

Title	H. O. Steckler, Forecasting with Econometric Models
Sub Title	
Author	鈴木, 諒一 (Suzuki, Ryoichi)
Publisher	
Publication year	1970
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.13, No.3 (1970. 8) ,p.101- 108
JaLC DOI	
Abstract	
Notes	
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-19700830-04050178

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the Keio Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

—— 論文紹介 ——

H. O. Steckler, Forecasting with Econometric Models

景気予測の問題は今日の資本主義経済計画にとって重要な役割を演ずるものであり、それだけに 1950 年の Klein の *Economic Fluctuations in U. S. A.* 以来、数多くの計量経済学的モデルが考察されてきた。ここに紹介する H. O. Steckler, *Forecasting with Econometric Models; An Evaluation*, (*Econometrica*, July-Oct, 1968) はアメリカ経済に関する主要モデルを比較し予測の精度を検定した点においてここに紹介する価値があると思う。Evaluation にあたって第 1 に区別すべきことは *ex ante* の予測と *ex post* の予測である。前者については予測の時点において外生変数とラグを附した内生変数の真の値は知ることができないから推計によらざるを得ない。観察される予測誤差はモデルの specification が不正確であるために生ずることもあり得るし、先決変数の推計に誤差を含んでいたために起ることもあり得る。これに対して *ex post* の予測の場合には、先決変数の実際の値を使用できるから、生じた誤差はモデルの不正確さのためだと云える。従って *ex post* の外挿を適用する方が、そのモデルの精度を検討する上においてはより良い結果を得るであろう。

モデル精度の評価にあたって生ずる第

2 の問題は次の如くである。実際の結果で *ex ante* 又は *ex post* の予測値が与えられたとき、その精度をどのようにして定めるか？ここに次のような択一的 criteria が使用される。(1) 予測が正確に行なわれた際の企業活動の転換点のパーセンテージ、(2) モデルの示す変化率と観察値の変化率の方向及び程度の差、(3) モデルの示す結果と *naive method* の差、真の転換点の数を数えることは以下の理由によって完全に適当とは云いがたい。即ち、第 1 に量的予測を使命とするモデルはその基準に従ってその可否を判定すべきであって、僅かな転換が起ったかどうかには注意を奪うべきではない。更に *miniscule decline* が起ったときに、モデルが *miniscule advance* を予告したとすれば、そのモデルは誤っていると判定されるであろう。(2) と (3) の方法の精度に関しては、例えば Theil が *Economic Forecasts and Policy* の中で示した不均等係数を適用することができる。即ち予測値と実際値を P, A で表わせば、

$$u = \sqrt{\frac{1}{n} \sum (P_i - A_i)^2} / \sqrt{\frac{1}{n} \sum P_i^2} + \sqrt{\frac{1}{n} \sum A_i^2}$$

で、 $0 < u < 1$ となるが、0 の場合には完

全な予測と云える。しかし、この他に $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$ 又は $\Delta P_t = P_t - A_{t-1}$ を問題にすることも考えられる。

このような見地から先ず Klein の A Post-War Quarterly Model, (Studies in Income and Wealth Vol. 28, 1964) がとり上げられる。これは Klein-Goldberger Model よりも、もっと aggregative でなく、三個の消費函数と三個の投資函数を含んでいるが、共に需要側の関係を示す方程式である。Klein-Goldberger Model では予測に際してアプリーオー information がこの方程式に適用できるように調整されるが、このモデルでは予想資料を用いることはない。実験期間は 1948 年第 1 四半期—1958 年第 4 四半期であり、1961 年第 2 及び第 3 四半期について ex ante の予測が可能であるが、sample prediction として 1953-54 及び 1957-58 年のサイクルについて ex post の予測を行なうことができる。1961 年の ex ante の予測としては経済が recession から回復している期間であり、このモデルはそれこそ正確に予測している。(第 1 表参照。) 第 2, 第 3 四半期の recession から

第 1 表

1961 年第 2 四半期の数字
(1954 年価格で 10 億ドル単位)

	実績	予測	誤差
耐久財消費	2.2	2.0	-0.2
非耐久財消費	1.0	1.5	+0.5
用役消費	1.4	1.4	0
設備投資	0.6	0	-0.6
建築投資	1.1	0.5	-0.6
在庫投資	6.1	1.7	-4.4
個人 GNP	11.8	8.2	-3.6
GNP 現在価格	15.3	10.0	-5.3
Capacity Rate(%)	0.4	0.1	-0.3

