

ブロッコリーの需要構造に関する計量分析 —海外産の競合関係を中心に—

2020年2月13日

食料・環境政策学分野

山田溪太

目次

1.はじめに

2.入荷量の推移

3.分析方法

4.分析結果

5.結論と課題

1.はじめに

野菜輸入の推移

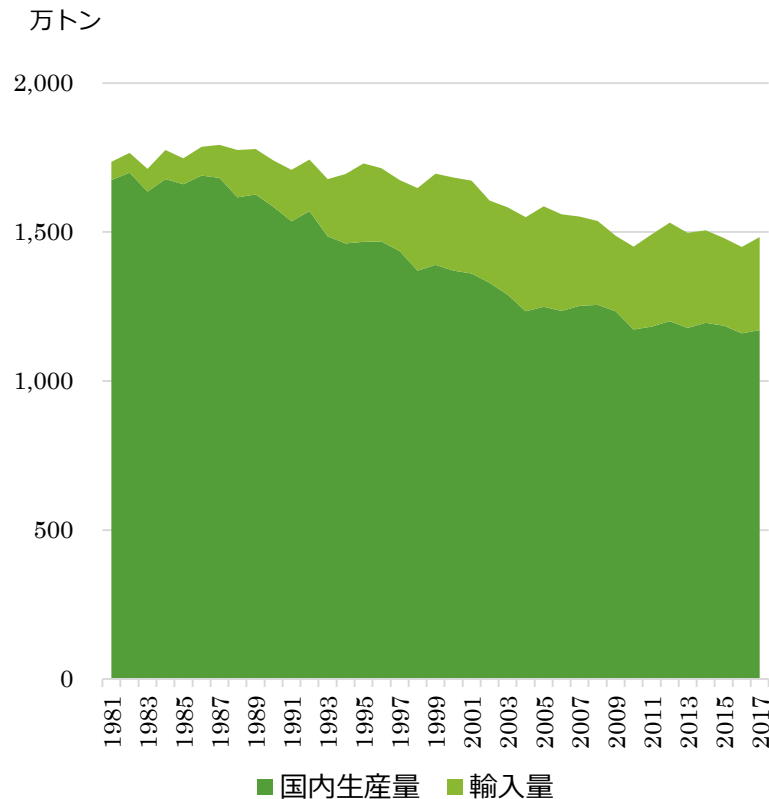


図1 国内供給量の推移（野菜）

出所：農林水産省『食糧需給表』

- 1980年代半ばから2000年代にかけて野菜輸入量が急増

60万t(1980年)→300万t(2000年)

- 野菜輸入量の急増により、国内生産が縮小（香月, 2005:福田, 2011）
- 2000年以降は輸入量・生産量ともに横ばい傾向

近年の野菜輸入量の推移(生鮮野菜)

表1 野菜輸入量の推移(単位 トン)

| | 2000 | 2005 | 2010 | 2015 |
|--------|---------|-----------|---------|---------|
| たまねぎ | 262,179 | 357,544 | 339,477 | 303,422 |
| かぼちゃ | 133,167 | 121,732 | 106,311 | 106,862 |
| にんじん | 43,586 | 101,275 | 65,187 | 70,933 |
| ねぎ | 42,385 | 78,146 | 54,546 | 59,609 |
| ごぼう | 81,676 | 57,643 | 36,866 | 44,054 |
| ピーマン | 10,326 | 25,914 | 25,411 | 39,679 |
| にんにく | 29,225 | 30,268 | 18,557 | 20,496 |
| しょうが | 47,826 | 38,583 | 18,738 | 19,820 |
| ブロッコリー | 79,181 | 60,511 | 35,683 | 17,804 |
| アスパラガス | 24,767 | 17,469 | 12,538 | 8,927 |
| 生鮮野菜合計 | 971,116 | 1,114,274 | 820,594 | 826,845 |

出所：財務省『貿易統計』

- 近年は横ばいか微減傾向で野菜輸入量が推移
- 作物によっては輸入量が減り、国内生産量が増えている作物もある
- **しかしながら、近年の野菜輸入の状況に関する研究は乏しい**

