

日系食品企業による海外直接投資の 国際的波及効果に関する応用一般均衡分析 —— FDIパネルデータに基づくCGEモデルによる接近 ——

加賀爪 優

Masaru KAGATSUME : Computable General Equilibrium Analysis on the International Effects of Foreign Direct Investments by Japanese Food and Agricultural Companies : An Approach by the CGE Model Based on FDI Panel Data.

The purpose of this paper is to investigate the international impacts of Foreign Direct Investments (FDI) by Japan's food and agricultural firms on the international market and Japanese agricultural sector. The analysis consists of 2 stages. The first is the panel data analysis on the functional relations between the production of food and agricultural sector in the countries where Japanese food and agricultural firms are operating as the dependent variable and the Japan's FDI activities etc as the independent variables. The second is the CGE analysis based on the estimated parameters in the first stage.

The major implications are as follows. As for the impacts on the welfare in terms of social surplus, almost all areas get better off although NAFTA, EU and Australia & New Zealand get more benefits than others. From the viewpoint of real GDP and trade balance, the areas such as NAFTA, EU and Australia & New Zealand get benefit but MERCOSUR, ASEAN, China and Japan etc have negative effects. As for the effects for the food self-sufficiency ratio, the impacts are almost negligible in every area although the areas such as Australia & New Zealand, Korea and NAFTA have positive effects while MERCOSUR, ASEAN, Japan etc have negative effects if they are focused in detail.

1. はじめに

本稿の目的は、日系食品企業による海外直接投資（FDI）が国際食料市場や進出先およびわが国に及ぼす波及効果を応用一般均衡モデルの枠組みで実証分析することである。その際、日系食品関連企業には、農林水産関連企業、食品製造企業、食品卸売企業、飲食・外食企業を含めている。推定過程は基本的に2つの段階から構成されている。第1段階は、日系食品企業の海外進出が当該進出地域における食料農業部門の純生産額を規定する諸要因の関数関係をパネルデータによりランダム効果モデルとして推定する過程である。続く第2段階は、第1段階で推定されたパラメータを利用して現実を忠実に再現し得るモデル構造にカリブレーションした後、日系食品企業の海外進出の国際的波及効果に関してCGEモデルの枠組みでシミュレーション分析を実施する過程である。

以下、第2節でパネルデータの構造とランダム効果モデルの推定過程とその結果について論じ、第3節では、CGEモデルの枠組みについて概説する。次に第4節で、推定されたCGEモデルとその適用結果からのインプリケーションについて論じる。また第5節で現段階での

分析枠組みの限界点および残された課題について記述し、最後に、第6節で若干の帰結とその政策的インプリケーションについて論じる。

2. パネル分析の構造

日系食品企業の海外直接投資が、受け入れ国の食品・農業生産に及ぼす効果を、世界全地域への日系食品企業の進出データをもとに推定するために、以下のように関数形を特定化する。

ここで、日系食品企業の進出先を、中国、インド、韓国、オセアニア（豪州とニュージーランド）、アセアン、北米自由貿易地域（NAFTA）、拡大EU地域、南米自由貿易（MERCOSUR）地域、その他世界、の9地域に区分している。データのサンプル期間は1989年から2004年までの16年間である。2004年までのデータを用いた理由は、後半のCGEモデルの部分のデータベースの時点に合わせるためである。

従属変数は、日系企業の海外直接投資受け入れ国の食料農業部門の純生産額であり、説明変数は各地域のGDPに占める政府支出の比率、1人当たりGDP、労働力、政府固定資本形成、各地域におけるGDPに占める日系企業の海外直接投資の比率、および各地域固有のダミー変数である。

この分析枠組みは、典型的なパネルモデルの体系である。つまり、データは、クロスセクション要素として世界9地域、また時系列要素として1989年から2004年までの16年間のサンプル期間をカバーしており、このカバレッジに関して13個の変数と9個の地域ダミーがモデルの推定に使用される。

ここで、想定するパネルモデル分析は、各説明変数の係数が変化しないケースである。日系食品農林水産関連企業の海外直接投資 FDI_{it} が、国際食料農産物事情（具体的には進出先の食料農業部門の純生産額） Y_{it} に何らかの波及効果を及ぼす状況を想定する。本論に先だって、以下ではパネル分析の基本的構造を説明するために、一般的な関数関係を用いて例示しておこう。この場合、各地域の土地肥沃度 R_i は地域間で相互に異なっており、また、地球温暖化指数 W_t は年次ごとに変化しているのが通例である。前者は地域間では異なるが、年次間では変化しない。また、後者は年次間で異なるが地域間では変化しないとする。この状況を各変数に2つの添字を付け、最初の添字 i は地域を示し、2番目の添字 t は年次を示すとする、このモデルは、次のように書ける。 ε_{it} は i 地域の t 年次に関する攪乱項である。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 FDI_{it} + \beta_2 R_i + \beta_3 W_t + \varepsilon_{it} \dots\dots\dots (1)$$

ここで、地域に固有の土地肥沃度 R_i と各年次に固有の地球温暖化指数 W_t が観察可能ならば、

これらは独立の説明変数として扱われるが、これらの両方または一方が観察不可能であるとすると、このモデルは次のように書き直して、観察可能なFDI_{it}だけの変数として表現することもできる。つまり、観察不可能な地域固有の土地肥沃度と年次固有の地球温暖化指数は新たな攪乱項 u_{it} の一部として扱われる。

$$Y_{it} = \beta_0^* + \beta_1 FDI_{it} + u_{it} \dots\dots\dots (2)$$

ここで、RとWの母集団平均を (μ_r , μ_w) とすると、

$$\begin{aligned} \beta_0^* &= \beta_0 + \beta_2 \mu_r + \beta_3 \mu_w \\ u_{it} &= \beta_2 (R_i - \mu_r) + \beta_3 (W_t - \mu_w) + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

土地肥沃度に地域差が無く ($R_i = \mu_r$)、地球温暖化指標がサンプル期間中一定 ($W_t = \mu_w$) の場合、 $u_{it} = \varepsilon_{it}$ となり、通常の一般化最小自乗法で推定できることになる。

この場合のモデルをより一般的な形で書くと、

$$Y_{it} = \beta_0 + X'_{it} \beta_1 + u_{it}, \quad (i=1, \dots, n, \quad t=1, \dots, T) \dots\dots\dots (3)$$

X'_{it} は地域 i の t 期における k 個の (観察可能な場合には、地域に固有、年次に固有の変数も含んだ) 説明変数の列ベクトル X_{it} を転置した行ベクトルである。 u_{it} は地域 i の年次 t の攪乱項で、一般的には、観察不可能な地域に固有な要因 μ_i 、年次に固有な要因 λ_t 、その他の攪乱要因 ε_{it} に分解できる。

このモデルは、データを地域 1 の 1 年次から T 年次、次に地域 2 の 1 年次から T 年次、… の順で縦に並べると、行列形式で次のように書ける。

$$Y = X\beta + u \dots\dots\dots (4)$$

ここで、 Y は被説明変数について、地域 1 の観測値 (年次 1 から T) の下に、地域 2 の観測値 (年次 1 から T) を並べ、さらに地域 N の観測値 (年次 1 から T) を順次縦に並べた (NT 次元の) 列ベクトルであり、 X は定数項を含んだ説明変数 (NT 行 $k+1$ 列) の行列、 u は NT 行 1 列の攪乱項ベクトルである。また β は説明変数に掛かる係数列ベクトル ($k+1$ 次元) である。

ここで、攪乱項 u のうち、例えば、本来は観察不可能な地域効果をあたかもパラメータのように扱い、以下のように書くこともできる。

$$Y = X\beta + D\mu + \varepsilon \dots\dots\dots (5)$$

上の式で、Dは、i 列目が i 番目の地域だけに 1、それ以外はゼロをとる地域 i のダミー変数（列ベクトル）となるような、N個のダミー変数からなるNT行N列の行列である。このように扱うと、観察できなかった要素 μ （N次元）は各地域に固有の要素として推定される。