第 2 表

1953-54 年, 1957-58 年の GNP の
予測と実績 (1954 年価格 10 億ドル)

1953-54 年

四半期	実績	予測	誤差
I	334.72	334.72	—
II	338.87	337.64	-1.23
III	335.69	332.65	-3.04
IV	329.64	331.29	1.65
I	326.43	328.18	1.75
II	325.35	341.27	15.92
III	327.40	343.62	16.22
IV	335.33	349.23	13.90

1957-58 年

四半期	実績	予測	誤差
I	371.90	371.90	—
II	373.03	369.82	-3.21
III	373.24	367.90	-5.34
IV	366.76	368.94	2.18
I	353.72	365.98	12.26
II	355.02	378.10	23.08
III	360.25	388.62	28.37
IV	370.89	397.91	27.02

の回復の予測は正確であるが、第 1 四半期と第 2 四半期の間の成長については過少評価であった。1953-54 年と 57-58 年の予測については第 2 表に示す如くであり、53-54 年のサイクルについては、モデルは下降運動への転換を告げており、事実その通りであったが、底をつくとの予報は実際よりも一期早かった。

次に Maurice Liebenberg, Albert A. Hirsch and Joel Pokin, A Quarterly Econometric Model of the United States, (Survey of Current Business May, 1966) が引用される。この OBE モデルは 36 の構造方程式と 13 の定義式から成るが、Klein のモデルが 34 の方程式から成っ

ているのに比べて GNP を disaggregate したため、方程式の数が増加したのである。実験期間は 1953 年第 1 四半期から 64 年第 4 四半期であり、このモデルの評価は事後的予測によることになるが、1965 年の予測のみが過去のサンプル予測として利用できる。景気転換点の予測は実際の転換点より 1~3 期先行している。1965 年の事後予測結果は第 3 表の如くでフィットネスはかなり良いが、このような結果を得ることは実験期間のフィットネスから予測されたところであり、常数項についての前年の誤差を調整していけば、フィットがよくなるのは当然である。

第 3 表

OBE モデルと 第 2 種 Naive Model
の U 係数

	OBE	Naive
GNP(年々の時価評価)	0.05	0.32
GNP(年率, 不変価格 評価)	0.07	0.48
GNP(四半期, 時価評価)	0.22	0.31
GNP(四半期, 不変価格)	0.27	0.40

第 3 に Gary Fromm, *Inventories, Business Cycles and Economic Stabilization* (Inventory Fluctuations and Economic Stabilization, Part IV, 1962) pp. 37-133 がとり上げられる。このモデルには Duesenberry を中心としたスタッフが *Econometrica* に発表したモデルの修正で Fromm 自身もこのスタッフの一人であった。これは real 及び money term の 15 の方程式から成り、非線型及び歯止め型の方程式を含んでいる。第 1 の part において Aggregate demand component は全く独立して推計され、可

処分所得の推計は第 2 の part で行なわれる。今期の可処分所得の推計が行なわれた後に次期の GNP その他の変数が計算される。個人可処分所得は GNP から減価償却費, 間接税, 負債, 政府企業の剰余, 法人利潤, 在庫評価調整, 社会保障費を差引き, 補助金, 政府の振替支出, 利子, 配当等を加え, 税金その他の負担費を差引いたものと定義される。これらの各構成要素がモデルによって推計される。実験期間は 1953-60 年の四半期データである。実験期間中の方程式(可処分所得)のフィットネスはかなり良い。最大の誤差は 1960 年第 4 四半期の 36 億ドルである。一次階差をとったときの U の値は 0.15 で Naive Model の U の値 0.38 よりよい。1961-62 年に外挿した結果は第 4 表に示す如くであり、可処分所得につ

第 4 表

1961-62 年における Fromm Model の結果
可処分所得 (単位 10 億ドル, 時価)

期 間	計測値	実際値	誤差
1961 I	359.5	355.6	3.9
II	367.9	361.4	6.5
III	371.0	367.3	3.7
IV	377.6	374.2	3.4
1962 I	381.1	378.5	2.6
II	385.3	383.4	1.9
III	389.9	386.0	3.9
IV	393.9	390.4	3.5

