

GRIPS Discussion Paper 13-16

産業連関表の推定誤差と応用一般均衡分析における予測誤差

Estimation Errors in Input-Output Tables and Prediction Errors in Computable
General Equilibrium Analysis

細江 宣裕
Nobuhiro Hosoe

August 2013



GRIPS

NATIONAL GRADUATE INSTITUTE
FOR POLICY STUDIES

National Graduate Institute for Policy Studies
7-22-1 Roppongi, Minato-ku,
Tokyo, Japan 106-8677

産業連関表の推定誤差と応用一般均衡分析における予測誤差

2013年8月12日

政策研究大学院大学

細江宣裕*

概要

3つの年次について統一的に作成された接続産業連関表を用いて、古い年次の産業連関表を部分的に新しいデータに差し替えて更新した場合の産業連関表の推定誤差と、それによって生じる応用一般均衡分析の予測誤差を計測する。通常は比較対象とするべき真の新しい年次の産業連関表が存在しない(からこそ更新作業が必要になる)が、ここでは接続産業連関表の2005年表を基準に比較を行う。その結果、より新しい年次の産業連関表をもとにして、より多くのデータを用いて推定した場合に推定誤差が小さくなるだけでなく、同時に、応用一般均衡分析の予測誤差もまた小さくなることがわかった。推定誤差の大きい産業連関表を用いるとその予測誤差も量的に大きくなるものの、質的には正しい予測結果をもたらすことも明らかにされた。推定手法については、最小自乗法とクロス・エントロピー法の間で比較を行ない、マクロ・レベルのデータのみしか推定に用いることができない状況下で後者のパフォーマンスがよいが、推定手法・誤差とシミュレーションにおける予測誤差との間の関係は一概には言えないことが明らかにされた。

キーワード

産業連関表; 応用一般均衡分析; ノンサーベイ法; クロス・エントロピー法;

JEL Classification

D57; C68; C83

* 連絡先: 106-8677 東京都港区六本木 7-22-1 政策研究大学院大学, e-mail: nhosoe@grips.ac.jp.

1. 導入

多部門大規模モデルであるにもかかわらず、産業連関表と国民所得統計表があれば応用一般均衡モデルを構築するためにはほぼ十分である。産業連関表は応用一般均衡分析のために必要不可欠なデータである社会会計表の元になっているだけでなく、そこに表される詳細な投入と産出のパタンによって多部門モデルとしての魅力の多くを生み出している。そのように重要なデータではあるが、産業連関表の入手可能性は必ずしも高くない。それは当然、精緻な産業連関表の作成にはそれだけ多くの手間、時間、そして費用がかかるために、日本の場合でも作成頻度は 5 年おきで公刊までに数年を要する。統計システムがより貧弱な途上国では状況はより悪く、そもそも産業連関表を定期的に作成するとうこと自体がまだ珍しい状況にある。

このため、しばしば数年前の産業連関表を用いて応用一般均衡モデルを構築することになり、モデルもそれだけ古びたものになってしまう。こうした状況下で古い産業連関表を使うことが適当ではないと判断した場合には、統計局の職員ではなく、応用一般均衡モデル作成者が、自らの手で産業連関表を最新のものに更新することになる。しかしながらその作業は、統計局の専門職員が行っている作業と較べればかなり簡便なものにならざるを得ない。典型的には、古い産業連関表のデータの一部を最新ではあるが精度や詳細さが不十分なデータと差し替えて新しい産業連関表を推定する、いわゆるノンサーベイ法を用いる。必然的に、推定された産業連関表は、真の産業連関表と較べて多かれ少なかれ推定誤差を含むことになる。

応用一般均衡モデル作成者にとっての問題は、第一に、自らが推定した産業連関表の推定誤差の大きさと、この問題に付随して、推定誤差を小さくする手法がどのようなものであるのかということである。第二に、推定誤差が含まれている産業連関表を用いて応用一般均衡モデルを作成してシミュレーション分析した結果が、真の産業連関表を用いた分析結果と較べたときのシミュレーションの予測誤差の大きさである。¹ しかし、通常はこれらの推定誤差も予測誤差を明らかにできない。なぜなら、そもそも「真の産業連関表」という比較対象が存在しない(状況であるからこそ、推定誤差を覚悟の上で産業連関表を

¹ 応用一般均衡モデルは必ずしも厳密な意味での予測のためだけに使われるわけではないが、産業連関表の推定誤差との区別を明確にするため、ここでは予測誤差と呼ぶことにする。

推定している)から、産業連関表の推定誤差を論じることが原理的にできず、せいぜい、元の産業連関表と推定された産業連関表の間の比較ぐらいしかできないからである。さらに、真の産業連関表から推定された真の応用一般均衡モデルも存在しないことになり、比較対象とするべき真のシミュレーション結果についても得ることができないことになる。

既存研究を振り返ると、Robinson et al. (2001)が RAS 法とクロス・エントロピー法で推定された(産業連関表の拡張である)社会会計表を比較して、金額で見た場合にはどちらも同様の推定結果をもたらす一方で、社会会計表から計算される投入係数で見た場合には後者の方がよりプライアー(初期値)に近い推定結果をもたらすことをモザンビークのデータを用いて示している。Cardenete and Sancho (2004)はスペインのアンダルシア地方の社会会計表を作成することを念頭に、これらの推定手法間で比較を行って同様の傾向を確認している。その上で、異なる手法で推定された社会会計表を元に同じ応用一般均衡モデルを用いて税制改革をシミュレートして結果を相互に比較しているが、いずれにしても、推定された社会会計表同士や、それを用いて計算されたシミュレーション結果同士で比較しているに過ぎず、真の社会会計表やシミュレーション結果と比較しているわけではないから、推定された社会会計表やその推定手法の善し悪しについて議論できていないわけではない。こうした真の産業連関表が利用できないという問題があるために、Bonfiglio and Chelli (2008)のように、モンテカルロ・シミュレーションによって生成された仮想的な産業連関表を比較基準として推定誤差を吟味することも試みられている。実際の産業連関表を用いた研究としては、Jalili (2000)が旧ソ連の 1966 年表から推定された産業連関表と真の 1972 年表とを比較することで RAS 法や最小自乗法等の手法間で推定誤差の違いを吟味している。Jackson and Murray (2004)は、アメリカの 1966 年表を 1972 年表に、また、1972 年表を 1977 年表に更新する際に RAS 法を含む全 10 種類の推定方法を用いて比較し、総合的に見ると RAS 法以上のパフォーマンスを持つものが見いだせなかったとしている。ただし、いずれにおいても、推定された産業連関表を用いて応用一般均衡分析モデルを構築した場合のパフォーマンスまでは検討していない。

そこで本研究では、3 つの異なる年次について同じ形式で作成された接続産業連関表(総務省(2011))を用いて「真の産業連関表」が存在しない問題を解消することで、推定誤差と予測誤差という 2

つの問題について実証的に明らかにする。すなわち、1995年表または2000年表を元に、2005年表を推定する。そのときに、この推定された2005年表と真の2005年表との間の推定誤差を計算する。産業連関表を推定・調整する手法はいくつか提案されているが、ここでは最小自乗法とクロス・エントロピー法の2種類の最適化手法を用いて推定を行う。元の産業連関表以外に各産業の個別の産出額もまた更新のために利用可能であるとする。その情報に加えて、新しい年次の情報として比較的入手しやすい集計されたマクロ・データ(たとえば、労働所得総額、資本所得総額、家計消費総額)だけが利用可能であるとした場合と、それに加えてマイクロ・データ(各部門の最終需要や付加価値)が利用可能であるとした場合の2種類を考える。明らかに後者の情報は前者のそれを包含するから、その追加的情報をもたらす推定精度の向上度合いを測ることができる。このようにして推定された複数の産業連関表を用いて応用一般均衡モデルを作り、簡単なシミュレーションを行う。それらの結果が、真の2005年表を用いて作成されたモデルから得られたシミュレーション結果とどの程度乖離するのか、その予測誤差を明らかにする。

本稿の構成は以下の通り。つづく第2節で産業連関表の推定について論じ、元の産業連関表の年次や追加データによる精度向上、さらには、推定手法の違いが産業連関表の推定誤差に与える影響を見る。第3節で、それらの産業連関表を用いて作成された応用一般均衡モデルを用いて2種類のシミュレーションを行い、シミュレーション結果に表れる生産量の変化や厚生効果に関する予測誤差を明らかにする。第4節でまとめと分析の限界・拡張の方向性に触れる。