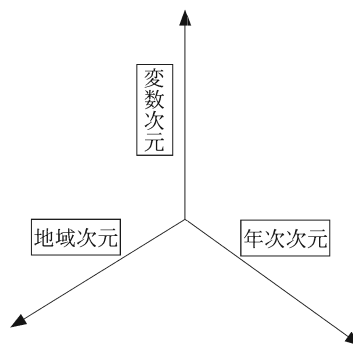


図 1 パネルデータの構造

このパネルデータの体系は、地域次元と年次次元および変数次元からなる 3 次元の構造となる。この場合、攪乱項 u_{it} は、地域に固有な要因 μ_i 、年次に固有な要因 λ_t 、その他の攪乱要因 ε_{it} に分解できる。これらの要因は分散要素と呼ばれ、分散要素を含むモデルは分散要素モデルと呼ばれる。これらの要因が観察可能なものであれば説明変数として扱われるので、攪乱項を構成する 3 つの要素は観察不可能な要因である。

これらのうち、前者 2 つの要因が説明変数と相関を持たなければ攪乱項 u_{it} の分散は「その他の攪乱要因 ε_{it} 」と等しくなるので、(5) 式は古典的回帰モデルと同等になり、一般化最小自乗法 GLSE を適用して推定できる。これらの要因のうち何れかが説明変数と相関を持てば、GLSE はバイアスをもつので、当該要因の内部変動に基づく推定法 (within estimator) を適用する必要がある。

パネルデータモデルの場合、固定要素が説明変数と相関を持つ場合には、固定効果モデルとなり、クロスセクション項目（ここでは各地域）内の推定 (within 推定) が必要となるが、固定要素が説明変数と相関を持たない場合には、ランダム効果モデルとして GLSE（一般化最小自乗法）が適用できる。

前者（固定効果モデル）の場合の例は、例えば、地域固有の要素としての土地肥沃度が説明変数の「1 人当たり GDP」と相関を持つような場合などである。土地肥沃度が高いほど「1 人当たり土地利用型産業の生産額」が大きいというような関係があるならば、この例に該当する。

ここでは、地域固有の要素は説明変数と相関を持たない場合を想定して、ランダム効果モ

デルとして扱いGLSEを適用して推定した。

なお、この分析の場合に対応する（５）式を具体的な行列形式で表現すると、以下の通りである。

$$\begin{pmatrix} \ln(\text{afp}_{\text{chn}}) \\ \ln(\text{afp}_{\text{ind}}) \\ \ln(\text{afp}_{\text{kor}}) \\ \vdots \\ \ln(\text{afp}_{\text{row}}) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \ln(\text{gexr}_{\text{chn}}) & \ln(\text{gdppc}_{\text{chn}}) & \ln(\text{lf}_{\text{chn}}) & \ln(\text{fcf}_{\text{chn}}) & \ln(\text{fdir}_{\text{chn}}) & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \ln(\text{gexr}_{\text{ind}}) & \ln(\text{gdppc}_{\text{ind}}) & \ln(\text{lf}_{\text{ind}}) & \ln(\text{fcf}_{\text{ind}}) & 0 & \ln(\text{fdir}_{\text{ind}}) & 0 & \dots & 0 \\ \ln(\text{gexr}_{\text{kor}}) & \ln(\text{gdppc}_{\text{kor}}) & \ln(\text{lf}_{\text{kor}}) & \ln(\text{fcf}_{\text{kor}}) & 0 & 0 & \ln(\text{fdir}_{\text{kor}}) & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ \ln(\text{gexr}_{\text{row}}) & \ln(\text{gdppc}_{\text{row}}) & \ln(\text{lf}_{\text{row}}) & \ln(\text{fcf}_{\text{row}}) & 0 & 0 & 0 & \dots & \ln(\text{fdir}_{\text{row}}) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \\ \beta_4 \\ \beta_{\text{chn}} \\ \beta_{\text{ind}} \\ \beta_{\text{kor}} \\ \vdots \\ \beta_{\text{row}} \end{pmatrix} \\
 + \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_{\text{chn}} \\ \mu_{\text{ind}} \\ \mu_{\text{kor}} \\ \vdots \\ \mu_{\text{row}} \end{pmatrix} + \varepsilon$$

図２ 海外直接投資の食料農業部門への波及効果モデルの構造

ここで、上の式における行列および列ベクトルの各要素の変数は、各地域ごとに年次数に当る16個の要素を全て縦に並べた列ベクトルである。また、定数項は、地域固有ダミーに吸収される形に調整されているため、明示的には表示されず消去された形で示されることになる。

<変数の説明>

afp: 食料・農業純生産額, (1000 US\$, 2000年固定価格)

gexr: GDPに占める政府支出の比率, (比率, 2000年固定価格)

gdp: GDP, (1000 US\$, 2000年固定価格)

gdppc: 1人当たりGDP, (2000年固定価格)

lf: 労働力, (人)

fcf: 固定資本形成, (2000年固定価格)

fdir: 相手国GDPに占める日本の食料農業部門海外直接投資の比率,(比率, 2000年固定価格)

β, μ : 推定されるべき係数

ε : 誤差項

上記の変数は全て自然対数に変換した値が推定過程に使用される。各変数の記号の前に付加されている記号lnは当該変数を自然対数に変換していることを示している。

前述したように、このモデルにおいて、従属変数は「各受け入れ地域における食料および農業純生産額」の列ベクトルであり、その説明変数の中で、基幹的な地域経済関連部分は、各地域における「GDPに占める政府支出の比率」、「1人当たりGDP」、「総労働力」、「総固定

資本形成」を示す各々の列ベクトルであり、これに、各地域における「GDPに占める日系企業の海外直接投資額FDIの比率」と各地域固有の「ダミー変数」の列ベクトルが付加されている。これらの列ベクトルの集合からなる説明変数行列に対応する係数推定値のうち、各地域における「GDPに占める日系企業の海外直接投資額FDI比率」の係数推定値に注目して、このうちで統計的に有意に推定された係数推定値を以下（分析の第2段階）のCGEモデルにおいて、外的ショックとして用いることになる。パネルデータ分析（分析の第1段階）の部分の推定結果は以下の通りである。

この推定結果に関して、そこに含まれる各地域への「日本の海外直接投資対現地GDP比率」の変数のうち、対韓国、対豪州・ニュージーランドの係数推定値は有意水準5%で有意であ

表1 海外直接投資の食料農業部門への波及効果に関するパネル分析の推定結果
＜ランダム効果モデル＞

従属変数ベクトル: 食料農業生産額Ln(AFPI) <i=1,2,...,9>、			
<サンプル期間>1989～2004 (16年間)		<推定方法>一般化最小自乗法	
<地域区分> 9地域、		<プールされたパネルデータ総数> 133	
説明変数	係数	t-値	P-値
政府支出の対GDP比率 Ln(GEXRi)	0.121	1.53	0.12
1人当たりGDP、Ln(GDPPCi)	0.155 ***	2.77	0.00
総労働力 Ln(LFi)	0.929 ***	13.38	0.00
総固定資本形成 Ln(FCFi)	0.129 ***	3.06	0.00
海外直接投資額の対中国GDP比率	-0.009	-0.83	0.40
海外直接投資額の対インドGDP比率	0.003	0.46	0.63
海外直接投資額の対韓国GDP比率	0.027 **	2.19	0.03
海外直接投資額の対オセアニアGDP比率	0.038 **	2.34	0.02
海外直接投資額の対アセアンGDP比率	0.001	0.19	0.84
海外直接投資額の対NAFTAGDP比率	0.016 *	1.74	0.08
海外直接投資額の対EU_GDP比率	0.008 *	1.80	0.07
海外直接投資額の対南米自由貿易地域GDP比率	-0.003	-0.19	0.84
海外直接投資額の対その他世界GDP比率	0.011	1.33	0.18
<地域固有効果>			
中国ダミー	-3.280 **	-2.25	0.02
インド・ダミー	-2.894 **	-2.05	0.04
韓国ダミー	-3.412 ***	-2.96	0.00
オセアニア・ダミー	-1.771 *	-1.69	0.09
アセアン・ダミー	-3.413 ***	-2.68	0.00
NAFTAダミー	-2.848 **	-2.26	0.02
拡大EUダミー	-2.936 **	-2.25	0.02
南米自由貿易地域ダミー	-2.664 **	-2.32	0.02
その他世界ダミー	-2.794 *	-1.85	0.06
自由度修正済み決定係数 R-squared 0.999			
F-値 108081.6		ダービン・ワトソン値 0.948	
		Prob(F-statistic) 0	