国内産と海外産の競合関係

- ・ 輸入量減少要因を探るには、（野菜）作物ごとに国内産と海外産の需要構造（競合関係）の把握が必要

しかし・・・

- ・ 定性的な分析が多く、また、論者によって見解が分かれる



本研究の目的

需要構造を定量的に分析し、輸入量減少の要因を探る

分析対象作物・分析対象地

分析対象作物：ブロッコリー

- ・国内消費量に対する海外産割合が高い
- ・海外産割合が高い野菜の中で、国内消費量が多い（表2）

分析対象地：東京都中央卸売市場

- ・集散市場的な流通構造（一瀬, 2018）
- ・建値市場として機能している（藤島, 2002）

表2 海外産割合が高い野菜の国内消費額（2017年）

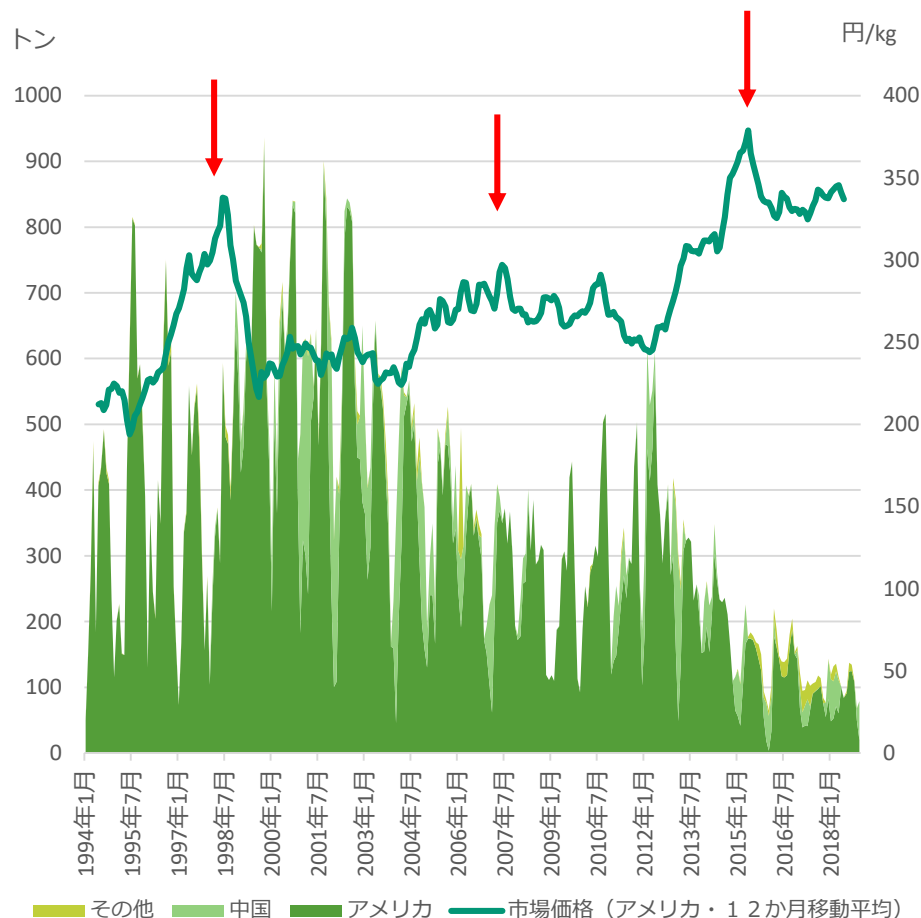
| | 国内消費額（億円） |
|--------|------------|
| かぼちゃ | 380 |
| しょうが | 300 |
| にんにく | 316 |
| ブロッコリー | 544 |
| アスパラガス | 369 |