2. 産業連関表の推定

2.1 データの更新とプライアーの設定

1995年または2000年の産業連関表($IO_{u,v}^0$)を元に2005年の産業連関表($IO_{u,v}$)を推定することを考える。産業連関表($IO_{u,v}$)は、内生部門 i, j に関する中間投入行列($X_{i,j}$)、部門 j の要素 y 投入を表す付加価値行列($Y_{y,j}$)、および、部門 i の生産物の最終需要部門 f による最終需要行列($F_{i,f}$)から構成される。

$$(IO_{u,v}) = \begin{pmatrix} (X_{i,j}) & (F_{i,f}) \\ (Y_{y,j}) & \mathbf{0} \end{pmatrix}$$

新しい産業連関表を推定するために、古い産業連関表中の一部のデータを追加的な最新のデータを用いて更新する。その際には、各部門 i の行和と列和が一致することが求められる。

$$\sum_j X_{j,i} + \sum_y Y_{y,i} = \sum_u IO_{u,i} = \sum_u IO_{i,u} = \sum_j X_{i,j} + \sum_f F_{i,f} \quad \forall i \quad (2.1)$$

各セルのデータがわかっている場合にはその値に固定する。新しい年次についていくつかのセルの情報が入手できる場合には、その情報を制約として行列の推定に用いる。ここでは、比較のしやすさのために、最新年次の真の産業連関表 $(IO_{u,v}^{2005})$ のうちのいくつかのセルや合計値がわかっているものとしよう。² 最終需要部門 f のデータ $F_{i,f}^{2005}$ が各部門 i について個別にわかっている場合には、

$$F_{i,f} = F_{i,f}^{2005} \quad \forall i, f \quad (2.2)$$

という制約を課して行列を推定する。同様に、付加価値についても各部門 j の要素 y の投入額ないし間接税額 $Y_{y,j}^{2005}$ が分かっている場合は、

$$Y_{y,j} = Y_{y,j}^{2005} \quad \forall y, j \quad (2.3)$$

という制約を課することができる。これらのマイクロ・データは入手できないけれども、マクロ・データは入手できる場合があるかもしれない。すなわち、最終需要項目うちの最終需要部門 f のデータの合計値(たとえば、家計消費総額) $\sum_i F_{i,f}^{2005}$ がわかっている場合には、

$$\sum_i F_{i,f} = \sum_i F_{i,f}^{2005} \quad \forall f \quad (2.4)$$

という制約を課することができるし、(労働所得のような)ある要素 y の投入総額 $\sum_i Y_{y,i}^{2005}$ が既知であれば

$$\sum_i Y_{y,i} = \sum_i Y_{y,i}^{2005} \quad \forall y \quad (2.5)$$

² 現実には、最新年次の産業連関表であってもいくつかのデータを組み合わせて最終的に行列調整を施すことによって作成されるものであるから、そこに示されたデータが真の値であるとは限らない。しかしながら、単純化のためにここでは 2005 年表に示されている値はすべて真の値であると考えて議論する。

という制約を課して推定する産業連関表の精度を高めることができる。

推定される産業連関表中の各セルの符号についても、元の産業連関表のそれと真の産業連関表のそれが同じと考えてよいならば、

$$\text{sign}(IO_{u,v}) = \text{sign}(IO_{u,v}^0) \quad \forall u, v \quad (2.6)$$

という制約を課すことも精度の向上につながるであろう。

符号だけでなく、値の大きさについても大体の予測ができるであろう(プライアーの設定)。たとえば、投入・支出比率(各列のセルの値のシェア)が異時点間で大きく変わらないと考えるならば、

$$a_{u,v} = \frac{IO_{u,v}^0}{\sum_u IO_{u,v}^0} \quad \forall u, v \quad (2.7)$$

という内生部門の投入比率、ないし、最終需要部門の支出比率を元の産業連関表から計算する。最新年次の各部門 v の総投入額・支出額 $\sum_u IO_{u,v}^{2005}$ が既知であるなら、この投入・支出比率と掛け合わせることで、古い産業連関表の値を、

$$IO_{u,v}^0 = a_{u,v} \sum_u IO_{u,v}^{2005} \quad \forall u, v \quad (2.8)$$

という値で更新することができる。ただし、この値は正確であるとは限らないし、行列和制約(2.1)や上で考えたような必要に応じて追加的な情報を反映させる制約式(2.2)–(2.5)と整合的であるとは限らないので、行列調整によって推定される産業連関表の値 $IO_{u,v}$ がこの行列調整前の値(プライアー) $IO_{u,v}^0$ から乖離することは十分にあり得る。

プライアーの設定自体も代替的なものが考えられる。各部門 j の総投入額 $\sum_u IO_{u,j}^{2005}$ に加えて、もし、部門別の付加価値行列 $(Y_{y,j})$ や最終需要行列 $(F_{i,f})$ がすべて既知であるとするならば、推定すべきものは中間投入行列 $(IO_{i,j})$ に関するものである。そのときのプライアーは、元の産業連関表 $(IO_{i,j}^0)$ を用いて、一般に産業連関モデルで用いられているような各部門 j について投入係数を計算して、

$$a_{i,j} = \frac{IO_{i,j}^0}{\sum_i IO_{i,j}^0} \quad \forall i, j \quad (2.9)$$

これと既知の情報(各部門 j の総投入額 $\sum_u IO_{u,j}^{2005}$)とを掛け合わせることで、プライアーを、

$$IO_{i,j}^0 = a_{i,j} \sum_i IO_{i,j}^{2005} \quad \forall i, j \quad (2.10)$$

と計算することができる。

2.2 行列調整法

どのような追加的情報を用いて産業連関表中の一部のデータを更新したとしても、すでに述べたようにプライアーは行列和制約(2.1)や追加制約(2.2)–(2.5)を満たさない可能性が高いから、行列調整が必要になる。この調整のために制約付き最小化問題を考える。たとえば、(重み付き)最小自乗法を考えるならばその目的関数は、

$$W = \sum_{u,v} \left(\frac{IO_{u,v}}{IO_{u,v}^0} - 1 \right)^2 \quad (2.11)$$

となる。その代わりに、クロス・エントロピー法を用いるならば、目的関数は、

$$W = \sum_{u,v} IO_{u,v} \ln \left(\frac{IO_{u,v}}{IO_{u,v}^0} \right) \quad (2.12)$$

となる(Golan et al. (1996))。³

実際の数値計算においては、いずれの目的関数においても分母に表れるプライアー $IO_{u,v}^0$ がゼロとなる項は計算から除外する。クロス・エントロピー法ではさらに、プライアー $IO_{u,v}^0$ が負になる場合の処理のために絶対値を取り、また、真数に表れる推定値 $IO_{u,v}$ がゼロになる場合に備えて任意の微少な値 δ を加えて、

$$W = \sum_{u,v} |IO_{u,v}| \ln \left(\frac{IO_{u,v} + \delta}{IO_{u,v}^0 + \delta} \right) \quad (2.12')$$

とする。⁴

³ Miller and Blair (2009, Ch.7)ではその他のいくつかの代替的な目的関数について例示している。

これらを目的関数とし、行列和制約(2.1)と符号制約(2.6)を満たすように新しい産業連関表を最小化問題の解として推定することができる。入手できるデータに応じて(2.2)–(2.5)を課し、適当なプライアー(2.8)または(2.10)を与えることで推定の精度を上げることができるであろう。こうした理屈の上に立ちながらも、本当に推定精度を上げることができるのか、その改善幅はどの程度であるのかといった問題は、ひとえに実際のデータを用いて検証すべき実証的課題である。そこで、これまでに論じた様々な情報と手法を組み合わせることで産業連関表をいくつか推定する(表 2.1)。