注1) 係数推定値の右肩の*は10%水準、**は5%水準、***は1%水準で統計的に有意であることを示している。

注2) パネルデータ分析においては、定数項を明示的に表示して推定する場合には、ダミー変数の一つ減らすのが妥当である。もしくは、定数項の数値だけダミー変数を調整済みにして（定数項をダミー変数に吸収して）表示するかどちらかである。本分析では、後者の扱いを採用している。定数項を明示的に表示する関数形で推定した場合、定数項の推定値は-2.88であり、この分だけ各地域の地域ダミーが調整され、オセアニア、NAFTA、南米自由貿易地域、「その他世界」のダミーがプラスの値、それ以外の地域のダミーはマイナスの値になる。他の推定値や検定結果は影響されない。

り、また対NAFTA、対拡大EU地域向けの「FDI/現地GDP比率」の係数推定値は10%水準で有意である。この4つの地域で特に食料農業部門の生産額への影響が統計的に有意に推定されていることに関しては以下のように考えられる。NAFTAやEUについては、伝統的に長い取引関係にあり、現地市場との安定的な協力関係が成熟していること、また、オーストラリア・ニュージーランドに関しては、相互の産業構造が典型的に対照的かつ補完的であることから伝統的な垂直分業による産業間貿易が既に高度に展開していること、逆に、韓国に関しては、相互の産業構造が類似しているが、特に、近年、水平分業による産業内貿易が進展しつつあることを反映しているものと思われる。それ以外の地域に関するこの比率の係数推定値は有意ではない。それ故、これらの有意に推定された係数推定値を、以下で展開するCGEモデルの一般均衡体系による政策シミュレーションのための衝撃（与件変動シナリオ）として使用することにより、日系食品企業の海外直接投資が食料農産物の国際事情および地域環境に与える効果を検討する。

3. 日系食品農林水産企業の海外進出に伴う国際的波及効果の応用一般均衡分析 ——CGEモデルの構造——

本分析の第二段階において考察するモデルは、応用一般均衡モデルとして知られているモデルである。これは、現実の状態を、財市場だけでなく、生産要素市場、金融市場等の全てが同時に均衡している状態として捉え、現実の経済を最も忠実に反映できるパラメータの組合せを採用して、政策分析や政策評価に適用する手法である。その際、通常の連立方程式体系のモデルとは違って、システムを構成する各々の構造方程式のパラメータを全て推定するとは限らない。パラメータの推定に必要なデータを欠く場合には、必要に応じて既存の他の研究結果や出版・市販された情報を援用することにより、現実の状況を一般均衡体系として再現できるようにカリブレーションする方法を採用する。

現実の状況を一般均衡体系として把握するということは、次のように表現することもできる。通常の産業連関表（IO表）においては、横方向の関係は各産業部門の生産物の需給均衡を示しており、各々の産業部門の生産物が、中間需要部門（各産業部門により原材料として生産活動に需要される部分）と最終需要部門（政府を含む各経済主体により消費、投資、輸出用に需要される部分）とに振り向けられ、その合計（総需要）が総生産額と輸入（総供給）で満たされるという関係を示している。他方、産業連関表の縦方向の関係は、各産業部門の生産活動において各部門からの生産物を原材料として使用する中間投入額（原材料費）の合計とその生産に貢献した各生産要素に対して支払われる報酬額としての付加価値部門の合計とが、その部門の総生産額に等しいという関係を示している。つまり、産業連関表は、「商品の需要と供給との均衡」および「総生産額とその総生産費用プラス付加価値の合計額

との均衡」を同時に満たしている表である。ここで、付加価値部門の要素は、賃金、利子、地代、利潤等の各生産要素の提供者の所得であるが、これが最終需要を規定するという関係（一種のマクロ的消費関数）を導入すると、産業連関表は、通常の右下部分がくびれた表ではなく、長方形の表となる。なお、整備されたIO表が存在しない途上国や市町村レベルのマクロ的な相互依存関係に対しては、この長方形の社会会計行列（SAM）が適用される。この2種類の表（IO表とSAM）は、表を構成する各項目の配置は異なるが基本的には同等の概念である。CGEモデルはこのように、あらゆる部門が相互に依存しあう一般均衡体系の枠組みとして現実を捉える手法であり、具体的にはこれら2つの表のどちらか利用可能な方を最初に用いて分析される。

なお、以上の説明を教科書的な記述（文献 [1]、[2]、[5]）を借りて、より体系的な形で表現すると以下ようになる。

CGEモデルは、実際のデータを用いて一般均衡を達成するように作成された一時点のデータベースと各経済主体の行動を規定するパラメータ（代替の弾力性、需要の所得弾性値、自己価格弾性値など）から成り立っている。その際、特に国際貿易分析用のCGEモデルの体系は以下のとおりである。まず、各国経済には一国全体の消費または投資を行う経済主体として地域家計が導入され、これは民間家計と政府の2つの経済主体に分類される。消費支出に関しては経済主体別に、民間家計による消費支出と政府による消費支出の2種類が定義される。ここで民間家計は生産要素としての労働・資本・土地を生産者に提供した代価として要素所得（賃金、利子、地代）を獲得し、政府は民間家計からの所得税と、企業の生産及び貿易に関わる税（法人税および関税、なお補助金はマイナスの税金として計上）の徴収を収入としている。民間家計と政府を合わせた地域家計のネットの所得は、民間家計の要素所得と企業の生産及び貿易に関わる税から資本減耗分を控除した額として定義される。また、地域家計の所得から地域家計の消費支出を除いた残額が地域家計の貯蓄となる。

一方、財・サービスを自国・地域の地域家計あるいは海外に供給する経済主体として生産者が想定される。生産者は家計からの生産要素、国内、海外からの中間投入を基に、民間家計の消費支出、政府の消費支出、輸出に見合う財・サービスの供給を行う一方で投資を行う。最後に、国際貿易関連のCGEモデルでは各国・地域の貯蓄と投資を世界全体で均等化させるため、仮想的に世界銀行と呼ばれる経済主体を（各国・地域から独立した形で）導入することになる。各国・地域の貯蓄は一旦世界銀行に送られた後、各国・地域に減価償却を控除した純投資がもたらされることとなる。また、国際貿易分析用のCGEモデルでは資本ストックの世界全体での合計は一定とされており、従って純投資の全世界合計も一定となり、各国の投資額の水準は資本収益率に従って配分される。この意味において、このモデルは厳密な意味での動学体系とは言えず、基本的に静学体系として機能する。

次に、各国・地域経済を構成する生産者、消費者（地域家計）の行動については以下のよう

関数に従って決定された生産量のもとでの中間需要と要素需要が求められる。したがって、中間需要と要素需要の代替関係は一定である。与えられた生産量に対応した要素需要としては土地・資本・労働が想定され、各々の需要の決定はCES型生産関数により決定される。中間需要は国内需要、各国・地域別の輸入に分けられ、要素需要と同様にCES型生産関数により決定される。また、各国・地域の各財の輸出は、生産量から当該財の消費を差し引いた量として定義され、これが他国の輸入需要を満たすことで均衡する。

消費者（地域家計）は、予算制約のもとで貯蓄を説明変数として含むStone-Geary型効用関数を最大化するように行動し、その結果一国全体の政府支出、貯蓄、民間家計支出の水準が決定される。一国全体の政府支出はCobb-Douglas型関数により各財別の需要、さらにCES型関数によって国内財への需要と輸入財への需要が求められる。また、CDE（Constant Difference of Elasticity）型支出関数によりマクロの民間家計支出の各財別への支出が求められ、CES型関数により国内財への需要、輸入財への需要が導出される。なお、国内財と輸入財、異なる国・地域から輸入される財間の代替関係はアーミントンの仮定を用いているため、同じ財であっても、各国間の代替関係は不完全となる（経済産業省「通商白書平成15年版」の記述を一部改編）。

以上は、各々の経済主体を中心とした一般均衡モデルの枠組みの記述であるが、これを国際的連関を明示的に示したものが、以下の図である。図中で矢印は各経済主体間のお金の流れを示している。つまり、各地域ごとに基本的には生産者と消費者と政府という経済主体およびこれらの経済主体の間で資金の流れを仲介する銀行という経済主体から構成される。ここで、消費者に関しては、個々のミクロ・レベルの民間家計と考察している地域の範囲に応じてセミマクロ・レベルの地域家計が存在している。