いては凡て過大評価になっている。これは実験期間における fit の良さと対照的に Fromm の計測の後、多くの資料が改訂されたためである。(第 5 表参照。)

第 4 に、T. C. Liu, *An Exploratory Quarterly Econometric Model of Effective Demand in the Post-War U. S. Economy,*

第 5 表

Fromm Model における 間接税と企業負債の信頼度			
期 間	改訂前の データ	改訂後の データ	計測値
1960 I	45.3	45.6	44.2
II	45.9	46.6	45.3
III	45.5	46.5	45.5
IV	45.9	46.9	45.5
1961 I	45.7	46.9	45.3
II	46.4	48.2	46.0
III	47.5	49.7	46.8
IV	48.9	51.1	48.0

(共に時価, 単位 10 億ドル)

(Econometrica July, 1963) pp. 301-348
 がとり上げられる。実験期間は 1947 年
 第 3 四半期—1959 年第 4 四半期であ
 る。このモデルには monetary sector と
 非常に intensive な inventory sub-model
 とが含まれている。短期の価格変動は在
 庫変動の結果であることを強調し、サブ
 ・モデルにおいては、価格、現実の在庫、
 希望される在庫、及び均衡在庫の関係が
 説明される。Liu は 1961 年第 2 及び第 3
 四半期の ex ante 予測を示している。
 (第 6 表参照。)

第 6 表

1961 年第 2, 第 3 四半期における
 Liu Model の支出の計測値と実際
 値の比較 (1954 年価格, 単位 10 億ドル)

第 2 四半期

	実際の 変化	予測値 の変化
企 業 建 設	+0.2	-0.1
耐久的生産設備	+0.4	+2.2
住 宅 建 築	+1.1	+0.6
用 役 消 費	+1.4	+1.3
非耐久財消費	+1.0	+2.2
耐久財消費	+2.2	+2.4
在 庫 投 資	+5.9	+0.3

第 3 四半期

	実際の 変化	予測値 の変化
企 業 建 設	-0.2	-0.4
耐久的生産設備	+1.1	+2.7
住 宅 建 築	+1.1	+1.0
用 役 消 費	+1.4	+1.4
非耐久財消費	+1.9	+1.4
耐久財消費	+0.1	+1.0
在 庫 投 資	+1.1	-4.8

この結果は大体において満足すべきも
 のであるが、例外は在庫投資で大幅な過
 少評価となっている。第 1 表の Klein の
 ex ante の予測と比較すると共に在庫投
 資についての予測結果は良くないが、
 Liu モデルの方が誤差は多少大きい。消
 費については Liu モデルの方が良いが、
 設備投資については Klein の方が誤差は
 小さい。Liu モデルの ex post の外挿結
 果は、第 7 表に示す如くであるが、単一
 最小自乗法による予測の精度は良くない。
 転換点の予測もこの方法によっては
 良好に捉えがたい。特に生産者耐久設備
 と住宅建築が良くない。

第 7 表

1960 年第 2 四半期及び 1961 年第 1
 四半期における Liu モデルによる
 最小自乗法における予測と実際値の
 比較(変化, 1954 年価格, 単位 10 億ドル)

1960 年第 2 四半期

	A	P
企 業 建 設	0	0.1
生産者耐久設備	1.0	1.4
住 宅 建 築	-0.3	-0.2
用 役 消 費	1.8	1.3
非耐久財消費	2.0	1.4
耐久財消費	0.4	0.4
在 庫 投 資	-5.2	-9.4

1961 年第 1 四半期

	A	P
企業建設	0	-0.2
生産者耐久設備	-2.2	0.6
住宅建築	-1.0	0.4
用役消費	1.2	1.4
非耐久財消費	0.3	1.8
耐久財消費	-4.0	-1.5
在庫投資	-2.2	-2.6

第 5 にとり上げられるのは、Irwin Friend and Robert C. Jones, Short-run Forecasting Models Incorporating Anticipatory Data. (Models of Income Determination) pp. 279-326 である。このモデルは高度に aggregate され、水準よりも変化の予測に重点がある。即ち 4 個の方程式を使用するのみで、四半期又は半期のデータを使用し、実験期間は 1951-60 年、変数は共に 1954 年価格で表示される。実験期間中には四半期データを用いた場合、5 ないし 6 個のサイクルが正確に予測されると云う。1961 年、62 年の ex post の予測は第 8 表に示す如くであるが、変化の方向についての予測は正確である。1961 年第 1 四半期における消費と 1962 年における 2 方程式においては例外が起っているが 1962 年第 1 四半期の誤差は第 2 四半期の逆方向の誤差によって相殺されている。GNP の転換点の予測は正確であるが、その値については過少評価である。