表 2.1: 推定方法

ケース	追加データと制約 ^a	プライアー	元の産業連関表の年次	目的関数 ^b
LS_Macro(1995)	マクロ・データ(2.4), (2.5)	(2.8)	1995	LS
LS_Micro(1995)	ミクロ・データ(2.2), (2.3)	(2.10)	1995	LS
CE_Macro(1995)	マクロ・データ(2.4), (2.5)	(2.8)	1995	CE
CE_Micro(1995)	ミクロ・データ(2.2), (2.3)	(2.10)	1995	CE
LS_Macro(2000)	マクロ・データ(2.4), (2.5)	(2.8)	2000	LS
LS_Micro(2000)	ミクロ・データ(2.2), (2.3)	(2.10)	2000	LS
CE_Macro(2000)	マクロ・データ(2.4), (2.5)	(2.8)	2000	CE
CE_Micro(2000)	ミクロ・データ(2.2), (2.3)	(2.10)	2000	CE

a/ すべての場合で、各産業 j の総投入額 $\sum_u IO_{u,j}^{2005}$ の情報は利用可能とし、また、行列和制約(2.1)と符号制約(2.6)を場合に課している。

b/ LS: 最小自乗法(2.11)、CE: クロス・エントロピー法(2.12')。

用いるデータとしては、第 3 節で行う応用一般均衡分析のために、108 部門の接続産業連関表を 18 部門にあらかじめ集計して用いる(表 2.2)。追加的に得られると仮定するデータの出典は、国民経済計算、工業統計表、貿易統計等を想定して、資本所得、労働所得、間接税、家計消費、政府消費、投資、輸出、輸入、関税のデータが部門別、または、集計された値として得られると考える。いずれの場合でも、内生部門 j の列和 $\sum_u IO_{u,j}^{2005}$ (したがって行和も)は既知であるとしよう。これらの追加的情報を元に(2.2)–(2.5)の制約を課し、また、プライアーを(2.7)–(2.10)によって計算する。得られる限りは 2005 年表の値とまったく同じデータが得られるという理想的な状況を仮定して、それらの値についてはすべて 2005 年表から計算したものをを用いる。

⁴ 以下の推定においては、 $\delta = 10E-10$ とした。

表 2.2: 部門集計表

集計された産業連関表	略号	元の産業連関表の部門コード
内生部門(i, j)		
農業	AGR	001-005, 011
その他鉱業	MIN	006-007
石油・石炭・天然ガス	OIL	008
食品	FOD	009-010, 012
繊維	TXA	013-014, 032
木・紙製品・印刷	WPP	015-019
化学	CHM	020-027, 030-031
石油・石炭製品	P_C	028-029
窯業	POT	033-036
鉄鋼	STL	037-040
金属	MET	041-044
機械・その他製造業	MAN	045-048, 062-063
電子機器	EEQ	049-056
輸送機械	TEQ	057-061
電力	ELY	069
都市ガス	TWG	070
運輸	TRS	078-085
サービス	SRV	065-068, 071-076, 086-108
付加価値(y)		
資本	CAP	113-115(行コード)
労働	LAB	111-112(行コード)
間接税	IDT	116-117(行コード)
最終需要(f)		
家計	HOH	111-112(列コード)
政府	GOV	113-114(列コード)
投資	INV	115-117(列コード)
輸出	EXP/EXT	120-121
輸入	IMP/EXT	125
輸入関税	TRF	126-127

2.3 産業連関表の推定誤差

それらの推定された産業連関表が元の産業連関表のプライアーからどの程度違ったものとなり、最終的に真の産業連関表(2005 年表)からどの程度乖離しているのかを確認する。各ケースにおいて推定された産業連関表の値のうち中間投入額について見ると、元の産業連関表の年次が 1995 年でも 2000 年でもプライアーからの乖離率は、最小自乗法(LS)を用いる場合には大半が 10%程度にとどまる一方で、クロス・エントロピー法(CE)を用いる場合にはかなり大きな調整が行われることがわかる(図 2.1)。元

の産業連関表(1995年表または2000年表)から計算されたプライアー $IO_{u,v}^0$ を基準として、標準誤差率 (standardized total percentage error, STPE)、平均絶対差(mean absolute difference, MAD)、Theil's U_2 、平均平方誤差(root mean squared error, RMSE)の平方根、および、平均絶対誤差率 (mean absolute percentage error, MAPE)といった総合的な乖離度合いを表す指標を計算することができる(図 2.2)。⁵ もちろん、産業連関表の推定精度をこの調整幅や乖離度合いから判断することはできない。元の産業連関表が推定したい真の産業連関表に近いと信じる確かな根拠があるならば、このプライアー $IO_{u,v}^0$ からの乖離度合いをそのまま「推定誤差」と解釈することができる。しかしながら、そのような解釈を採用すると直感に反する結果が得られる。すなわち、いずれの指標で見ても、情報量が少ないマクロ・データを用いた場合(Macro)の方が、情報量が多いマイクロ・データを用いた場合(Micro)よりも「推定誤差」が小さいことになる。この原因は単純で、マクロ・データに対応する制約(2.4)–(2.5)がマイクロ・データに対応する制約(2.2)–(2.3)よりも緩いため、最小化問題を解く際にプライアーを再現しやすくなっているだけのことである。それとは逆に、真の産業連関表が元の産業連関表とは大きく違ったものであると信じるに足るとしても、だからといって乖離率が大きければ直ちに真の値に近いということにもならない。

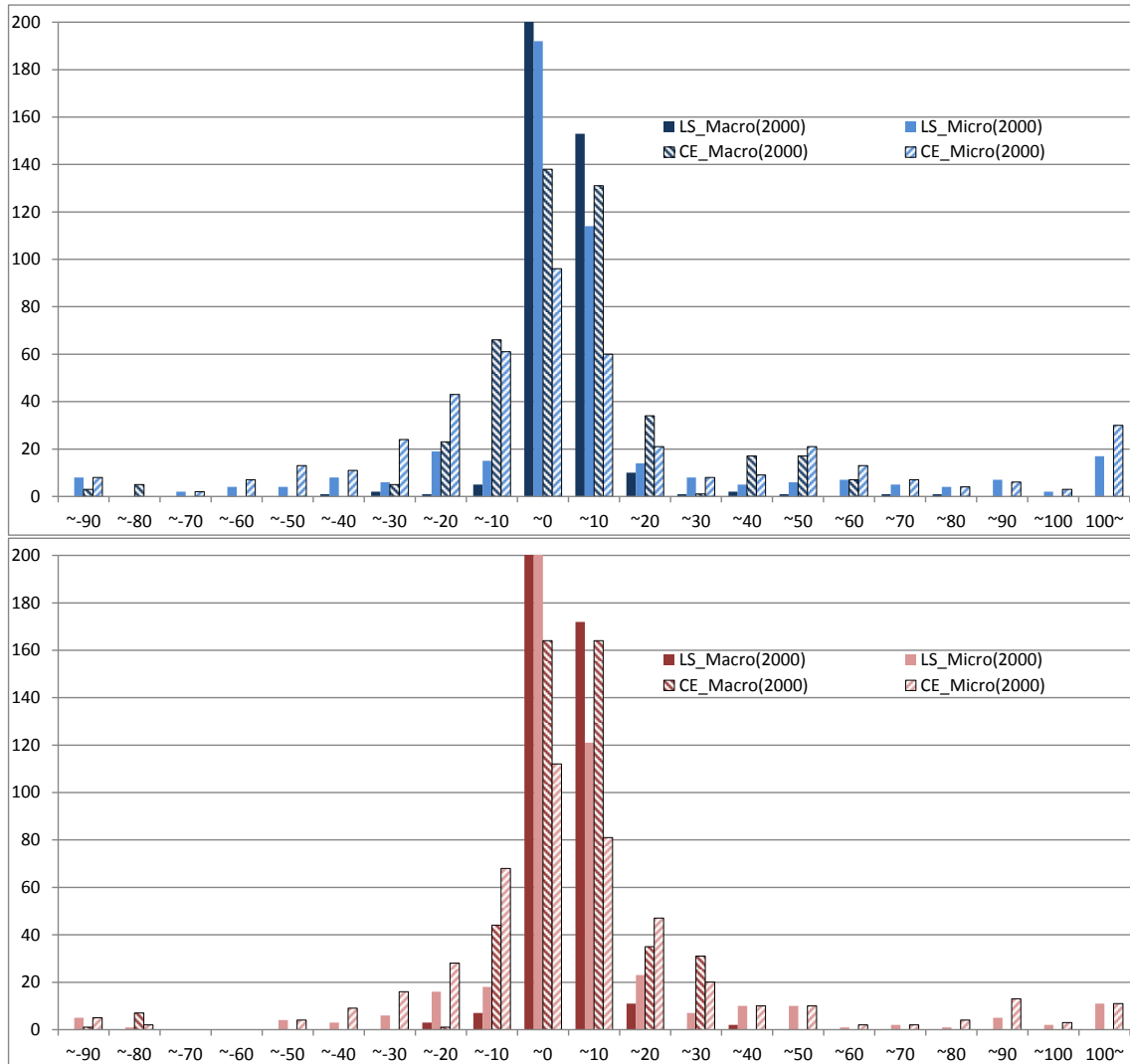
$$^5 \text{ それぞれ、 } STPE = \sum_{u,v} |IO_{u,v} - IO_{u,v}^0| / \sum_{u,v} IO_{u,v}^0, \quad MAD = \frac{1}{u \cdot v} \sum_{u,v} |IO_{u,v} - IO_{u,v}^0|,$$