これらの地域内の経済活動が、その他世界との間で、生産者間取引を通じて企業輸出入の形で繋がっており、他方では、家計との間の民間輸入および政府との間の政府輸入を通じてその他世界との資金の流れで繋がっている。なお、この図では、簡単化のため税金による資

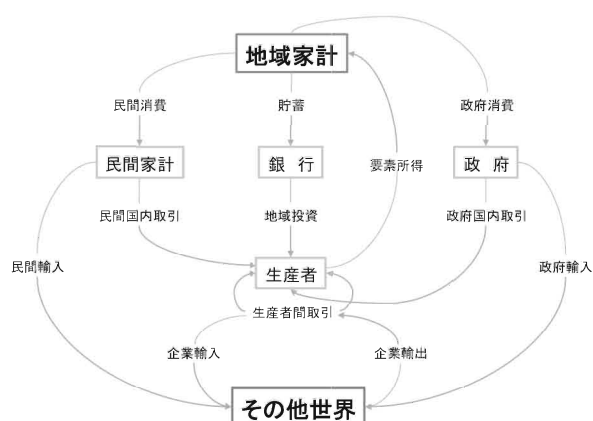


図3. 国際貿易を含めたCGEモデルの構造

金の流れの矢印は全て省略している。

次にCGEモデルでは、生産者と消費者の行動を規定する関数関係を特定化している。つまり、生産者の活動に関しては、図4の通りである。生産者は、産業連関表で想定されているように、生産要素（労働、土地、資本etc）と中間投入を組み合わせる生産活動を行うが、その各々の投入産出関係にレオンチェフ型（つまり固定係数型）の関数関係を想定している。

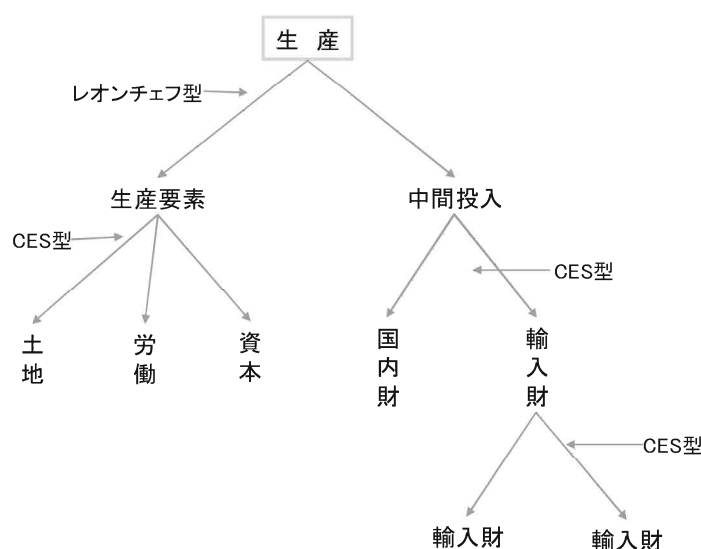


図4 CGEモデルにおける生産関係の枠組み

他方、これから導出される生産要素への派生需要に関して、各生産要素間の代替関係については、CES型の生産関数（或いは派生需要関数）を特定化している。さらに、原材料の中間投入に関しては、国内財と輸入財の間および異なる輸入国からの輸入財の間の代替関係についても、CES型の関数関係を想定し、さらに各国・地域からの輸入財の消費需要に関しては次の図(図5)で示すようにアーミントン型の需要関数を想定している。

次に、消費者の需要行動については、以下のような関数関係を想定している(図5)。つまり、消費者は、一定の収入を消費に回すか、貯蓄するかを選択により、その効用水準を最大化している。この場合、消費財には民間消費財と政府消費財とがあり、結局、2つの消費財への支出と貯蓄との合計3つの選択肢の組合せで効用を高めつつ消費活動を行う。この3つの間の組合せに関してはストーン・ギアリー型の効用関数を想定している。また、政府消費に関しては、国内財と輸入財の選択行動に関してコブ・ダグラス型の関数関係を特定化しているが、民間消費に関しては、国内財と輸入品の間の選択行動にCDE型の関数形を想定している。これはCES型の関数形に比べてより現実的な緩い仮定の下での特定化である。つまり、ある財について他の2つの財の各々との2組の組合せの各々の代替弾力性の差が一定となることを想定する関数関係である。

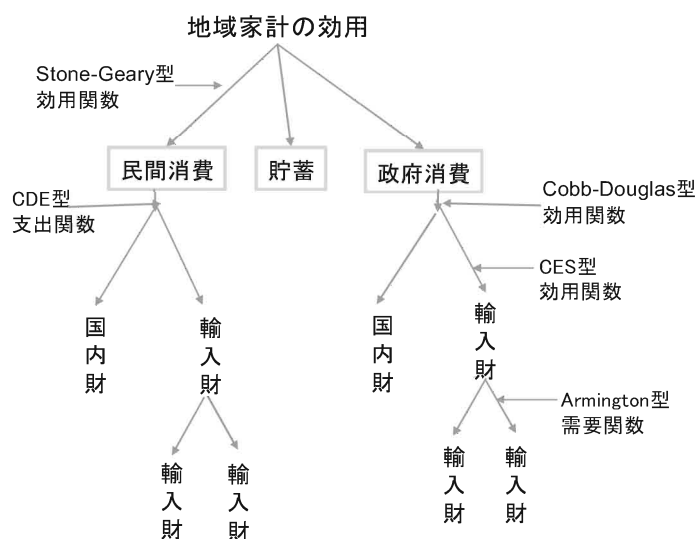


図5 CGEモデルにおける消費関係の枠組み

4. CGEモデルによるシミュレーション結果

次に、前節のパネル分析の推定結果を外生的ショックとして組み込み、カリブレーションにより推定したCGEモデルを用いて、政策分析のためのシミュレーションを実施した実証結果を検討しておこう。表2は、日系食品農業関連企業の海外事業展開がもたらす国際市場への波及効果を10項目の側面にわたって一覧表の形で示したものである。図において、表側は進出先の各地域を表し、表頭は注目している波及効果の各項目（経済的側面）を示している。また、これを以下の政策シミュレーションの観点から重要となる各項目別の波及効果について個別に図示したのが図6から図15である。

まず、図6は、各地域への福祉厚生効果（経済余剰の変化）を示している。日系食品企業の海外直接投資は北米自由貿易（NAFTA）地域に最も大きな拡大効果をもたらし、次いでEU地域、オーストラリア・ニュージーランドに大きな効果を生じることになる。アジア地域では日本や中国よりも韓国への効果が相対的に大きいのが注目される。これらの帰結は、昨年度（2009年度）に実施した研究（文献[4]）において、日系食品農業関連企業の海外事

表2 日系食品農業関連企業の海外事業展開の国際的波及効果

	福祉(経済余剰) (million US\$)	福祉(経済余剰)の構成					実質GDP (%)	交易条件 (全商品%)	交易条件(食料 農産物のみ)(%)	食料農産物の 生産(%)	食料農産物の 輸出(%)	食料農産物の 輸入(%)	食料農産物の 収支(million US\$)	食料農産物の 自給率(%)
		配分効果	技術変化	交易条件	投資	貯蓄								
NAFTA	201.98	2.45	201.83	-6.33	4.02	0.0018	-0.0004	-0.0008	0.0080	0.0431	-0.0163	42.53	0.0000	
EU25	101.42	6.39	94.45	1.31	-0.72	0.0012	0.0000	0.0000	0.0020	0.0034	-0.0029	11.87	0.0000	
MERCOSUR	-3.17	-0.38	0.00	-2.72	-0.07	0.0000	-0.0026	-0.0008	-0.0083	-0.0307	0.0006	-11.01	-0.0001	
JPN	10.61	5.22	0.00	6.23	-0.84	0.0001	0.0014	0.0015	-0.0060	-0.0481	0.0229	-5.24	0.0000	
KOR	16.82	-3.79	18.73	2.38	-0.49	0.0035	0.0012	0.0003	0.0254	0.1445	-0.0431	8.81	0.0001	
CHN	2.76	1.55	0.00	2.02	-0.80	0.0001	0.0005	0.0008	-0.0038	-0.0609	0.0263	-10.71	0.0000	
AUSNZL	24.60	1.43	23.18	-5.67	-0.35	0.0075	-0.0061	-0.0101	0.0565	0.1282	-0.0371	24.62	0.0005	
IND	0.15	0.50	0.00	-0.31	-0.05	0.0001	-0.0005	0.0005	-0.0022	-0.0429	0.0173	-3.62	0.0000	
ASEAN	-0.88	0.12	0.00	-0.69	-0.31	0.0000	-0.0001	0.0004	-0.0103	-0.0311	0.0148	-13.47	-0.0001	
ROW	8.92	5.53	0.00	3.77	-0.38	0.0002	0.0003	0.0008	-0.0074	-0.0426	0.0154	-43.45	0.0000	

