

經濟論叢

第159卷 第5・6号

R.モールの社会概念(1).....	長屋政勝	1
日韓接続産業連関分析.....	中島章子	27
味の素の国際マーケティング(1).....	太田真治	48
1950-60年代日本自動車工業における 技術導入過程の史的數量分析(2).....	矢野剛	65
日本の企業金融制度の効率性.....	黄圭燦	78
鉄鋼業における硫黄酸化物排出削減への 各種環境政策手段の寄与(1).....	松野裕	100
中国地域間の雇用成長格差の動向と 人口移動パターンの変動.....	戴二彪	121

学会記事

平成9年5・6月

京都大學經濟學會

1950-60年代日本自動車工業における 技術導入過程の史的數量分析(2)

——戦後日本經濟發展に対する適正技術論の有効性の検証——

矢 野 剛

この(2)では、(1)において整備されたモデルとパネルデータを用いて、具体的に回帰分析を行う。そして、その結果にもとづき、戦後日本自動車工業の技術導入過程において、導入技術の適正化が生じていたか否かという問題に結論を導き出す。

V 分 析 手 法

使用するデータがクロスセクションデータの性格も併せ持つパネルデータであるため、ここで使用する回帰モデルを一般的に線形モデルにおいて書くと

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$i=1, 2, \dots, I$ はデータの各經濟主体ナンバー

$t=1, 2, \dots, S$ はデータの時系列ナンバー

ε_{it} は誤差項 (太字はベクトル)

つまり各經濟主体=この場合は企業、の個別性は u_i によって定数項の違いとして表現され、係数パラメーター β は各主体について共通であることにする。

このことの經濟理論的含意は分析期間において、各企業はヒックス中立的な技術格差しか持たないという仮定を置くことである。

この個別効果 u_i の取り扱い方に2とおりの方法がある。この方法によって(3)式の回帰分析は2つのやり方に分かれる。

ひとつは u_i を確率変数ではなく固定した数だと考える方法である。これを固

定効果モデルとよぶ。この場合は独立変数に各経済主体を表すダミー変数をつけて、(3)式は

$$y_{it} = \alpha + \alpha_2 D_2 + \dots + \alpha_1 D_1 + \beta' x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

ここで D_i はダミー変数

となる。なおこの(4)式では、 D_1 は常に $D_1=1$ になるダミー変数であるので、式のなかに明示的にはあらわされない。

いまひとつの方法は u_i を確率変数であると考えた方法である。これを変量効果モデルとよぶ。そうすると

$$\varepsilon_{it} + u_i = w_{it}$$

はある種の形の誤差項であると考えられる。そこで(3)式を

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + w_{it} \quad (3')$$

と読み替えて、一種の一般化最小二乗法 (GLS) によるパラメーター推定を行えばよいのである。

今回は上の両方のモデルを使用するが、変量効果モデルの使用については一つ問題がある。それは個別効果 u_i が確率変数であるため、その他の独立変数と相関を持つおそれがあることである。その場合には(3')式にもとづくGLSは一致性を持たず、モデルのスペシフィケーション・ミスが生じていることになる。このようなスペシフィケーション・ミスの有無をみるテストとして次の Hausman 検定が用いられる。すなわちスペシフィケーション・ミスが無いという帰無仮説のもとで

$$W = (b_F - b_R)' [Var(b_F) - Var(b_R)]^{-1} (b_F - b_R)$$

b_F は固定効果モデルによる推定値ベクトル

b_R は変量効果モデルによる推定値ベクトル

は自由度 K (K はパラメーターの数) の χ^2 分布にしたがう。このテストにもとづき変量効果モデルの採否を決める。

以後、表示簡略化のため個別効果をあらわす項は暗黙のうちに除外して、モデルおよびパラメーター推定結果を書くことにする。

まずアッセンブリーメーカーから検討してみることにしよう。

多重共線性への対応のために先の(2)式のトランスログ生産関数に、 $\alpha_T=0$ の制約を加えた¹⁾。

$$(a) \quad \alpha_T=0, \beta_{KL}=-\beta_{KK}=-\beta_{LL}$$

の制約を(1)式に対して仮定する。

なおこの制約(a)を帰無仮説とするF検定のF値は固定効果モデルでは自由度(3, 33)で1.85(P値 0.15)で変量効果モデルでは自由度(3, 38)で1.98(P値 0.13)で帰無仮説は5%水準で棄却されない。