$$U_2 = \sqrt{\sum_{u,v} (IO_{u,v} - IO_{u,v}^0)^2} / \sqrt{\sum_{u,v} (IO_{u,v}^0)^2}, \quad RMSE = \sqrt{\frac{1}{u \cdot v} \sum_{u,v} (IO_{u,v} - IO_{u,v}^0)^2},$$

$$MAPE = \frac{1}{u \cdot v} \sum_{u,v} |IO_{u,v} / IO_{u,v}^0 - 1|$$

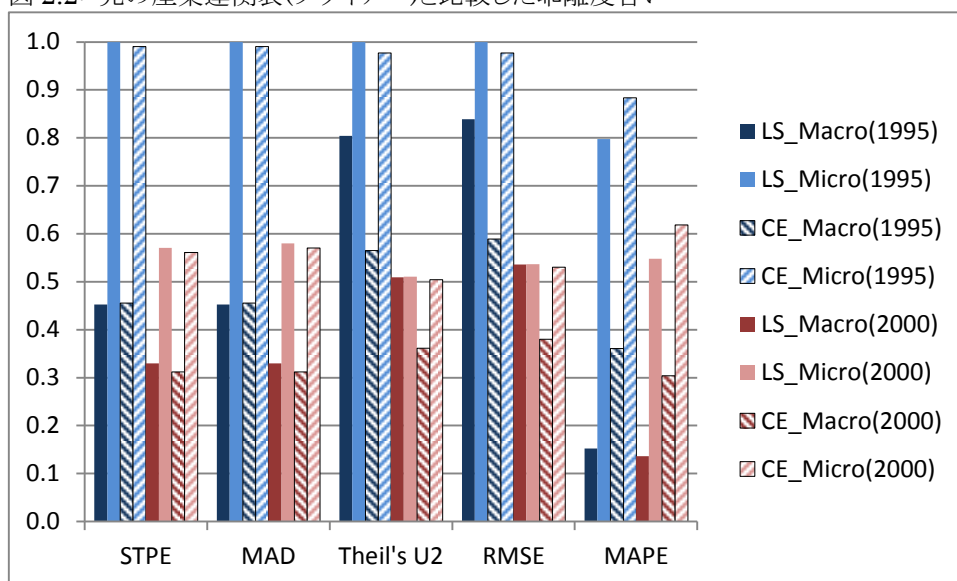
によって元の産業連関表の(プライアー)値 $IO_{u,v}^0$ からの乖離率を計算する。真の値からの推定誤差率を計算する際には、 $IO_{u,v}^0$ を $IO_{u,v}^{2005}$ に置き換えればよく、このとき、いずれの指標においても小さい値ほど推定誤差が小さいことを意味する。

図 2.1: 1995 年表または 2000 年表から計算したプライアーからの乖離率[%]



注: プライアーがゼロのものはこの度数分布には含まない。

図 2.2: 元の産業連関表(プライアー)と比較した乖離度合い

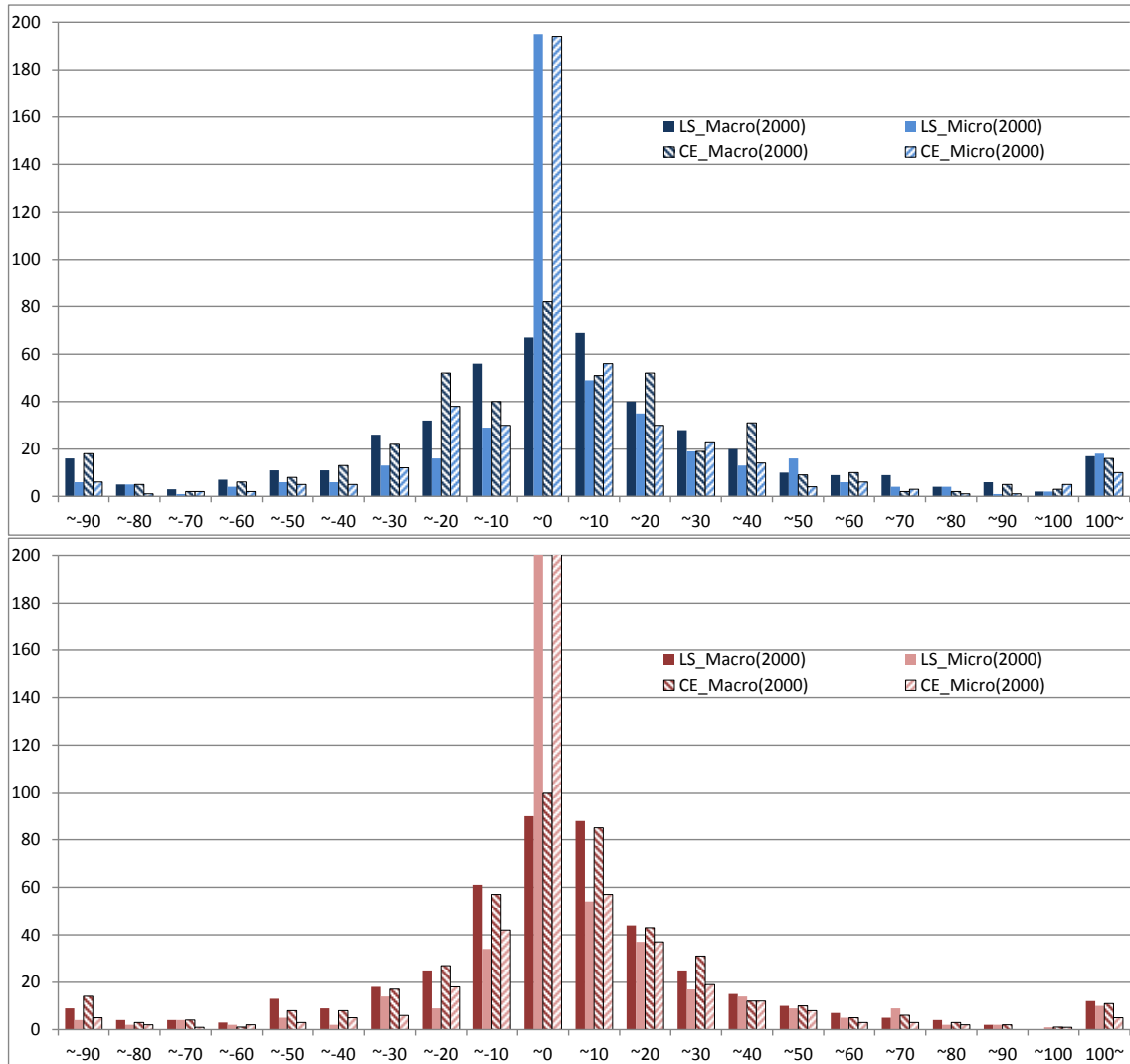


注: MAPE 以外については各指標の最大値を 1.00 に基準化。

そこで、真の値(2005 年表)からの乖離率を見ることで本当の意味での推定誤差を確かめる(図 2.3)。傾向的に、より新しい 2000 年表をもとにして推定した方が 1995 年表をもとにして推定するよりも推定誤差が小さくなる。集計されたマクロ・データのみを用いて推定する場合よりも、部門別のマイクロ・データを用いて推定する場合の方が総合的にも精度は高い(図 2.4)。