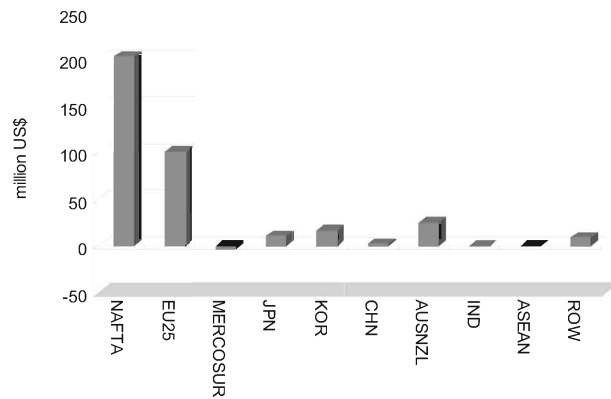


図6 福祉（経済余剰）変化

業展開の動向とその規定要因に関して、質的選択モデル（トービット・モデル）を適用した分析結果と整合的である。つまり、日系食品企業の1社当たり海外直接投資額はNAFTAやEUへの事業展開において大きく、アジア太平洋地域においては、どの業種においても小規模であったことと関連しているものと思われる。このように、経済余剰への波及効果の大きさに関しては、地域間で違いはあっても、少数の地域を除いて殆どの地域の経済余剰にプラスの効果をもたらすことが示される。

次に図7は、この福祉厚生効果（経済余剰の変化）をその構成要因別に示したものである。各地域への厚生効果の大部分は技術変化によりもたらされていることが示され、交易条件（terms of trade）の変化や資源の配分効果（allocation effect）の影響は小さいことが分る。このことは海外直接投資を通じて、単に受け入れ国における従来の技術体系の下での投入量拡大による生産水準の拡大が誘発されるだけでなく、日系企業のもつ進んだ生産技術そのものの移転が生じており、そのことによる改善効果が最も大きく貢献していることを示している。

もちろん、海外直接投資の受入れは、その時点で成立していた貯蓄と投資のバランスに瞬

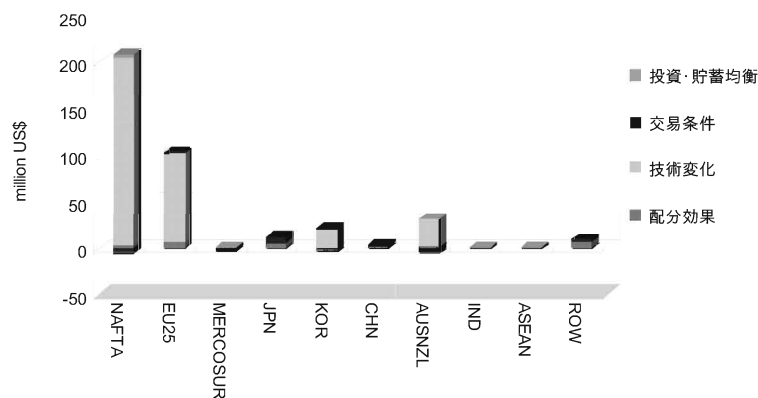


図7 福祉（経済余剰）変化の構成

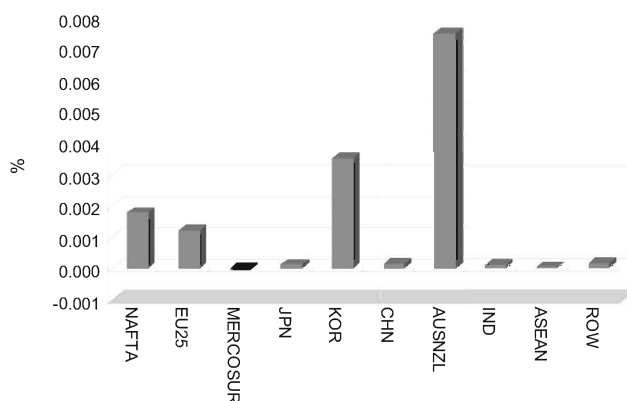


図8 実質GDPの変化

時的に影響を与え、引いては生産物市場の需給や生産要素・原材料市場の需給にも波及するが、このことが各市場における相対価格や国際間の交易条件にも影響を与えることになる。しかし、これら部分的影響の各々よりも継続的にもたらされる技術移転の効果の方が受け入れ国の経済状況に遙かに大きく寄与していることを物語っている。換言すれば、外資導入による雇用機会の拡大や現地資源への派生需要の増大がもたらす短期的個別的な賃金・地代等の所得拡大効果よりも、技術移転による地域全体としてのマクロ的な成長効果の方がより重要であることを意味しているのである。

また、図8は実質GDPへの波及効果を示している。日系食品農業関連企業の海外進出は、オーストラリア・ニュージーランドに最も大きなプラスの波及効果を生じ、次いで韓国の順に大きな影響を与えることになるが、一方、北米自由貿易地域（NAFTA）やEU地域への波及効果はプラスではあるが意外にも小さいことが示される。これに関しては次のように理解される。オーストラリア・ニュージーランドとの間では、産業構造が対照的で補完的であることによる伝統的な産業間貿易（垂直分業）が日系食品企業の進出により助長され、また韓国に対しては、逆に産業構造が類似しているため産業内貿易（水平分業）の進展が促されることを通じて、何れの場合にも、双方のGDPが実質的に刺激されることになる。特に韓国との間では、日系種苗企業の進出と開発輸入がその好例である。つまり、日本で開発された青果物等の新品種の種子が韓国に輸出され、この新品種の種子を栽培して生産された青果物が韓国から日本に輸出されるという典型的な産業内貿易（特に農業内貿易）が高度に展開されている。他方、NAFTA地域や拡大EU地域への日系食品企業の進出の場合は、これらの地域における食品農業部門の構造が日本に比べて、それほど特殊な関係にはなく、また地域の経済全体に占める食料農業部門の比重が小さいため、仮に進出企業の規模が相対的に大きくても、経済全体に与える影響はそれほど顕著ではないことを示している。

あるいは、近年、WTOによるグローバルな貿易自由化交渉が停滞するなかで、自由貿易協定（FTA）や経済連携協定（EPA）が急速にその締結数を増してきているが、その傾向が

既存のEUやNAFTAに対抗すべく、特にアジア太平洋地域において集中していることを反映しているとも見て取れる。これは部分的にはオーストラリアがリードしてきたアジア太平洋経済協力会議APECの活動の成果でもある。さらに2010年半ば以降、環太平洋戦略的経済連携協定（TPP）の締結の動きが俄かに強化されつつあり、これは自由化の程度の厳格さにおいて既存の協定の枠組みを遥かに凌駕するものであるため、この傾向は今後、ますます強まるものと思われる。東アジアの中でも特に韓国は、既に一足先に米韓FTAやEU韓国FTAを締結したことからも窺われるように、中国や日本以上にこうした自由貿易協定に積極的であるが、この姿勢が分析結果に現れているといえる。

図9は、商品全体としての交易条件への波及効果を示している。日本や韓国、中国において交易条件が改善されるのに対して、オーストラリア・ニュージーランド地域や南米自由貿易地域（MERCOSUR）の交易条件は悪化する方向に波及効果を生じることが示される。しかし、これは個別商品ごとの波及効果が相殺された商品全体としての平均的な交易条件の指標の変化であって、ここで関心事である食品農産物の交易条件への波及効果としては、むしろ薄められた意味合いしか持たないため、それほど注目するには当たらない。