出所：財務省『貿易統計』、農林水産省『生産農業所得統計』

1) 国内消費額は「国内生産額＋輸入額－輸出額」とした

2. ブロックリー入荷量の推移

ブロッコリー入荷量と価格（市場価格）の推移



• 海外産入荷の大半をアメリカ産が占める。

→ 海外産をアメリカ産に限定

• 市場価格が上がっている時期は入荷量が少ない



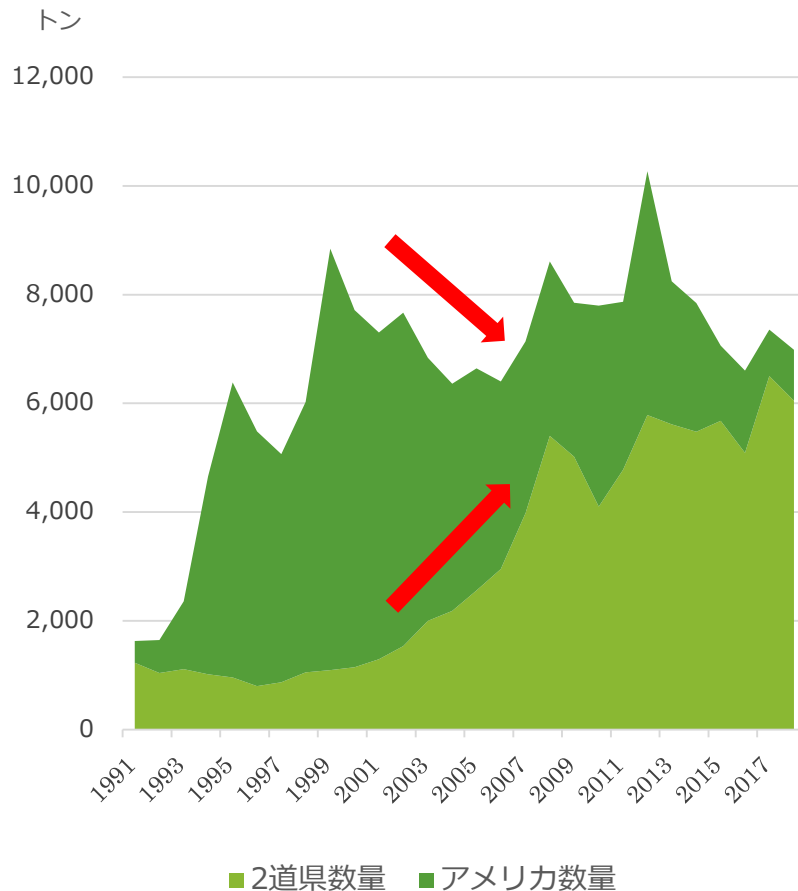
市場価格上昇による入荷量の影響は？

図2 海外産入荷量の推移（東京都中央卸売市場）

出所：東京都中央卸売市場『市場年報』

1) このグラフは積み上げグラフである

海外産と国内産の入荷量の推移



- ・ 国内産を北海道、長野県に限定
- 理由：** ①分析モデルの制約
②アメリカ産と出荷時期が被る
- ・ 2道県の入荷増とともにアメリカ産入荷量減少（2000年から2007年にかけて顕著）

2道県の入荷量増の影響は？

図3 アメリカ及び2道県入荷量の推移

出所：図2に同じ

1) このグラフは積み上げグラフである

3.分析方法

分析期間・分析データ

- ・ **対象期間**：1994年1月～2018年12月
 - ・ **データ単位**：月次
 - ・ **内生変数**：2 道県産の数量・価格データ
アメリカ産の数量・価格データ
 - ・ **外生変数**（大浦他, 2002；高橋他, 2012を参考）
 - ：C I F 価格（港着岸価格）、円ドル相場、家計消費額、ポジティブリスト変更ダミー（2006年5月から1）
- ※ C I F 価格：港についた時点の「製品価格」に「運賃」、「保険料」が上乗せされた価格

価格データは分析に際しデフレートした。また、ダミー変数以外は季節調整を行い（WebDecompを使用）、対数値を取った

分析データの特徴

- ・ 価格から数量、数量から価格の相互依存関係を想定される
→ 通常の回帰分析では、逆の因果関係によるバイアスが起こる可能性



本研究の分析方法

- ① : 「VARモデル」による回帰分析
- ② : ①の結果を基に「グレンジャーの因果性テスト」、
「インパルス応答関数」による因果関係の推定

分析手法の説明①

推計式：

$$Y_t = c + \underbrace{a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} \dots + a_{10} Y_{t-10}}_{\text{内生変数のラグ項}} + \underbrace{bX}_{\text{外生変数}} + \varepsilon_t$$