制約(a)のもとで生産関数は

$$\ln Y = \alpha_0 + \alpha_K \ln K + \alpha_L \ln L + 1/2\beta_{KL}(\ln K - \ln L)^2 + \beta_{KT}(\ln K)T + \beta_{LT}(\ln L)T + 1/2\beta_{TT}T^2 \quad (5)$$

となる²⁾。(5)式にもとづき、固定効果モデルおよび変量効果モデルによる回帰を行う。

次に操作変数を使用した推定を行う。すなわち K を含む自乗項および相乗項を、ネット資本ストック G および(2)式にあらわれる変数に回帰させ、その理論値を操作変数とする2段階最小二乗法(2SLS)を行う。なぜなら、本稿においては、ポピュラーな費用関数から生産構造の技術的特性をみるというアプローチをとらず生産関数を直接推定している³⁾。そのためデータ上の問題として資本ストックの正確な算定という困難な問題を必然的に抱えることになり、しかも扱っている期間が1950年代を中心とする歴史時代であるため、資本ストックの測定誤差(measurement error)の恐れはさらに高くなる⁴⁾。資本

1) タイムトレンド T の項と、資本ストック K を含む項が多重共線性をひきおこしているおそれがあり、そのために各項の t 値が有意にならないため、このような仮定を加えた。

2) $1/2\beta_{KL}$ の前の正負の記号は(2)式と逆にしても論考上差し支えないものと考え、(5)式のようにした。

3) その理由は、実際的には費用関数を推定するためのデータが入手困難であるためと、理論的には費用関数から技術的構造をみようとするアプローチそのものが、完全競争市場のもとでの企業の利潤極大化行動、という先験的な仮定を追加したうえで成り立つものであり、生産関数アプローチよりも制約の大きいものであるためである。

4) なおこれは現在の途上国経済の研究にも共通する問題である。

第3表 アッセンブリーメーカー生産関数の推定結果(式(5))

	固定効果モデル		変量効果モデル	
α_K	-3.99 ^b	(-2.40)	-4.26 ^a	(-2.64)
α_L	3.71 ^b	(2.23)	4.31 ^a	(2.87)
β_{KL}	0.73 ^a	(2.62)	0.79 ^a	(2.94)
β_{KT}	-0.11 ^a	(-2.91)	-0.11 ^a	(-3.07)
β_{LT}	0.22 ^a	(3.04)	0.21 ^a	(3.20)
β_{TT}	0.036 ^b	(1.99)	0.031 ^b	(1.74)
\bar{R}^2	0.8991		0.8918	

(注) () 内はt値。 \bar{R}^2 は自由度修正決定係数である。aは1%水準、bは5%水準で有意であることを示す。

α_0 は個別効果項の一部となるため、推定結果はここには記さない。

操作変数を使ったアッセンブリーメーカー生産関数の推定結果

	固定効果モデル		変量効果モデル	
α_K	-5.00	(-2.32)	-5.60	(-2.68)
α_L	4.77	(2.23)	5.62	(2.88)
β_{KL}	0.90	(2.50)	1.01	(2.93)
β_{KT}	-0.10	(-2.47)	-0.10	(-2.66)
β_{LT}	0.20	(2.64)	0.20	(2.87)
β_{TT}	0.022	(1.02)	0.015	(0.70)
\bar{R}^2	0.9142		0.9092	

(注) () 内はt値。 \bar{R}^2 は自由度修正決定係数である。

2SLSによる操作変数法を用いた推定値は、t分布には従わないため、ここではt検定は行わない。

ストックの測定誤差に起因する悪影響を回避するために2SLSによる操作変数を使用した推定を試みるものである⁵⁾。当然これも固定効果モデル、変量効果モデル両方について行う。