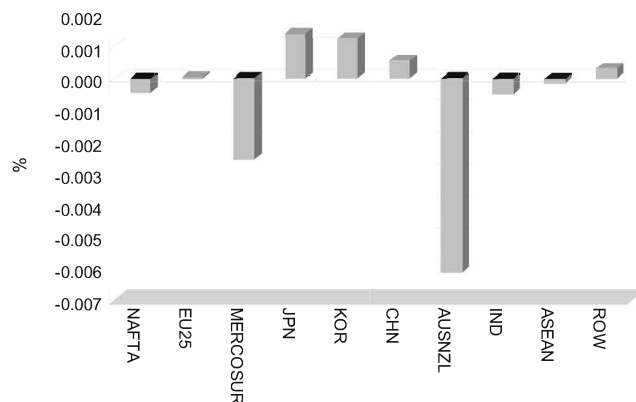


図9 商品全体の交易条件の変化

図10は、特に食料農産物のみの交易条件への波及効果を地域別に示したものである。これによると、オーストラリア・ニュージーランドの交易条件が大きく悪化することになる。これは（後に図12で示すように）このオセアニア両国からの食料農産物の輸出供給が大きく増加することにより国際市場で相対的に過剰になることを反映している。また、日本や中国については、食料農産物の交易条件が相対的にやや改善されることになるが、他の地域への波及効果は小さい。また、商品全体の交易条件の変化と食料農産物のみのそれとを比較すると、殆どの地域ではほぼ同様な傾向にあるが、韓国に関しては、食料農産物の交易条件の改善の程度が商品全体のそれに比べて小さくなっているのが注目される。これは、韓国の工業品輸出の急増の中で、商品全体の輸出増加分に占める食料農産物の輸出増加の比重が相対的に縮小しつつあるため、全体的傾向に比べて食料農産物のみに関する傾向が薄められた形で、数

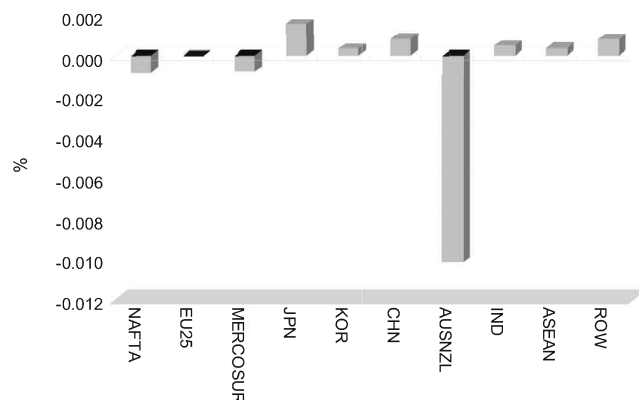


図10 食料農産物のみの交易条件の変化

字の上では過小評価される結果であると思われる。

図11は、食料農産物の生産への波及効果を示している。やはり、オーストラリア・ニュージーランド地域において最も大きな拡大効果が生じ、次いで韓国が大きくなっている。他方、北米自由貿易地域やEUへの拡大効果は相対的に小さいことが示される。また、アセアン地域や南米自由貿易地域にはマイナスの波及効果が生じることになり、日本自身にとっても生産額への波及効果はマイナスとなることが注目される。これは一時期危惧されたように、海外進出企業の生産する食料農産物が進出先から日本へ逆輸出されることにより、日本の食料農業部門が圧迫されるというブーメラン効果を示唆するように思われるが、これには2つの点で特に留意する必要がある。一つは、CGEモデルに組み込んだパネル分析用のデータが2004年までの統計情報を使用している点である。確かに数年前までは、ブーメラン効果の危惧は食料農業部門に関しても部分的に指摘されていた。しかし、最近ではこの傾向は特に明確には観察されていない。2005年時点の統計によると、海外進出している日系食品企業の製品の販売先は83%が現地市場向けであり、第3国向けが6%、日本向けの輸出比率は11%に過ぎない。第2の点は、この時期までは、事実、戦略的に食料の開発輸入に乗り出していた時期でもある。一時的にこの開発輸入戦略が日本の野菜農家を直撃し、特に中国山東省からの野菜輸入の急増に対して緊急セーフガード発動の国際的騒動へと展開したことは記憶に新しい。しかし、その後、輸入食品の安全性に関する国内消費者の危惧が高まり、最近ではその輸入増加率が縮小傾向にあるのも事実である。

一方、数年前から日本が取り組んできた「東アジア食品産業活性化戦略」は、日系食品企業の海外直接投資(FDI)を促進することに通じるが、その際、他の条件を一定とすると、短期的には輸入を増加させる可能性もある。このことは、為替変動に関してしばしば議論される「Jカーブ効果」(例えば、為替レートが円安に変化した場合、他の条件一定のもとでは、即座に日本の直面する輸入価格は高くなり貿易相手国内での日本の輸出品の価格は安く表示

される。そのため、この価格変化に輸出入量が調整されうる十分な期間の後には輸出量は増えて輸入量は減少して貿易黒字が増えるという貿易収支の改善に落ち着くが、短期的には輸出入価格の変化だけが即時に実現し、輸出入の数量は即座には反応できず、しばらくは一定にとどまるため逆に貿易収支は悪化するという現象が一時的に生じる状況）に類似した状況をもたらすことも考えられる。つまり短期的には国際市場（価格）の変化と貿易量の調整との関係に関して理論的期待とは逆の効果が先行して一時的に生じ、その後に当初に想定された理論通りの効果が現れるということである。しかし、その長期的に期待される効果が実現する前に次の外生的変化が国際市場で生じる傾向があるため、長期的に期待される効果は容易に実現しない傾向にある。上記の我が国の戦略に伴う日本の輸入量への、こうした短期的一時的な波及効果が図11の国内生産の変化として計測されている部分もある。CGEモデルは本来、静学的な枠組みであるため長期的な動学的調整過程を正確に把握し得ないという限界もある。それ故、この点については注意深く検討する必要がある、この結果を余り過大解釈することはできないと思われる。

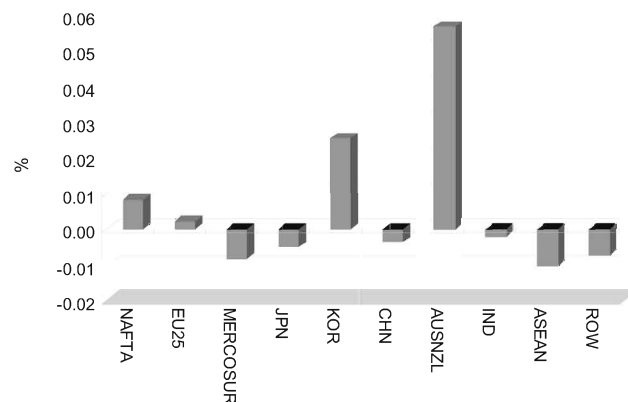


図11 食料農産物の生産の変化

図12は、食料農産物の輸出への波及効果を示している。増加率で見ると、韓国への拡大効果が最大であり、ついでオーストラリア・ニュージーランド地域への拡大効果が大きく、北米自由貿易地域への拡大効果は相対的に小さいことになる。さらに、日本、中国、ASEAN、インド、南米自由貿易地域など、その他殆どの地域において輸出は減少することになる。韓国の輸出増加への影響が、オーストラリア・ニュージーランド地域や北米自由貿易地域よりも大きくでているのは、韓国の食料農産物部門が他の2地域に比べて小さいので増加率としては相対的に拡大されて計算されるのであり、実質的には余り大きな意味はないとみるべきである。前述の図11の説明において、日本の食料農産物の生産への波及効果に関して記述した内容の後半部分は、この図12における日本の食料農産物の輸出への波及効果(および次の図13における、その輸入への波及効果)に関してもそのまま当てはまる。