Y_t は t 期における 4×1 の内生変数ベクトル（アメリカ産数量・価格、2道県産数量・価格）

X は 4×1 の外生変数ベクトル（CIF価格、円ドル相場、家計消費額、ポジティブリスト変更ダミー）

c は定数ベクトル、 a_i は 4×4 の内生変数の係数行列、 b は 4×4 の外生変数の係数行列、 ε_t は 4×1 の誤差項ベクトル。

ラグ項はAIC値に基づき10とした。単位根検定（ADF、P P）の結果に基づき2道県価格、ダミー変数以外は一回の階差を取った。また共和分検定(johansen型)の結果より、共和分関係はないとする(appendix参照)

VARモデルの特徴

- ・ 時系列分析において、因果関係の推定が可能なツールを使用できる(次ページ)
- ・ 逆の因果関係によるバイアスが少ない
- ・ (内生) 変数の数を多くできない (デメリット)

分析手法の説明②（沖本, 2010を参考）

グレンジャー因果性テスト

- Granger(1967)が考案した χ^2 検定を用いた因果性テスト
- 因果関係の向き（どちらが原因か）がわかる
- 定性的な分析（正負が判別できない）

インパルス応答関数

- 誤差項の1単位ショックに対する他変数の波及効果を調べる
- 定量的な因果関係の分析が可能
- 分析に際し仮定を置く必要であり、仮定の置き方によって分析の仕方が変わる(今回は直交化インパルス応答関数を使用)

分析の流れ

内生変数

STEP0 : 分析データに関する検定



STEP1 : 回帰分析 (VARモデル)



STEP2 : 因果性テスト



STEP3 : インパルス応答関数

外生変数

STEP0 : 分析データに関する検定



STEP1 : 回帰分析 (VARモデル)

4.分析結果

VARモデルの回帰分析結果（抜粋）

表3 回帰分析の結果（抜粋）

| | D_Inアメリカ数量 | |
|---------------|------------|-------|
| | 係数 | z値 |
| D_InC I F 価格 | -1.435*** | -8.3 |
| D_In円ドル相場 | -0.338 | -0.46 |
| D_In家計消費額 | 0.178 | 0.86 |
| ポジティブリスト導入ダミー | -0.036 | -1.02 |
| ⋮ | ⋮ | |
| サンプル数 | | 283 |

・ C I F 価格が負に有意（1%）、かつ係数が1以下

→アメリカ数量はC I F 価格に対して弾力的

・ 円ドル相場は有意なし

→C I F 価格に影響が吸収されている可能性

- 1) stata.13.1を使用
- 2) 「D_」は1階階差を取ったことを意味し、「ln」は対数変換をしたことを示す
- 3) ***は1%水準で有意であることを意味する

因果性テストの結果（抜粋）

表4 因果性テストの結果（抜粋）

| | | 結果変数 | |
|------|------------|------------|-----|
| | | ----- | |
| | | D_Inアメリカ数量 | |
| | | 係数 | 自由度 |
| 原因変数 | D_In2道県数量 | 27.70 *** | 10 |
| | ln2道県価格 | 13.09 | 10 |
| | D_Inアメリカ価格 | 16.59 * | 10 |

- 2道県数量、アメリカ価格が有意（それぞれ1%、10%水準）

- グレンジャー因果性テストでは因果関係の正負が不明



インパルス応答関数で因果関係の正負を判別

- 1) stata.13.1を使用
- 2) 「D_」は1階階差を取ったことを意味し、「ln」は対数変換をしたことを示す
- 3) *,***はそれぞれ10%,1%水準で有意であることを意味する
- 4) 表の数値は χ^2 統計量である
- 5) 原因変数から結果変数への因果性テストの数値を示している