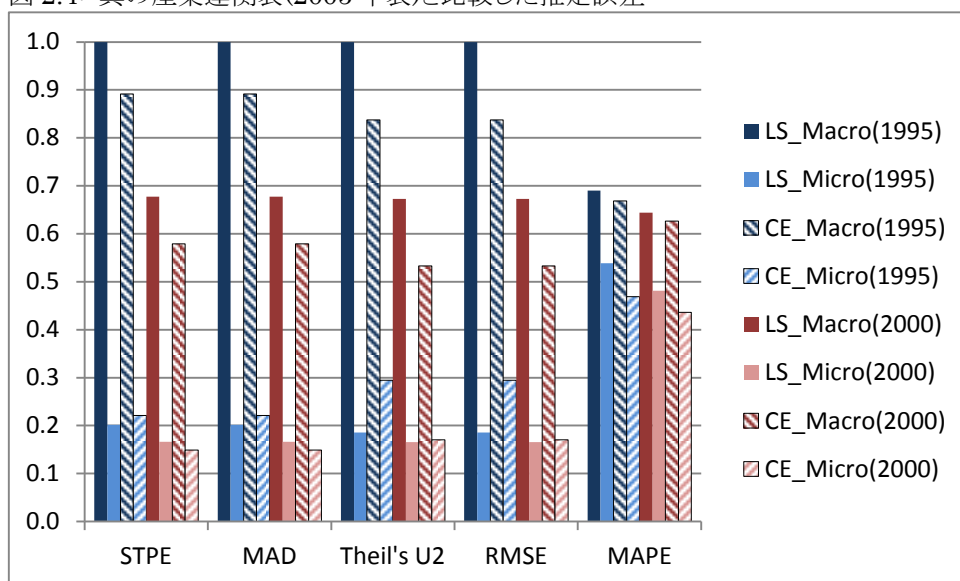
その一方で、推定手法の違いの影響については慎重な評価が必要である。すなわち、マクロ・データしか入手できないという情報量の点で不十分な場合には、クロス・エントロピー法の方が最小自乗法よりも誤差が小さい。一方で、付加価値や最終需要のような部門別のマイクロ・データが利用可能な場合には、1995 年表を元にする最小自乗法の方が MAPE 以外の 4 つの指標で推定誤差が小さく、2000 年表を元にした場合でも最小自乗法が Theil's U_2 と RMSE の 2 つの指標で優れていると評価される。このように、最小自乗法とクロス・エントロピー法間の優劣は必ずしも明確ではない。セルあたりの平均誤差率(MAPE)は 44%から 69%にも達しており、かなり大きく見える。こうした少なからぬ推定誤差を含む産業連関表を用いて応用一般均衡モデルを構築すると、シミュレーション結果においても質的・量的に大きな予測誤差が発生することが懸念される。実際にどの程度の予測誤差が発生するのかをつきに明らかにする。

図 2.3: 真の産業連関表(2005 年表)と比較した推定された産業連関表の推定誤差[%]



注: 全セルの推定誤差分布、ただし、真の値がゼロのものは含まない。

図 2.4: 真の産業連関表(2005 年表)と比較した推定誤差



注: MAPE 以外については各指標の最大値を 1.00 に基準化。

3. 応用一般均衡分析における予測誤差

3.1 応用一般均衡モデルとシミュレーション・シナリオ

前節で示したように多かれ少なかれ推定誤差のある産業連関表を用いた際に、その推定誤差がどの程度シミュレーション分析における予測誤差として表れてくる可能性があるのか、それを実際に示すために静的な小国開放経済モデルを用いて簡単なシミュレーション分析を行って確認する。モデルとしては、細江ほか(2004)による「現実的な応用一般均衡モデル」を、ここで用いる産業連関表のデータの特徴(とくに負の最終需要)に合わせて改変して用いる。具体的には、推定された、あるいは、真の 2005 年表では、その他鉱業と鉄鋼製品の家庭消費量が負になり、政府消費や投資需要においてもいくつか負の値が表れる。前者の問題に対応するために、その他鉱業(MIN)と鉄鋼(STL)を除いた財消費のみ

から効用を得るものとし、その一方で両財の消費量については固定する。⁶ 政府消費と投資需要についてはすべての需要量を固定とし、政府については一括直接税で、投資については一括家計貯蓄によって政府と投資部門の収支が均衡するものとして単純化する。

シミュレーションのシナリオとしては 2 種類考える。シナリオ 1 として、貿易財(すなわち、電力(ELY)、都市ガス(TWG)、運輸(TRS)、サービス(SRV)以外)の輸入に課されている輸入関税を一律に 2%ポイントだけ低下させることを考える。⁷ シナリオ 2 では、石油・石炭・天然ガス(OIL)と石油・石炭製品(P_C)の国際輸出入価格(ドル建て)が 2 倍になった場合を考える。

産業連関表としては、第 2 節で推定したもの以外に、元の 1995 年表と 2000 年表を用いて同様のシミュレーションを行う(True(1995), True(2000))。ただし、2005 年表とこれらの表の間の GDP が合致するようにスケール調整だけ行っている。⁸ これらの結果と、真の産業連関表である 2005 年表を用いて行ったシミュレーション結果(True(2005))とを比較することになる。Armington (1969)の弾力性については、いずれの部門についても 2 とした。⁹

⁶ ただし、1995 年表ではその他鉱業(MIN)製品の家庭消費量が正になっているため、符号制約(2.6)によって、この年次の表を用いて推定された産業連関表ではその値も正になる。一方で、2000 年表や 2005 年表ではその値は負であるために、その値をプライヤーに使ったり、あるいは、追加的情報として使ったり場合には推定された値も負になる。比較の便宜のために、応用一般均衡モデル分析においてはその他鉱業(MIN)と鉄鋼(STL)の家庭消費量は一貫して外生変数とする。

⁷ しばしば考察されるような関税撤廃や半減といったシミュレーションはここでは行わない。その理由は、集計されたマクロ・データのみを用いてプライヤーを計算する場合(Macro)では推定された産業連関表中の各財の輸入額や関税支払額自体に推定誤差があり、したがって、推定される基準均衡の関税率も異なってしまう。このような状況下では関税撤廃や半減といった基準均衡の関税率の大小に依存するようなショックを与えても正当な比較ができないからである。

⁸ 2005 年表の GDP と比べて 1995 年表の GDP は 0.5%だけ大きく、同じく 2000 年表の GDP は 2.5%だけ大きい。このスケール調整分だけ、後述する変化を水準で測る等価変分のような指標は影響を受けるが、各種変数の変化を変化率で見るとは何も影響を受けない。

⁹ 補論でこの弾力性を 30%だけ大きく、または、小さくしたときの結果を示す。

3.2 シミュレーション結果

関税率の一律切り下げを考えるシナリオ 1 においては、質的な予測精度を各産業の生産量変化の方向で見ると、用いた産業連関表(の精度)に関わらず、その他製造業(MAN)の結果を除いてほぼどの部門についても真のモデルから得た結果と同様の予測結果をもたらしている(図 3.1)。量的な予測精度はケース間で少なからぬ違いがあり、この違いと産業連関表の推定手法との間には一定の傾向が見られる。追加した情報が少ない場合(Macro)や、そもそも産業連関表を推定しないでスケール調整だけで済ませた 1995 年表や 2000 年表を用いたケース(True)では明らかに予測誤差が大きいことからわかるように、多くの追加的情報を用いて推定誤差の少ない産業連関表を用いた場合ほど、予測誤差も小さくなる傾向がある。マクロ・データのみを用いた場合では、最小自乗法よりもクロス・エントロピー法の方が産業連関表の推定誤差は小さい(図 2.4)が、しかし、シミュレーションにおける予測誤差はむしろ大きくなっている(表 3.1)。マイクロ・データを用いた場合には、推定手法の違いで元々の産業連関表の推定誤差が大きく異なることはなかったため、予測誤差の違いについてもはっきりしたことは言えない。

図 3.1: シナリオ 1(関税率引き下げシミュレーション)の結果[生産量の基準均衡からの変化率($\frac{\Delta Z}{Z}$), %]