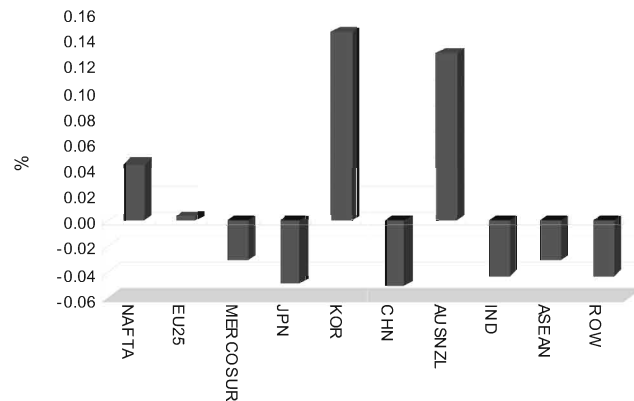


図12 食料農産物の輸出の変化

図13は、食料農産物の輸入額への波及効果を示している。当然ながら、図12の輸出額への波及効果とは、全く逆の効果が生じることが分る。これはCGEモデルの枠組みが一般均衡体系になっており、「ワルラスの法則」に縛られていることからの当然の帰結である。本研究において、むしろ関心があるのは、輸入額への波及効果ではなく、両者の差としての貿易収支への波及効果である。

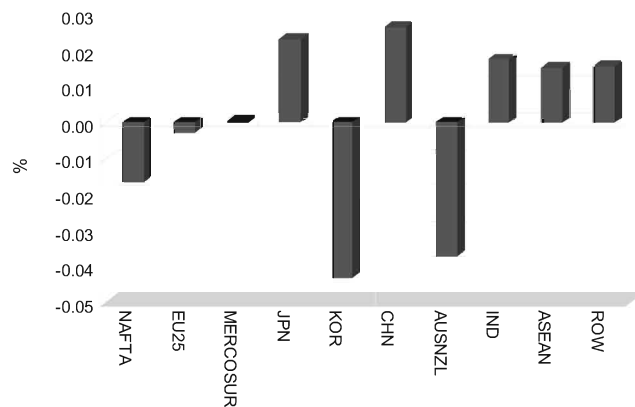


図13 食料農産物の輸入の変化

図14は、食料農産物の貿易収支への波及効果を示している。日系食品農業関連企業の海外進出は北米自由貿易地域（NAFTA）の貿易収支を大きく改善させ、次いでオーストラリア・ニュージーランド地域において食料農産物の貿易収支を改善させる。また、EU地域や韓国においても若干の改善が見られるがその程度は相対的に小さい。ASEANや中国、南米自由貿易地域への波及効果はマイナスであり、日本自身に関しても、食料農産物の貿易収支は僅かに悪化することになる。

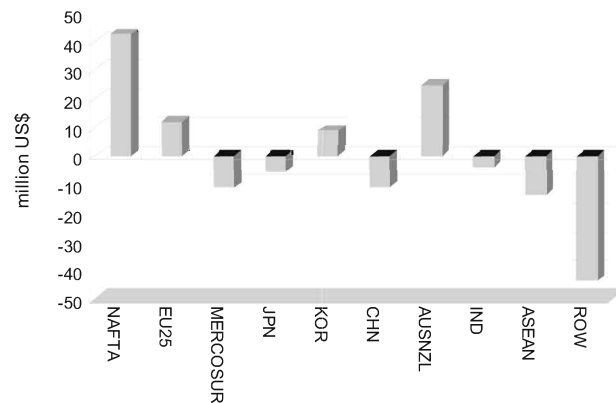


図14 食料農産物の貿易収支の変化

このように、海外直接投資を行う日本の貿易収支が悪化する方向の影響を受けるのは理論的に予想されることである。というのは、従来、国内で生産し輸出していた食品企業が海外進出した場合、この企業の進出先での生産・販売および第3国への輸出活動は日本の水際では輸出として計上されなくなり、また仮に日本への逆輸出があったとすれば、この部分は日本の水際で輸入として記録されることになる。従って、他の条件を一定として考えれば、海外進出した当事国の貿易収支は、記録の上では見かけ上悪化することはあっても改善することはないからである。しかし、これは製品の貿易に関する部分であって、その進出先での営業利潤自身は最終的には日本の本社に帰属するわけであるから資本収支の面では営業実績に応じて悪化することも改善することもありうる訳である。

図15は、食料農産物の自給率への波及効果を示している。この図によると、オーストラリア・ニュージーランド地域の自給率を相対的に大きく改善させ、次いで韓国やNAFTA地域においてその食料農産物の自給率を僅かに改善させることになる。ASEANや南米自由貿易地域ではこれら商品の自給率が低下することになる。中国やインドなど、その他殆どの地域

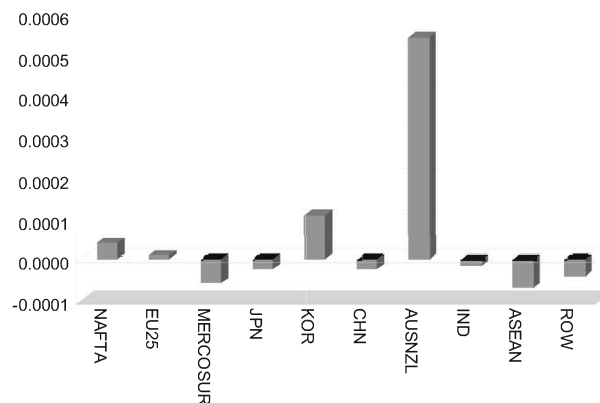


図15 食料農産物の自給率の変化

においても食料農産物の自給率は低下することになる。日本自身も僅かではあるが自給率への波及効果はマイナスとなる。しかし、この図の縦軸の目盛に注目すれば分かる通り、その波及効果は少数点以下第4位で初めてゼロ以外の数値となるほどに微小値である。それ故、定性的な変化の方向は興味深いが、その波及効果の大きさに関しては、実質的には自給率への影響は殆どゼロと見るべきである。

さらに、これらの帰結に関しては以下の事情も考慮して解釈すべきである。分析の第1段階で使用したパネル・データベースの関係上、このCGEモデルには、2004年までの統計情報が反映されている。当時は、日系企業の海外事業展開に関しては、進出先で製造された商品が日本に逆輸出されることを通じて、日本の当該産業を圧迫するのではないかというブーメラン効果が危惧されたが、この状況は食料農業部門についても同様であった。上に示された結果（日系食品企業の海外進出が、結果的に我が国の食料農産物の自給率を低下させることに通じているという帰結）は、当時のこうした危惧された状況を反映していると思われる。しかし最近では、産業内貿易の進展等により海外進出企業の製品の販路の大部分は進出先国または第三国向けとなっており、日本への逆輸出は比率的にも急激に低下している。とくに、以前には、日系企業による海外進出の目的は、その大部分が安い原材料や生産要素の調達・利用によるコスト削減と競争力の強化であったが、最近の海外進出目的の主要なものは、製品の販路（マーケット）の確保が主流となっており、進出先国への販売や第三国への輸出の拡大に繋がっている。このことは、自給率の短期的な低下よりも長期的にはその拡大に貢献する潜在的余地があることを示している。このCGEモデルによる分析では、使用しうるパネルデータが数年前までであったため、こうした最近の状況が反映されていない点を考慮して、解釈するよう注意が必要である。

5. 現段階での分析枠組みの限界点と残された課題

本分析では、前述したように世界の地域区分を9地域（北米自由貿易地域、EU、南米自由貿易地域、日本、韓国、中国、オーストラリア・ニュージーランド、インド、アセアン）、商品分類を食料農産物、製造業品、サービス、資源関連財、その他商品の5つに分類している。そのため、日系食料農業関連企業の海外進出による国際的波及効果として計算された効果、特に自給率への波及効果は、当初から食料農産物全体という一つの集合財としての算出された波及効果であり、極めて集計度の高い計算結果である。通常議論される食料自給率のように、個別農産物ごとの自給率を加重平均して得られるきめ細かな食料農産物の自給率とはその定義も導出過程も大きく異なる。

この事情は、自給率への波及効果のみならず、福祉（経済余剰）などへの波及効果の算出結果についても同様である。この点は、CGEモデル分析に共通する限界点である。

また、このモデルは基本的に静学モデルである。従って、異時点間の動学的な展開過程の詳細は分析できない。一時点の均衡状態において、ある与件の変更（この分析では、日系食品農業関連企業の海外進出という変更）が生じた場合に、変更後に成立する新たな均衡状態が変更以前の均衡状態と比べて生じた変化を波及効果（与件変動効果）として捉えているに過ぎない。変更前の均衡状態から変更後の新たな均衡状態に移る途中の時間的動態的な調整過程の経路は分析できない点もこのような比較静学分析の大きな限界である。