インパルス応答関数の結果（抜粋）

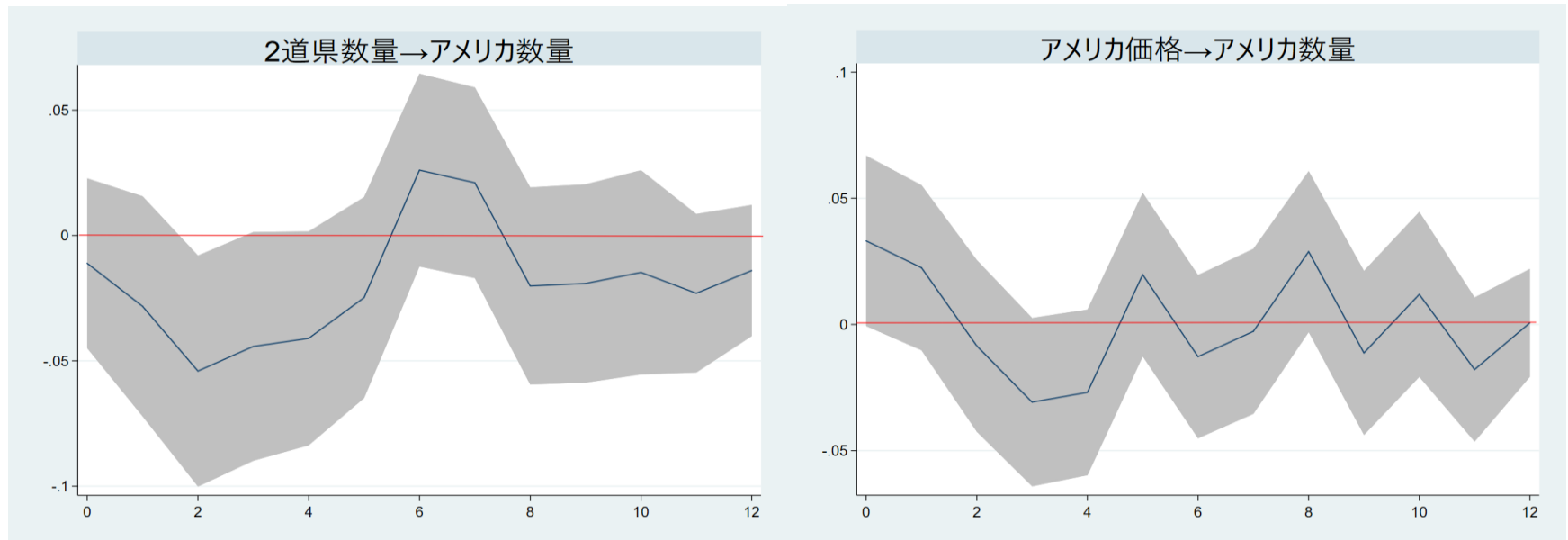


図4 インパルス応答関数の結果（95%水準・抜粋）

- 1) stata15を使用
- 2) 青線が1標準偏差ショックに対する各変数のインパルス応答関数、帯が95%信頼区間を表している
- 3) 横軸はショックからの時間(月)を示している

結果の要約

表5 分析結果（要約）

| | アメリカ数量 | | |
|---------------|--------|--------|-----------|
| | 回帰分析 | 因果性テスト | インパルス応答関数 |
| 2道県数量 | | ○ | - |
| 2道県価格 | | 有意なし | 実施せず |
| アメリカ価格 | | ○ | 有意なし |
| C I F 価格 | - | | |
| 円ドル相場 | 有意なし | | |
| 家計消費額 | 有意なし | | |
| ポジティブリスト変更ダミー | 有意なし | | |

- 2道県数量が負に有意
- 2道県の数量増加がアメリカ産減少を引き起こしている
- アメリカ（市場）価格は有意にならず
- 一定の影響があるものの、インパルス応答関数の値が有意になるほどの影響力はない
- アメリカ産入荷量に影響を与えるのは市場価格ではなく、CIF価格だと分析結果より言える