第 6 に Irwin Friend and Paul Taubman, A Short Term Forecasting Models, (Review of Economics and Statistics Aug. 1964) pp. 229-236 がとり上げられる。このモデルは半期モデルであるが、Friend and Jones モデルと同様に非常に簡

第 8 表

Friend-Jones モデルによる 1961 年及び 1962 年の予測と実績
(1954 年価格, 10 億ドル)

第 1 四半期

1961	P	A
消費の増分	1.0	-0.6
住宅建築の増分	-0.2	-1.3
設備投資の増分	-1.5	-2.1
在庫投資の増分	-2.8	-2.3
ΔY	-0.6	-3.8
1962		
ΔC	3.1	3.3
ΔH	0.3	-1.5
$\Delta P \& E$	0.5	0.1
ΔI	-1.3	0.5
ΔY	3.9	4.0

第 2 四半期

1961	P	A
消費の増分	3.2	4.3
住宅建築の増分	0.3	0.9
設備投資の増分	0.2	0.5
在庫投資の増分	3.3	5.0
ΔY	6.6	10.0
1962		
ΔC	2.8	3.0
ΔH	-0.2	1.7
$\Delta P \& E$	0.8	1.4
ΔI	1.1	-2.2
ΔY	4.3	3.4

単なモデルで、1953-60 年を実験期間とし、変化の予測を行なう。実験期間中に GNP の 5 個ないし 6 個のサイクルが予測され、その結果は正確であった。例外は 1960 年の後退期と、1954 年の第 2、第 3 四半期である。1959 年第 4 四半期から 1960 年第 1 四半期の誤差は鉄鋼ストによって起ったものである。期間外の子

第 9 表

Friend & Taubman 予測と実績 (単位 10 億ドル)

	IV 1960 - I 1961		I 1961 - II 1961		II 1961 - III 1961	
	P	A	P	A	P	A
Y	1.0	-5.6	3.2	0	11.3	11.3
C	3.1	-0.5	3.5	1.8	6.3	4.8
I	-4.0	-6.0	-1.6	-1.4	3.6	5.0
H	-0.7	-1.0	0.3	-0.9	1.1	0.9
PE	-0.9	-1.4	-1.7	-1.8	0.6	0.1
	III 1961 - IV 1961		IV 1961 - I 1962		I 1962 - II 1962	
	P	A	P	A	P	A
Y	19.7	18.1	20.6	18.6	16.9	14.1
C	9.7	6.5	10.3	7.7	9.1	7.6
I	4.9	5.9	2.6	4.4	1.0	1.4
H	1.7	2.2	1.2	0.8	0.8	-0.1
PE	1.5	1.5	2.6	1.4	2.4	1.4

(以下略)

測については第 9 表に示されているが、1960 年第 4 四半期—1961 年第 1 四半期を除いて GNP の予測結果はかなり良好である。U 係数については第 10 表に示す如くであるが、かなり小さい。例外は消費支出で naive 予測の方が良いが、反面住宅方程式の予測は naive 予測よりよい。その後資料が改訂されたので方程式を組み直すと次のようになる。

第 10 表

Friend-Taubman Model の事後的予測と Naive 予測との U 係数

	モデル	Naive
G	0.11	0.21
N		
P		
消費	0.16	0.13
住宅	0.50	0.55
在庫投資	0.21	0.47
設備投資	0.19	0.38

$$\Delta \bar{y} = 8.28 + 1.37 \Delta G' + 5.05 \Delta PE^* \quad (0.26) \quad (0.62)$$

$$- 3.36 I_{-1} + 0.50 \Delta y_{-1} + 0.028 \Delta C_{-1}, \quad (0.33) \quad (0.21) \quad (0.46)$$

$$R^2 = 0.88$$

$$\Delta C = 2.38 + 0.32 \Delta \bar{y} + 0.13 \Delta C_{-1}, \quad (0.05) \quad (0.11)$$