さらに、CGEモデル分析の特徴として、規模に関して収穫一定の仮定および完全競争の仮定が暗黙に設定されている。これらの仮定は、現実経済を考慮した場合、必ずしも現実的な仮定とは言えない部分もある。加えて、各経済主体の行動を示す関数形（消費関数や生産関数、さらにこれから導出される生産要素の派生需要関数等の関数形、コブダグラス型、CES型、CDE型、ストーン・ギアリー型効用関数）や各種の弾力性パラメータの想定値の如何によって結果は大きく変わらう点に注意が必要である。

このように、本分析は基本的に2つの段階から構成されている。第一段階は日系食品農業関連企業の海外進出とその海外直接投資受け入れ国の食料農業部門の生産性との関係に関する分析であり、そのパラメータはFDIに関するパネルデータから実際に推定されている。しかし、第2段階のパラメータは、国際的なクロスセクションデータに基づくものであり、GTAPデータベースの形で発表されている公表データと一部補完的に推定されたものとの混合である。つまり第一段階の推定過程には、クロスセクション要素と時系列要素を同時に考慮してパネル推定されているが、第2段階のCGEモデルのカリブレーション過程は基本的に1時点のクロスセクション的な一般均衡体系をベースにしている。このように、使用されているパラメータの導出過程とそれに基づく政策シミュレーションの過程とがある意味では継ぎ接ぎであり必ずしも一貫していないというのも、方法論上の一つの限界である。しかし、見方によっては、本来、一時点の静学的な一般均衡体系として分析されるCGEモデルに対して、その推定の第一段階で時系列的なデータ要素の情報を加味することにより、分析結果のインプリケーションの妥当性を高めるという意味で改善点でもある。このことがより柔軟で広範な解釈を可能にしており、政策評価シミュレーションに対して、広い視野からの現実妥当性の高い帰結を導くのに貢献しているともいえる。

以上のように、本分析は基本的に静学的な一般均衡の枠組みで、かつ分析対象となる世界を国または国の集合地域単位で分割しているが、この国際レベルの地域分割に加えて、日本の国内を幾つかのサブ地域に細分したモデルにすることにより、日本への波及効果に関してさらに詳細な政策的帰結を導出し得ることが期待される。また、分析モデルの枠組みを動学化した一般均衡体系にすることも重要な残された課題である。加えて、可能ならば、商品の分類に関しても、他の商品分類についてはそのまま、食料農産物の内容をより詳しく分類することも残された課題である。しかし、地域区分と商品分類の両方を同時に拡充することはモデルの規模を途方もなく大きくしその計算過程に多大の時間と労力を費やすこととなり、

費用対効果の点では余り生産的とは言えない面もある。差し当たっては、動学化と地域区分の再分割の方向での改善が当面の残された課題である。

6. むすび

以上の分析から、以下のことが確認される。

第一段階のパネル分析からは、

- ①日系食品企業の海外進出先における食料農業部門の生産性に対する地域経済関連の規定要因としては、一人当たりGDP、労働力、固定資本形成が有意に効いている。
- ②進出先のGDPに対する日系食品企業の海外直接投資額の比率を示す変数がもたらす貢献に関しては、韓国、オセアニア、NAFTAおよびEUでプラスの規定要因として有意に効いているがそれ以外の地域では有意に効いていない。
- ③各進出先地域の地域ダミーは全ての地域について有意に効いている。

このことから、各地域間でその食料農業部門の生産性は相互に明確に異なっているとみてよい。

第二段階のCGE分析からは、

- ①経済余剰（福祉）や実質GDPに対しては、NAFTA、EU、オセアニア、韓国でプラス、それ以外の地域ではマイナスの効果をもたらしている。
- ②各地域の経済余剰への波及効果の大部分は海外進出した日系企業からの技術移転による技術進歩に基づくもので、交易条件や資源配分効果による部分はマイナーである。
- ③貿易収支に対しては、NAFTA、オセアニア、EU、韓国でプラス、それ以外の地域ではマイナスの効果を与えている。
- ④自給率に関しては殆ど影響は小さいがオセアニア、韓国、NAFTAでプラスの効果を与えるが、それ以外の地域ではマイナスの効果을及ぼしている。

以上の分析結果には、第一段階のパネル分析の推定結果において、韓国、オセアニア、NAFTAおよびEUという特定の4つの地域のパラメーターのみが統計的に有意に推定されたことが以下の帰結に大きく効いており、これが過度に強調されている恐れがある。そのため、帰結の解釈にあたっては、若干この点を考慮する必要があるだろう。

これらの帰結は、筆者による既存研究〔3〕と併せて考察すると、食料農業部門においても、産業内貿易を促進する余地が十分あり、日系食品企業の海外進出はその可能性を拡大するのに貢献しつつあることを示している。それ故、日系食品企業の海外直接投資を助長すると同時に、こうした政策を通じて、食料農産物に関しても、産業内貿易の枠組みで適度の輸入を受容しつつ、その一方で逆輸出に転じる可能性を積極的に追求することが喫緊の課題である。

現に最近では、こうした取り組みが徐々に芽生えてきている。例えば、リンゴの「フジ」ブランドが輸出農産物として大成功をおさめ世界中に広まる中で、このフジに変わる世界的な新品種「大紅栄」を青森県弘前市の農家が交雑種子の選抜・育成を繰り返して地道な努力の末に開発し、いまや国際的に注目されている。このように従来の企業レベルの大量生産・大量消費の趨勢から農村地域レベルの高品質少量生産の輸出戦略へと転換し地域活性化の推進に成功している事例が少なからずある。

このような活動をさらに推進することにより、農林水産省がここ数年来、取り組んでいる「東アジア食品産業活性化戦略」の効果を拡大することが望まれる。このようにして、昨今の厳しい自由化圧力に適応した形で、然るべき妥当な水準で国内農業を選択的に守り、同時に先進的な食料農産物の開発とその逆輸出に挑戦する国内農村地域の活性化にもつなげることが期待される。つまり、「守るところは守り、譲るところは譲る、攻めるところは攻める」という、いわゆる選択的地域活性化戦略を追求することが重要である。こうして、日本一国の食料自給率に拘るのではなく、東アジア地域あるいはより広く、アジア太平洋地域全体としての食料安全保障を視野に入れた長期的な議論が大切となる。

＜本稿は、農林水産政策研究所の研究委託事業による研究助成金に基づく研究成果の一部である。モデルの詳細は本稿では紙面の都合で割愛してあるが、当該研究委託事業の中間報告資料を参照されたい＞。

参考文献

- [1] 市岡修「応用一般均衡分析」有斐閣、1991年6月
- [2] J.B.SHOVEN and J.WHALLEY著、小平 裕 訳「応用一般均衡分析－理論と実際－」東洋経済新報社、1993年10月
- [3] 加賀爪優「東アジア共同体構想における農業・環境問題と産業内貿易の意義」、『生物資源経済研究』、第14号、2009年3月、43～63頁
- [4] 加賀爪優「日系食品農業関連企業の海外事業展開の動向とその規定要因－質的選択モデル（トービット・モデル）の適用と遼寧省・江蘇省の現地調査からの接近－」、『生物資源経済研究』、第15号、2010年3月、17～40頁
- [5] 経済産業省「通商白書」各年版
- [6] 経済産業省貿易経済協力局「（第38回）我が国企業の海外事業活動」2009年8月
- [7] 北村行伸「パネルデータ分析」、一橋大学経済研究叢書53、岩波書店、2005年2月
- [8] 農林水産省「東アジア食品産業事業展開支援マニュアル－中国：食品製造業－」（東アジア食品産業活性化戦略）、2007年3月
- [9] 総合企画センター大阪「2009年食品企業の海外戦略調査Ⅰ」2009年7月
- [10] 東洋経済「海外進出企業総覧」（会社別編および国別編）、各年版
- [11] 若杉隆平「日本企業の直接投資」『三田学会雑誌』、90巻2号

（受理日 2011年1月13日）