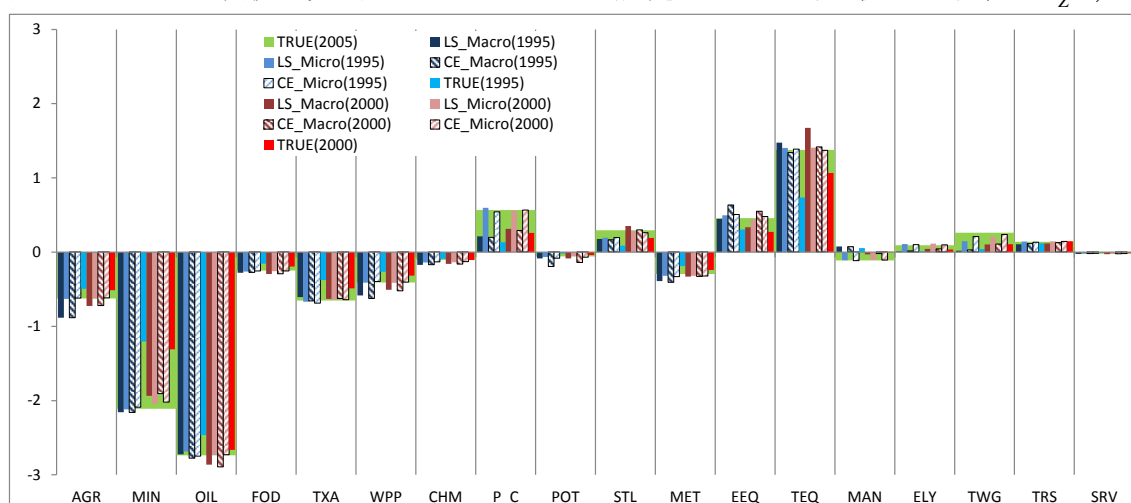


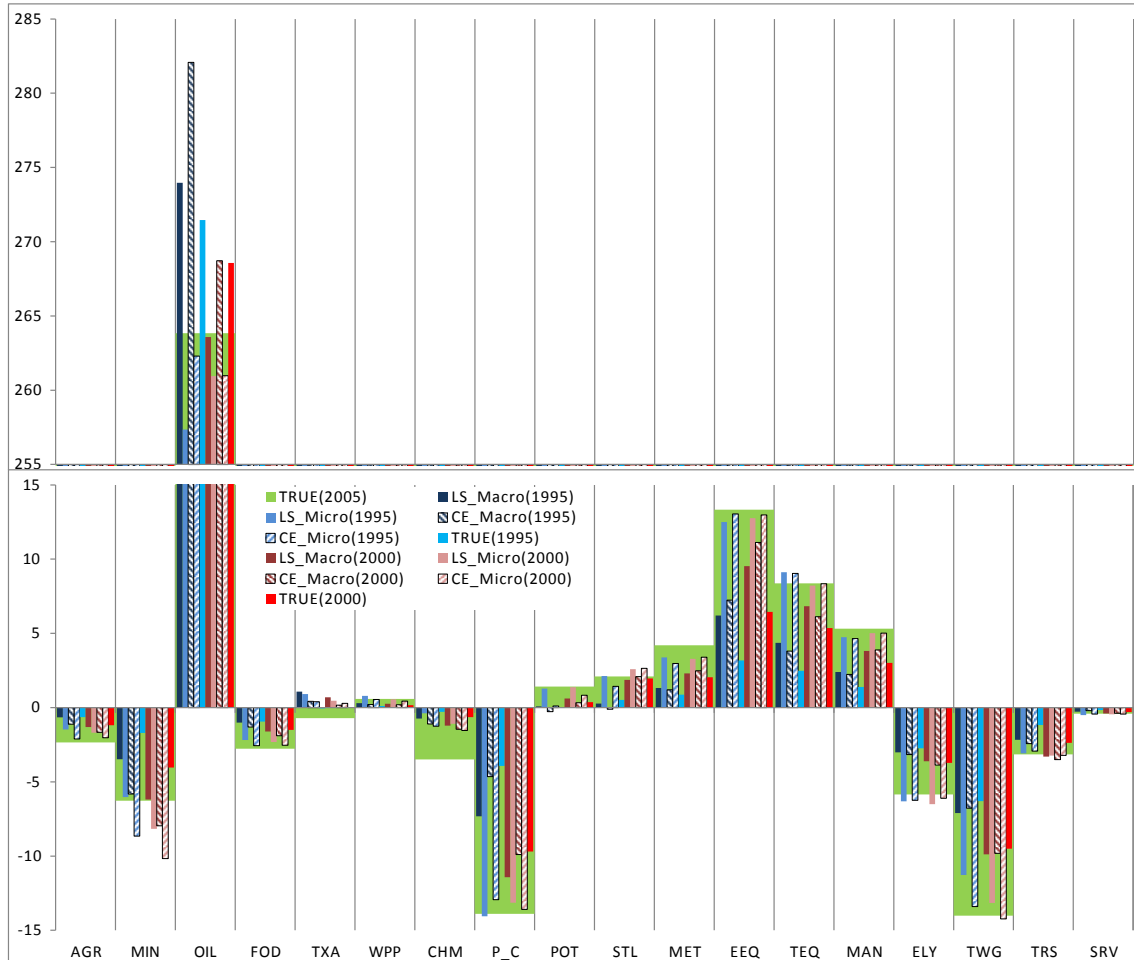
表 3.1: 予測された部門別生産量変化率($\frac{\Delta Z}{Z}$)の絶対誤差率の 18 部門単純平均[%]

ケース	シナリオ 1	シナリオ 2
LS_Macro(1995)	41.1	65.7
LS_Micro(1995)	10.4	29.4
CE_Macro(1995)	53.3	61.2
CE_Micro(1995)	10.9	27.3
True(1995)	51.8	69.9
LS_Macro(2000)	28.9	38.2
LS_Micro(2000)	7.2	22.8
CE_Macro(2000)	32.4	35.5
CE_Micro(2000)	6.0	23.2
True(2000)	33.4	44.2

注: 絶対誤差率= $100 \left| \frac{\Delta Z}{Z} / \frac{\Delta Z^{true}}{Z^{true}} - 1 \right|$

シナリオ 1 では貿易財部門すべてについて一定幅の関税率引き下げを考えていた一方で、シナリオ 2 では、特定の 2 部門のみについて国際価格が変化する。結果を見ると、繊維(TXA)部門と、一部のケースにおける窯業(POT)、鉄鋼(STL)部門を除いて、生産量の変化はどのケースでも質的に正しく予測される(図 3.2)。化学部門については、予測された変化の方向性は正しいが予測誤差は大きい。元の産業連関表の年次(1995 年表か 2000 年表か)と情報量(マクロ・データかマイクロ・データか)が予測誤差に与える影響は、シナリオ 1 の場合と同様の傾向を見せる(表 3.1)。推定手法の影響については、マイクロ・データを用いて 2000 年表を更新した場合(CE_Micro(2000))以外は、すべてクロス・エントロピー法がより高い予測精度をもたらす。

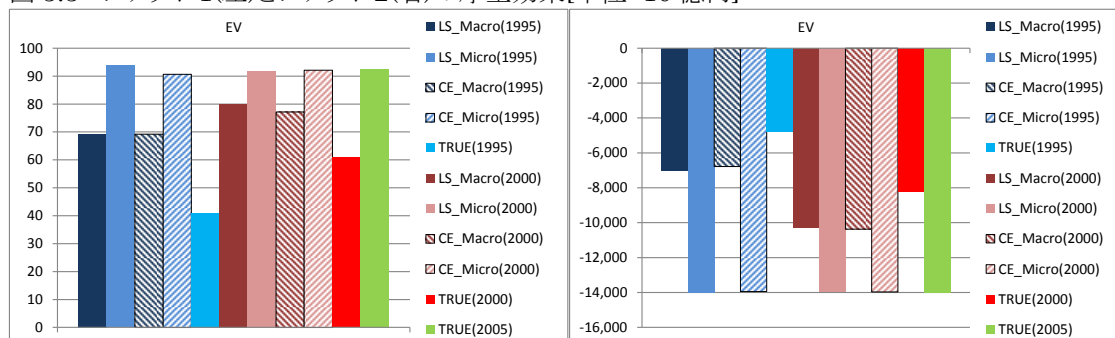
図 3.2: シナリオ 2(石油価格上昇シミュレーション)の結果[生産量の基準均衡からの変化率($\frac{\Delta Z}{Z}$), %]