$$R^2 = 0.72$$

$$\Delta H = 0.23 + 0.04 (\Delta \bar{y} - \Delta y_{-1}) + 0.82 \Delta HS_{-1} - 0.22 \Delta PE^*, \quad (0.01) \quad (0.08) \quad (0.06)$$

$$R^2 = 0.90$$

$$\Delta PE = -0.53 + 1.01 PE^* + 0.026 (\Delta \bar{y} + \Delta y_{-1}), \quad (0.10) \quad (0.012) \quad R^2 = 0.94$$

$$\Delta I = 0.11 + 0.225 \Delta \bar{y} - 0.78 I_{-1}$$

$$+ 0.94 \Delta PE^*, \quad R^2 = 0.89$$

C 消費支出 H 非農家家屋建築

PE 設備投資 I 在庫投資

G' 政府支出+純輸出額

y GNP

 $\bar{y}$ 誘導形による y の計算値

凡てのデータは 1958 年価格で表わされる。これより U 係数を求めると第 11 表のようになる。Friend-Taubman 本来のモデルは実験期間中 5 ないし 6 個の転換

第 11 表

Friend-Taubman モデルの U 係数

ΔC	0.20
ΔH	0.22
ΔPE	0.17
ΔI	0.24

点を予測して成功したが、 ΔC については 1953 年の不況の際、過大評価となっているし、これに続く期間では過少評価になっている。他の方程式のフィットは良いから、このモデルの問題点は消費函数にある。その重相関係数は他の方程式よりも小さく、二つの回帰係数の中の一つは統計学的に有意でない。更に U 係数

は naive 予測の結果よりも大きい。修正されたモデルの 1965 年の予測結果は第 12 表に示されているが、実際の変化に比べて過少評価となっている。GNP の変化が現実値の方が大きいのは農業投資と非居住用固定設備投資を無視したためである。 Δy と前期の在庫投資との間にはかなり高い負の相関がある。正常状態においては GNP に比べて異常に高い在庫の蓄積は、計画外の在庫投資の存在を意味するから、続く諸期間の生産を減少させる効果を持つ。しかしストライキの影響を見越し、或いはその余波で在庫が異常に多くなった時では、前期在庫の持

第 12 表

Friend-Taubman モデルによる予測と実績

	IV 1964 + I 1965		I 1965 + II 1965		II 1965 + III 1965	
	P	A	P	A	P	A
ΔC	6.88	7.90	5.33	11.25	2.72	12.25
ΔH	-2.28	-0.60	0.67	0.50	-0.78	0.10
ΔPE	2.64	3.20	2.22	2.40	1.34	2.70
ΔI	0.40	3.30	-1.36	1.85	-5.45	-1.65
$\Delta G'$	-3.05	-3.05	-0.95	-0.95	1.95	1.95
y	4.6	11.95	4.6	16.95	-0.2	17.05

ち越しによって y が減少すると考えるべきである。このような事態の説明をこのモデルによってなすことには困難がある。このような事態における在庫の蓄積に対してはモデルは敏感すぎる。

かくてこれらの結果を総合するに、Klein モデルは U テストにおいて naive 予測に劣り、転換点の予測にも問題がある。OBE モデルは Klein モデルの変形であるが、U テストにおいては改善されているが、実質 GNP と名目 GNP の結合に問題がある。Fromm モデルは実験

期間中の実質可処分所得のフィットは良いが、ex post の予測結果は良くない。Liu モデルは全体としては 1961 年の予測に成功しているが、個々の構造方程式についてみると 1960 年の下への転換の予測に失敗している。Friend Jones モデルと Friend Taubman モデルは本質的に類似のものであり、後者における U テストの結果は良好であるが、1965 年の予測結果は良くない。即ち完全に成功した計量経済学モデルはないのである。

以上が Steckler の見解であるが、これ

には次の二つの疑問が残るのは止むを得ない。(1)モデルの良否を統計学的予測の可否のみによって判断し、政策モデルとしての意味について言及していないこと。各モデルには予測の他にそれぞれの目的があって内生変数を選んだと考えられるが、これらの経済学的意味については検討を加えていない。従ってこのモデルの良否の判定は一つの側面からだけの

検討だと云われても仕方がない。

(2) ex post の予測期間が統一されていない、モデルによってバラバラであるため、U検定の数値等について必ずしも同一基準で比較しがたいこと。

この二点を考えると、この Survey は興味ある結果ではあるが十分とは言いがたいものがある。 [鈴木 諒一]