そしてパネルデータを使用する際に懸念されるグループワイズの分散不均一性を考慮するために次のようなBreusch-Paganの分散不均一性の有無に関する

5) ただし、このような対処法は、測定誤差が期待値0の確率変数としてあらわれた際に、その確率変数と誤差項が相関を持つことにより生ずるパラメーター推定値の一致性の喪失に対処するものであって、すべての測定誤差に対処できるわけではない。

るテストを行う。

個別主体（企業）が I 個あるとすれば、 \hat{u}_{it} を生産関数回帰式の残差として

$$\hat{u}_{it}^2 = C + \gamma_2 D_2 + \gamma_3 D_3 + \dots + \gamma_I D_I + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

ここで $D_i (i=2 \dots I)$ は企業毎のダミー変数

という回帰を行う。ここでも先と同じように、 D_1 は常に $D_1=1$ になるダミー変数であるので、式のなかに明示的にはあらわされない。

帰無仮説は

$$H_0: \gamma_2 = \dots = \gamma_I = 0$$

である。これは LM 検定の一種であり、 H_0 のもとで、(6)式の決定係数を R^2 とすると nR^2 は自由度 $I-1$ の χ^2 分布に従う。

分散不均一性が検出された場合は(6)式の \hat{u}_{it} の理論値をウェイトとして加重最小二乗法 (WLS) を行うこととする。ただしアッセンブリーメーカーについてはこの検定の結果は自由度 5 の χ^2 値が固定効果モデルで 6.47 (P 値 0.26)、変量効果モデルで 6.05 (P 値 0.30) であり、5%水準で帰無仮説は棄却されず、分散不均一性は検出されなかった。後述の部品メーカーについても同じテストを行う。

先と同じく部品メーカーについても、多重共線性への対応のために先のトランスログ生産関数(2)式に、 $\alpha_T=1.04$ の制約を追加して

$$(b) \quad \alpha_T = 1.04, \beta_{KL} = -\beta_{KK} = -\beta_{LL}$$

という制約を(1)式に対して置こう。(a)とは違った制約(b)を置く理由は、(a)はF検定において5%水準で検定をパスしないためである。また α_T の値を上記のように仮定する根拠は、(1)式の固定効果モデルにおけるOLSによる α_T の推定値にある。また個別効果を確率変数として処理する変量効果モデルは Hausman 検定の P 値が 0.0093 で説明変数と個別効果項を含む誤差項が相関をおこしている恐れが大きく採用できない。

さらに Breusch-Pagan の分散不均一性テストの LM 検定の P 値が 0.021 であり、分散均一の帰無仮説は 5%水準で棄却されるためパラメーターの推定方

第4表 部品メーカー生産関数の推定結果(式(7)) (推定法; WLS)

	固定効果モデル		変量効果モデル	
α_K	-4.16 ^a	(-4.48)		
α_L	4.22 ^a	(4.47)		
β_{KL}	0.82 ^a	(5.20)		
β_{KT}	-0.20 ^b	(-6.25)		
β_{LT}	0.25 ^a	(4.04)		
β_{TT}	0.0094	(0.43)		
\bar{R}^2	0.9881			

(注) () 内は t 値。 \bar{R}^2 は自由度修正決定係数である。 a は 1% 水準, b は 5% 水準で有意であることを示す。

操作変数を使った部品メーカー生産関数の推定結果 (推定法; WLS)

	固定効果モデル		変量効果モデル	
α_K	-5.14	(-2.36)		
α_L	3.70	(1.87)		
β_{KL}	0.83	(2.43)		
β_{KT}	-0.29	(-5.12)		
β_{LT}	0.49	(3.77)		
β_{TT}	0.021	(0.61)		
\bar{R}^2	0.9733			

(注) () 内は t 値。 \bar{R}^2 は自由度修正決定係数である。

法としてはWLSを採用する。なおこの制約(b)を帰無仮説とするF検定のF値は固定効果モデルで自由度(3, 35)で0.72(P値 0.54)で帰無仮説は5%水準で棄却されない。