シナリオ 1, 2 を通じて、厚生効果(ヒックスの等価変分)に関しては、マクロ・データしかない場合にはより新しい年次を元にした方が予測精度は高いが、マイクロ・データを利用できる場合には元の表の年次はあまり関係ない(図 3.3)。これは、等価変分を計測する元になっている消費パターンが、元の表の年次にかかわらずマイクロの情報が加えられることで完全に正しく更新されるために、その消費パターンに基づいて予測される厚生効果もほぼ正しく推定されるためであろう。予測誤差は、1995 年表をスケール調整だけして用いた場合(True(1995))が最大で、正しい予測に比べて半分か 1/3 程度になっている。しかしながら、予測誤差の量的な差こそあれ、いずれのシナリオでも厚生効果はすべて正または負であると質的に正しく予測されている。また、2000 年表をそのまま使った結果(True(2000))と、さらに 5 年前の 1995 年表を元にマクロ・データを用いて更新して用いた結果(Macro(1995))との間で予測誤差は大きく違わな

い。

図 3.3: シナリオ 1(左)とシナリオ 2(右)の厚生効果[単位: 10 億円]



4. まとめ

本研究では、産業連関表の推定誤差がどの程度のものになり得るのか、また、その推定誤差を持つ産業連関表を用いた応用一般均衡モデル分析がどの程度の予測誤差を持ちうるのかを、接続産業連関表を用いて示した。産業連関表の推定においては、より新しい年次を元にすると推定誤差が小さくなる。当然のこととして、古い年次の表をそのまま用いてモデル分析を行う場合よりも、最新年次に更新した表を用いた方が、ほとんどの場合でより高い予測精度をもたらす。マクロ・データしか用いないよりは、マイクロ・データを用いて更新した方がよい。こうした産業連関表の推定誤差が小さいほど、一般に応用一般均衡分析の予測誤差も小さくなる。しかしながら、いくらかの誤差はあっても、予測される厚生効果の符号に関しては正しく、部門別の生産量の変化の方向性についてもおおむね正確である。

推定手法が推定誤差と予測誤差に与える影響は複雑である。マクロ・データしか利用できない場合には、クロス・エントロピー法を用いると産業連関表の推定誤差を小さくすることができるが、マイクロ・データを用いて推定した場合にはその効果は大きくないか、(その程度は決して深刻なものではないものの、) 場合によっては推定誤差が大きくなることもある。さらに、シナリオ 1 の結果に見るように、マクロ・データを用いた場合にクロス・エントロピー法を用いることで産業連関表の推定誤差を小さくできるとしても、応用一般均衡モデル分析における予測誤差は逆に大きくなることもあることも示された。

ここでは、真の値として得られるデータはすべて 2005 年表から計算されたものであるとしたため、部分

的に得られる最新年次のデータ自体が誤差を持つ場合には、より大きな産業連関表の推定誤差を生み、したがって、ここで示したように、応用一般均衡モデル分析においてもより大きな予測誤差を生むことになるであろう。そうした場合には、Robinson et al. (2001)が提案するような、追加的な情報自体に誤差項を付加して産業連関表を推定することが精度を高める可能性がある。その意味で、本研究の結果は、推定誤差や予測誤差の最小値を示したものと考えるべきである。

精度の高い産業連関表の推定のためには、精度の高い最新のデータを詳細に収集しなければならない。(統計データ作成者ではない)モデル分析者にとって、この点で困難がある、あるいは、時間がかかることが予想されるならば、今ある産業連関表を用いて速報的な分析を行なうという選択肢は十分に意味を持ち、予測は量的にいくらかの誤差を含んだとしても質的には正しいと期待される。たとえば、自由貿易協定のような、その協定内容をこれから作り上げる段階であるために詳細が未定であったり、日々の交渉の中でさらに変化する可能性があったりする場合には、こうした速報的な分析には大いに実用的な価値があるであろう。

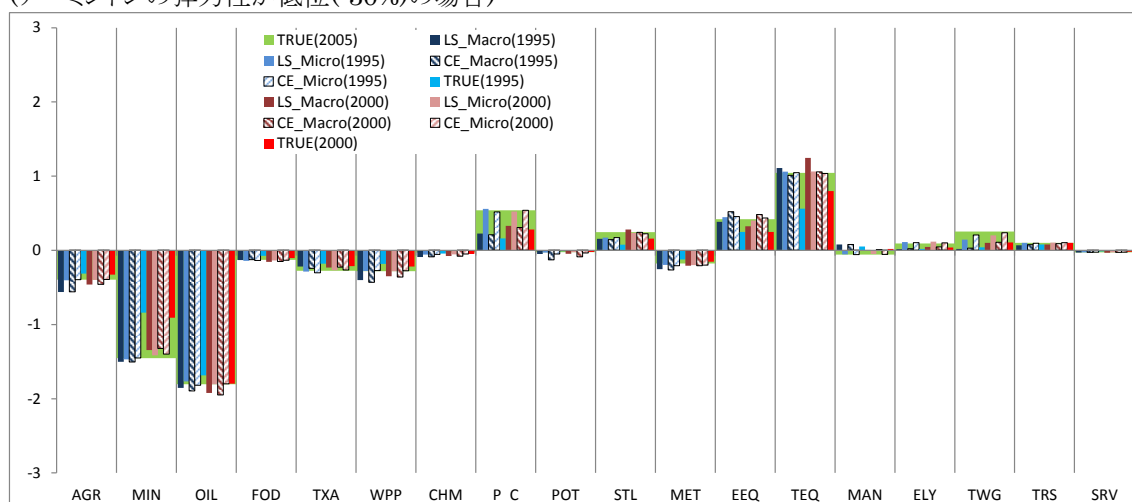
参考文献

- Armington, P. (1969) “A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production,” *IMF Staff Papers* 16(1), 159–178.
- Bonfiglio, A., Chelli, F. (2008) “Assessing the Behaviour of Non-Survey Methods for Constructing Regional Input-Output Tables through a Monte-Carlo Simulation,” *Economic Systems Research* 20(3), 243–258.
- Cardenete, M. A., Sancho, F. (2004) “Sensitivity of CGE Simulation Results to Competing SAM Updates,” *Review of Regional Studies* 34(1), 37–56.
- Golan, A., Judge, G., Miller, D. (1996) *Maximum Entropy Econometrics: Robust Estimation with Limited Data*, Wiley.
- Jackson, R. W., Murray, A. T. (2004) “Alternative Input-Output Matrix Updating Formulations,” *Economic Systems Research* 16(2), 135–148.
- Jalili, A. R. (2000) “Evaluating Relative Performances of Four Non-Survey Techniques of Updating Input-Output Coefficients,” *Economics of Planning* 33, 221–237.
- Miller, R. E., Blair, P. D. (2009) *Input-Output Analysis: Foundations and Extensions*, Second Edition, Cambridge.
- Robinson, S., Cattaneo, A., El-Said, M. (2001) “Updating and Estimating a Social Accounting Matrix Using Cross Entropy Methods,” *Economic Systems Research* 13(1), 47–64.
- 総務省(2011) 『平成 7-12-17 年接続産業連関表』
<URL: <http://www.stat.go.jp/data/io/071217.htm>>(2013 年 6 月 16 日アクセス)
- 細江宣裕, 我澤賢之, 橋本日出男(2004) 『テキストブック応用一般均衡モデリング』, 東京大学出版会.

