の需要弾力性と同じ値である。もともと価格非弾力であった砂糖需要は、低価格を武器とした異性化糖の市場シェア拡大によって80年代にはさらに価格弾力性値が低下し、 $-0.15$ となった。国内産糖の短期供給弾力性は、てん菜糖が $0.9\sim 1.1$ 、甘しや糖が $0.5\sim 0.6$ と推定された。つまり、てん菜糖はてん菜糖買入価格の上昇率とほぼ同率で供給量が増加するのに対し、甘しや糖は買入価格の引上げ率の半分程度しか供給は拡大しない。

表2. 砂糖の需要・供給弾力性と消費者・生産者余剰変化額比率の推定値

年次	$\epsilon$	$\eta_B$	$\eta_C$	% $\Delta CS$	% $\Delta PS_B$	% $\Delta PS_C$
1965	-0.28	1.11	0.58	67.7(%)	41.5(%)	55.7(%)
70	-0.28	1.03	0.56	50.7	33.9	46.7
75	-0.28	0.85	0.47	26.3	20.6	35.9
80	-0.15	1.03	0.52	20.2	26.3	46.9
84	-0.15	0.97	0.50	58.2	44.8	64.3

注)  $\epsilon$ : 砂糖需要の価格弾力性,  $\eta_B$ : 国内産てん菜糖供給の価格弾力性,  $\eta_C$ : 国内産甘しや糖供給の価格弾力性, %  $\Delta CS$ : 自由市場均衡状態からの消費者余剰変化額÷砂糖消費額, %  $\Delta PS_B$ : 自由市場均衡状態からのてん菜糖生産者余剰変化額÷てん菜糖生産額, %  $\Delta PS_C$ : 自由市場均衡状態からの甘しや糖生産者余剰変化額÷甘しや糖生産額。

最後に、弾力性推定値を用いて、国内甘味資源保護政策が砂糖実需者、国内産糖・原料作物生産者の経済厚生に及した効果を検討した。そのために、国境調整措置や砂糖消費税などの市場介入が行われない自由市場均衡状態からの経済余剰変化額(絶対値)の、現実の消費額あるいは生産額に対する比率を推計した。各年の砂糖の需要曲線、国内産糖の供給曲線が弾力性( $\epsilon$ )一定の指数曲線であると仮定すると、その比率は

$$(1-\theta^{-1-\epsilon})/(1+\epsilon)$$

によって算出できる。ただし、 $\theta$ は国内消費者(生産者)価格の国際価格に対する比率を表す。

推計結果は表2右欄に示した。わが国の国内甘味資源保護政策は、国内のてん菜・てん菜糖生産者、さとうきび・甘しや糖生産者に、それぞれ生産額の2~4割、4~6割に相当する額だけ生産者余剰の増加をもたらした一方で、砂糖支出額の2~7割に相当する消費者余剰の減少というコストを砂糖実需者に負担させて来た。75、80年度の比率が小さくなっているのは国際糖価の高騰により内外価格差が縮小したためであるが、その時期においても国内産さとうきび・甘しや糖生産は相対的に保護の程度は高かったことが窺われる。

## 引用文献

- 1) 鹿児島県『南西諸島の糖業』, 1975年, pp:1-5.
- 2) 金井道夫『砂糖消費の経済分析』, 明文書房, 1986

- 年, pp: 122, 177, 183-184.
- 3) Kanayama, T., "An analysis of effects of changes in sugar support prices on beet production and producer's economic welfare," J. Fac., Agric., Tottori Univ. 26, 1990年, pp: 89-100.
  - 4) 黒河 功「畑作物の作付変動と価格反応」, 『北海道農業試験場研究報告』, 第122号, 1978年, pp: 167-189.
  - 5) 来間泰男「亜熱帯の下, 沖縄農業の模索」, 陣内義人編著『変貌する遠隔地農業』, 日本経済評論社, 1985年, pp: 293-326.
  - 6) 美添泰人, 「ベイズの手法による分布ラグモデルと季節変動の分析」『経済研究』第45巻第2号, 1994年, pp: 97-106.
  - 7) 西村正一「前期畑作農業の構造調整と生産性上昇」, 土井時久・伊藤繁・澤田学編著『農産物価格政策と北海道農業』, 北海道大学図書刊行会, 1995年, pp: 12-25.
  - 8) 澤田 学「抱合せ比率緩和とでん粉・甘味料市場」, 久保嘉治・永木正和編著『地域農業の活性化と展開戦略』, 明文書房, 1994年, pp: 28-49.
  - 9) 澤田 学「甘味資源保護政策と砂糖・でん粉市場」, 土井時久・伊藤繁・澤田学編著『農産物価格政策と北海道農業』, 北海道大学図書刊行会, 1995年, pp: 79-106.
  - 10) Sturgiss, R. M., Tobler P., and Connell, P., Japanese sugar policy: its effects on the world market, Occasional Paper, no.104, Australian Bureau of Agricultural and Resource Economics, 1988年, pp: 29-36.

### SUMMARY

Equations for the demand per capita of caloric sweeteners and the sugar crop acreage in Japan were estimated, and they were used to infer the price elasticities of sugar demand and supply. The estimated elasticity of demand for sugar was small, and decreased from 0.28 to 0.15 because of the emergence of high fructose corn syrup as an alternative to sugar in recent years. The short run supply elasticity is much lower for cane sugar

than for beet sugar: 0.5 for cane sugar, and 1.0 for beet sugar.

Using these elasticity values and observed data, the effects of the Japanese domestic sugar protection policy on the economic welfare were calculated. The results show that the Japanese sugar policy brings beet and cane sugar producers a welfare gain equal to 30-40 percent, 50-60 percent of each output value, respectively. However, the policy imposes a cost to Japanese consumers of 60-70 percent of their sugar expenditure value, except for the periods of sharp rises in world sugar prices.

**Keywords:** sugar beet, sugar, demand elasticity, supply elasticity, economic surplus