制約(b)のもとで生産関数は

$$\ln Y = \alpha_0 + \alpha_K \ln K + \alpha_L \ln L + 1.04643T + 1/2\beta_{KL}(\ln K - \ln L)^2 + \beta_{KT}(\ln K)T + \beta_{LT}(\ln L)T + 1/2\beta_{TT}T^2 \quad (7)$$

となり, この(7)式にもとづき回帰を行う。

やはり各 T 時点において生産関数は $\{(\alpha_K + \alpha_L) + (\beta_{KT} + \beta_{LT})T\}$ 次同次になる。データは11社×5年間のパネルデータであるから $T=1 \dots 5$ である。

また2 SLSによる操作変数を使用した推定も行う。

VI 結 果

技術進歩バイアスの指標として注目される β_{KT} , β_{LT} の符号もアッセンブリーメーカー、部品メーカーとも β_{KT} は負、 β_{LT} は正であり、 t 値も十分に高い水準にある。すなわち戦後技術導入期における技術進歩の性質は、アッセンブリーメーカーにおいても部品メーカーにおいても、明確に資本節約的かつ労働使用的なものであったということである⁶⁾。この結果はアッセンブリーメーカーにおいては、通常の固定効果モデル、変量効果モデル、2 SLSによる操作変数を使用した固定効果モデル、変量効果モデルすべてに共通し、部品メーカーにおいても通常の固定効果モデル、2 SLSによる固定効果モデルのどちらにも共通している。なお対照的な推定結果として参考までに、技術導入期を過ぎ自律的な技術進歩の時期に入ったと考えられる1894—1935年における日本綿紡績業の(2)式によるOLS推定値を付しておいた。 β_{KT} , β_{LT} の正負が逆になっているのが読みとれるであろう⁷⁾。

6) もう一つの技術進歩の性質を調べるテストとして、技術進歩が要素増大的かつ増大率一定であるように、技術項 T の入った生産関数が $Y=f(e^{AT}K, e^{BT}L)$ と特定化できるという前提のもとで (e は自然対数)、 $A-B>0$, $A=B$, $A-B<0$ のいずれが成立するかによって、資本に体化された技術進歩と人間に体化された人的資本による技術進歩のどちらが大きかったかを検証するというものが考えられる。そのテストを、アッセンブリーメーカーにおいて、定式化としては(1)式で行った。そこでワルド検定の結果、増大率が一定の要素増大的技術進歩の仮説は受容され、 $A-B>0$ が有意に成立することが確かめられた。資本節約的かつ労働使用的技術進歩のより具体的な姿が、何らかの人的資本の急速な増大によるものであることを示唆する結果である。

7) この時期は日本技術史上有名な、ミュール紡績機からリング紡績機への「労働使用的な」技術進歩(1)先出の Otuka, Ranis, and Saxonhouse [1988] 参照) が終わった後の時期である。ただし、技術進歩のバイアスの方向を参考としてみる場合に、技術進歩の主たる原動力が自国内での技術革新にあるか否かといった問題とは別に、この時期の日本経済がいわゆる転換点をむかえた後であったかどうかという問題も検討されねばならないだろう。(1)先出の南 [1970] によれば、戦前日本は転換点をむかえる以前であるから、1894—1935年といった期間に日本綿紡績業がこのような技術進歩バイアスを持つのは誘発的技術進歩の議論と矛盾することになるが、同じく(1)先出の安場 [1980], Fei and Ranis [1981] によれば日本経済は戦前にも転換点を持っており、それは1900年頃、あるいは第一次世界大戦の時期であるから、先の時期はおおむね転換点以降の労働過剰が解消された時期になっていると言える。それならば先のような技術進歩バイアスの発生は全く自然なものである。ここではこの安場説を採用する。

第5表 1894-1935の日本綿紡績業の生産関数の推定結果(式(2))

(参考)

(推定法: OLS)