付録 A: 感応度分析と予測誤差

通常の応用一般均衡分析で行われるように、ここでも Armington (1969)の弾力性について前後30%だけ変化させた場合に本文中の結論が影響を受ける程度を見る。シナリオ 1 の結果においては、おおむねどの部門についても、弾力性の大小にかかわらず本文中で指摘したような性質が表れている(図 A.1)。シナリオ 2 の結果を見ると、1995 年表を用いた場合に、化学(CHM)、窯業(POT)、鉄鋼(STL)部門の予測に質的な予測誤差が見られる以外は、やはりおおむね同様の結論を得る(図 A.2)。予測誤差率で見たケース間の比較についても、結論は質的に影響を受けない(表 A.1)。

図 A.1:シナリオ 1(関税率引き下げシミュレーション)の結果[生産量の基準均衡からの変化率($\frac{\Delta Z}{Z}$), %]
(アーミントンの弾力性が低位(-30%)の場合)



(アーミントンの弾力性が高位(+30%)の場合)

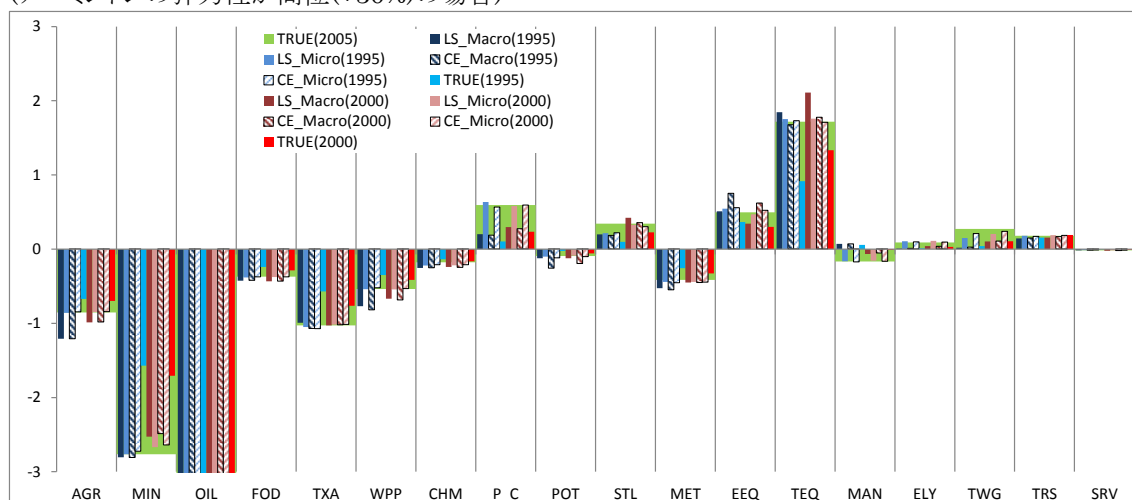
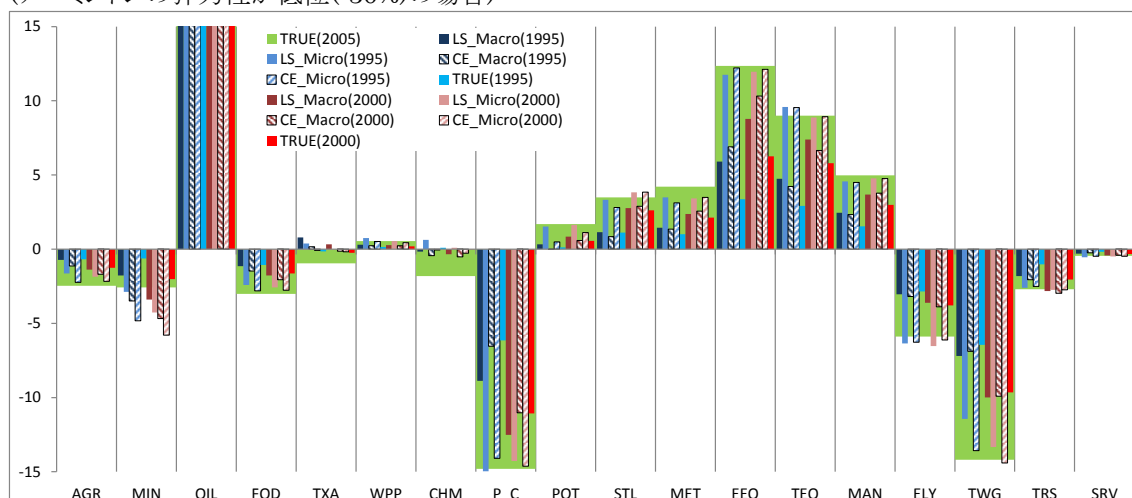


図 A.2: シナリオ 2(石油価格上昇シミュレーション)の結果[生産量の基準均衡からの変化率($\frac{\Delta Z}{Z}$), %]
(アーミントンの弾力性が低位(-30%)の場合)



(アーミントンの弾力性が高位(+30%)の場合)

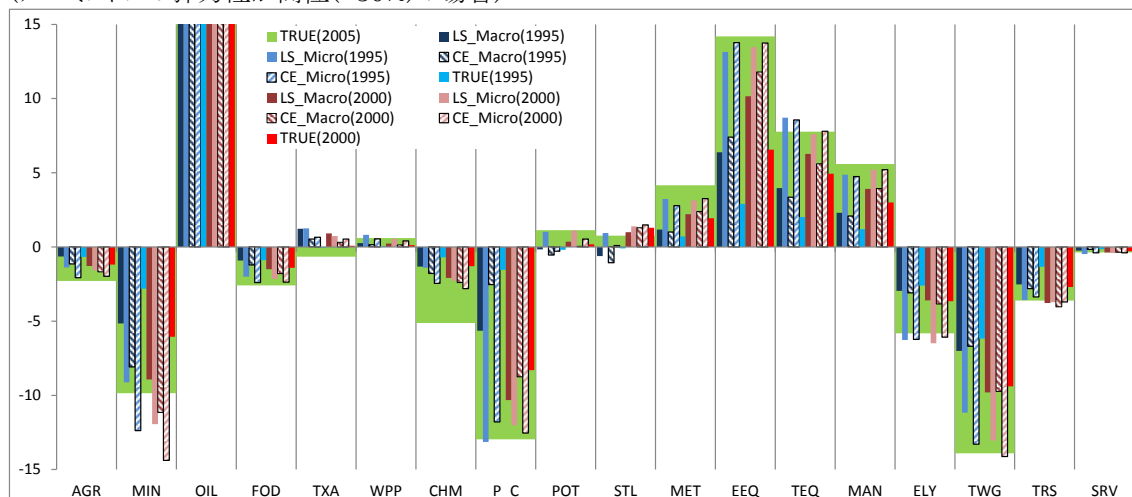


表 A.1: 予測された部門別生産量変化率($\frac{\Delta Z}{Z}$)の絶対誤差率の 18 部門単純平均[%]

	シナリオ 1			シナリオ 2			
	弾力性	低位	中位	高位	低位	中位	高位
LS_Macro(1995)		56.1	41.1	37.9	58.7	65.7	75.2
LS_Micro(1995)		14.5	10.4	9.8	26.8	29.4	34.5
CE_Macro(1995)		75.0	53.3	48.8	56.4	61.2	74.2
CE_Micro(1995)		17.7	10.9	9.6	25.5	27.3	34.3
True(1995)		53.4	51.8	53.6	67.5	69.9	74.6
LS_Macro(2000)		38.9	28.9	27.6	36.9	38.2	43.1
LS_Micro(2000)		10.6	7.2	6.6	21.2	22.8	28.6
CE_Macro(2000)		47.3	32.4	29.8	36.7	35.5	41.4
CE_Micro(2000)		10.4	6.0	5.1	23.0	23.2	29.4
True(2000)		35.4	33.4	34.9	42.8	44.2	49.8

注: 絶対誤差率 = $100 \left| \frac{\Delta Z}{Z} / \frac{\Delta Z^{true}}{Z^{true}} - 1 \right|$

Estimation Errors in Input-Output Tables and Prediction Errors in Computable General Equilibrium Analysis

August 12, 2013

Nobuhiro Hosoe*

Abstract

We used 1995-2000-2005 linked input-output (IO) tables for Japan to examine estimation errors of updated IO tables and the resulting prediction errors in computable general equilibrium (CGE) analysis developed with updated IO tables. As we usually have no true IO tables for the target year and therefore need to estimate them, we cannot evaluate estimation errors of updated IO tables without comparing the updated ones with true ones. However, using the linked IO tables covering three different years enables us to make this comparison. Our experiments showed that IO tables estimated with more detailed and recent data contained smaller estimation errors and led to smaller quantitative prediction errors in CGE analysis. Despite the quantitative prediction errors, prediction was found to be qualitatively correct. As for the performance of updating techniques of IO tables, a cross-entropy method often outperformed a least-squares method in IO estimation with only aggregate data for the target year but did not necessarily outperform the least-squares method in CGE prediction.

Keywords

Input-output tables; computable general equilibrium analysis; non-survey method; cross-entropy method

JEL Classification

D57; C68; C83

* Author correspondence: National Graduate Institute for Policy Studies, 7-22-1 Roppongi, Minato, Tokyo 106-8677, Japan. e-mail: nhosoe@grips.ac.jp.