5. 結論・課題

結論と課題

結論

- ・ 2 道県（北海道・長野県）の入荷量の増加によるアメリカ産入荷量の減少
- ・ C I F 価格（港着岸価格）の上昇によるアメリカ産入荷量の減少

課題

- ・ 他の野菜の海外産との競合関係に関する分析
- ・ 時間変化による競合関係の変化を捉えられていない

引用文献

- 独立行政法人農畜産業振興機構 調査情報部 調査情報第二課（2005）「今月の野菜 ブロッコリー」独立行政法人農畜産業振興機構『野菜情報 2005年12月号』, <https://vegetable.alic.go.jp/yasaijoho/yasai/0512/yasai1.html>, 2020/1/10閲覧.
- Granger, C.W.J. (1967) "Investigating Causal Relations by Econometric Model and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- 藤栄剛（2003）「農地転用と農家資産の因果関係に関する考察」『農業経営研究』41(1), 108-113.
- 藤島廣二（2002）「野菜輸入構造の変化と価格の全般的低位収斂化」『農業市場研究』11(2), 3-10.
- 福田晋（2011）「我が国農業構造の到達点と展望」『農業経済研究』83(3), 175-188.
- 一瀬裕一郎（2018）「最近の卸売市場を取り巻く諸事情」『農林金融』7, 15-29.
- 香月敏孝（2005）『野菜作農業の展開過程—産地形成から再編へ—』農山漁村文化協会.
- 沖本竜義（2010）『経済・ファイナンスデータの計量時系列分析』朝倉書店.
- 大浦明子・古塚秀夫・松田敏信（2002）「生シイタケの需要に関する計量分析」『農林業問題研究』145, 205-208.
- 高橋昂也・外園智史・前田幸嗣・狩野秀之（2013）「外国為替市場の変動が日本産イチゴの輸出に与える影響」『農業市場研究』22(1), 31-36.

補表1 利用する統計と調査項目

| 出所 | 統計名称 | 利用する調査項目 |
|-----------|---------|--------------------------|
| 東京都中央卸売市場 | 市場年報 | ブロッコリーの数量・価格（2道県産、アメリカ産） |
| 財務省 | 貿易統計 | CIF価格（アメリカ） |
| 総務省統計局 | 家計調査 | ブロッコリー家庭消費額（2人以上の世帯） |
| 日本銀行 | 時系列データ集 | 円/ドル相場（月平均） |

補表2 単位根検定

| 変数 | ADF | | PP |
|----------|------------|----|------------|
| | Z(t) | ラグ | Z(t) |
| 2道県数量 | -0.56 | 14 | -2.40 |
| Δ2道県数量 | -7.02 *** | 13 | -14.56 *** |
| 2道県価格 | -10.19 *** | 1 | -12.66 *** |
| Δ2道県価格 | 実施せず | | |
| アメリカ産数量 | -1.04 | 7 | -4.23 *** |
| Δアメリカ産数量 | -6.46 *** | 14 | -22.67 *** |
| アメリカ産価格 | -2.15 | 14 | -9.82 *** |
| Δアメリカ産数量 | -7.29 *** | 14 | -26.51 *** |
| CIF価格 | -2.34 | 5 | -4.24 *** |
| ΔCIF | -8.98 *** | 6 | -26.37 *** |
| 円ドル相場 | -1.77 | 6 | -2.08 |
| Δ円ドル相場 | -12.67 *** | 5 | -8.76 *** |
| 家計消費額 | 0.14 | 11 | -3.65 *** |
| Δ家計消費額 | -8.76 *** | 5 | -28.58 *** |

- 1) ***は1%水準で有意であることを意味する
- 2) ADF検定のラグ項はAICが最小になるようなラグを選択した
- 3) Δは一回階差を取ったことを示している

補表3 共和分検定(johansen型)

| 帰無仮説 | 対立仮説 | トレース統計量 | 5%臨界値 |
|------------|----------------|---------|-------|
| $r=0$ | $0 < r \leq 4$ | 26.02 | 29.68 |
| $r \leq 1$ | $1 < r \leq 4$ | 5.23 | 15.41 |

- 1) 帰無仮説のrは共和分ランクを指し、共和分関係にあるデータペアの数を意味する。分析結果から、帰無仮説r=0が棄却されなかったため、共和分関係にあるデータペアがないと分析結果より言うことができる