固定効果モデル			変量効果モデル	
α_0	0.16	(0.10)		
α_K	1.50	(6.52)		
α_L	-0.40	(-2.91)		
α_T	0.33	(4.17)		
β_{KL}	1.74	(5.44)		
β_{KT}	0.023	(1.54)		
β_{LT}	-0.057	(-4.64)		
β_{TT}	0.0021	(1.71)		
\bar{R}^2	0.9938		D-W	1.1066

(注) () 内は t 値。 \bar{R}^2 は自由度修正済決定係数であり、D-Wはダービンワトソン比を示す。

(資料) この式の回帰のために使ったデータの出所は、大川一司他(1979年)、『長期経済統計:11 繊維工業』, 東洋経済新報社, である。

いまひとつ最適生産規模の推移を表す生産関数の同次性係数 $N(T)$ の推移は、付表2に示されているようにアッセンブリーメーカーの4種類のモデル、および部品メーカーの通常の固定効果モデルにおいては、ほぼ0次同次に近い水準から次第にその同次性の水準を上げてきているという結果になっている。これをもう少し統計学的に裏付けることを試みる。すると $\beta_{KT} + \beta_{LT} = 0$ (対立仮説は > 0) を帰無仮説とするF検定のP値はアッセンブリーメーカーで0.0038 [通常の固定効果モデル]、0.0019 [通常の変量効果モデル]、部品メーカーで0.10 [通常の固定効果モデル] である。したがって部品メーカーの検定結果にはやや不安を残すものの、おおまかに言って同次性係数 $N(T)$ は次第に上昇する趨勢にあったと言えよう。また $\alpha_K + \alpha_L = 0$ を帰無仮説とするF検定のP値は、アッセンブリーメーカーにおいては0.49 [通常の固定効果モデル]、0.69 [通常の変量効果モデル]、部品メーカー [通常の固定効果モデル] においては0.82である。したがって $N(T)$ の値は推定値をそのまま使うと、技術導入期初期にはマイナスの値になっている時期もあるが、統計学的に

第6表

アッセンブリーメーカー生産関数
同次性の推移 (固定効果モデル)

年度	同次性係数
1	-0.1755
2	-0.0707
3	0.0340
4	0.1387
5	0.2435
6	0.3483
7	0.4531
8	0.5579

アッセンブリーメーカー生産関数
同次性の推移 (変量効果モデル)

年度	同次性係数
1	0.1496
2	0.2503
3	0.3509
4	0.4516
5	0.5523
6	0.6530
7	0.7537
8	0.8544

アッセンブリーメーカー生産関数
同次性の推移 (2 SLS固定効果モデル)

年度	同次性係数
1	-0.1273
2	-0.0271
3	0.0730
4	0.1733
5	0.2735
6	0.3737
7	0.4740
8	0.5742

アッセンブリーメーカー生産関数
同次性の推移 (2 SLS変量効果モデル)

年度	同次性係数
1	0.1232
2	0.2227
3	0.3222
4	0.4217
5	0.5212
6	0.6207
7	0.7202
8	0.8197

部品メーカー生産関数
同次性の推移 (固定効果モデル)

年度	同次性係数
1	0.1064
2	0.1607
3	0.2151
4	0.2694
5	0.3237

部品メーカー生産関数
同次性の推移 (2 SLS固定効果モデル)

年度	同次性係数
1	-1.2427
2	-1.0437
3	-0.8448
4	-0.6459
5	-0.4470

はマイナスであるという仮説をほぼ棄却できることがわかり、生産関数の同次性が初期には0に極めて近い水準から始まりながらも、プラスの値をとると言う理論的要請を満たしていることになる。

ただし部品メーカーの同次性係数 $N(T)$ の値はかなり大きなマイナスの値をとっており、この意味で理論的要請を満足させられないのが気にかかるところである。

VII 結 論

分析対象となった時期の技術進歩バイアスが、労働使用的かつ資本節約的なものであったということは、技術導入→消化吸收の過程において導入技術の適正化は明確に起こっていた、ということである。すなわち単純に新式設備機械の導入がこの時期の日本自動車工業の技術力、生産性、国際競争力の向上につながったわけではないのである⁸⁾。このような先進国からの導入技術を、途上国の状況に適應させるための技術革新（マイナーイノベーション）の具体的なイメージとしては、(1) 先出の塩地 [1994] の指摘するような歴史的制約条件からやむなく生み出された資金節約型少量生産技術としての、初期トヨタ・システムの成立の様なものが考えられる⁹⁾。

ここで重要なことは、経営学者や自動車産業の専門家が特殊なもののみならずがちなトヨタ生産システムの構築のような動きは、初期においてはその他の自動車アッセンブリーメーカーにも共通したものであり、さらには従来あまり研究がなされていなかった部品企業においても初期トヨタ・システムのような導入技術適正化が行われていた、ということである。

もう一步突っ込んで言うならば、トヨタ・システム自体が、その初期においては、世界史的にみても、途上国が先進国からの導入技術を消化吸收してゆく

8) 1950—60年代前半の日本自動車工業の生産性の向上については(1)先出の藤本・ティッド [1993] 46ページ参照のこと。

9) ただし私は塩地 [1994] とは違って、このような初期トヨタ・システム=適正技術に、途上国のおかれた環境での生産性向上をもたらすものとして、より積極的な評価を与えたい。

際にしばしば生じた現象＝導入技術の適正化、の一事例にすぎない可能性が示唆されているのである。勿論、導入技術の適正化がひとつのイノベーションである、という見方からもわかるように、適正化それ自体が、導入技術受け入れ側のかかなりの高さの技術水準を前提としてなされるものである。事実、戦後日本自動車産業において導入技術適正化がなされたのは、しばしば指摘されるような戦時期における技術の蓄積に負うところの大きいものであり、必ずしもこの途上国においても導入技術適正化が起こるとは言えないであろう。この問題に対する明確な解答を与えることは、今後の実証研究に課せられた課題である。

次に規模の経済性＝最適生産規模は、生産関数の $N(T) = \{(\alpha_K + \alpha_L + (\beta_{KT} + \beta_{LT})T)\}$ 次同次性の動向に示されるように、最適生産規模の小さな状態から次第に最適生産規模を上げてゆく方向に向かっており、最適生産規模が次第に拡大していっている様子がうかがえる。いうなればそれは、後発国の産業が技術導入により起ち上がった当初の0次同次の世界から、新古典派的な1次同次の世界へ移行してゆく姿である。したがって最適生産規模の面からみた導入技術への対応は、導入した技術をマイナーイノベーションにより適正化してゆくというよりも、当初より市場の規模にみあった適正な少量型生産技術を選択しつつ技術導入を行ったというのが正しい見方であろう。このこと自体は既に記述的なスタイルをとった先行諸研究により明らかにされている事実であるが、生産関数アプローチによる數量分析が現実をよく反映しているという意味において、歴史ないしは産業研究において數量分析を行うことに正当性を付与するものである。

ただしアッセンブリーメーカーのみならず、部品メーカーにおいても、この面でも同じ現象が起こっていたというファクトファインディングは新知見に属すると言えよう。

以上の記述からもわかるように、おおよその結論は自動車アッセンブリー業界、部品業界に共通したものであり、技術導入期が両者ではおおよそ平均して

5年ほどのずれがあるにもかかわらず両者の技術導入→適正化過程には際違った違いは見いだせない。また当時、両者とも、政府による特別償却、開銀特別融資等の産業保護育成政策の対象となっていたが、それらの政策にともなう生産要素価格のディスティーションによる悪影響は現れていないものと思われる。しかし、この点についての精確な結論の提示は、後日の実証研究の結果を待たねばならない。

参考文献

- Blumenthal, T. (1976), "Japan's Technological Strategy", *Journal of Development Economics*, 3, pp. 245-255.
- Dahlman, C. J. and Sercovich, F. C. (1984), "Exports of Technology from Semi-industrial Economies and Local Technological Development", *Journal of Development Economics*, 31, pp. 63-99.
- Fei, J. C. H. and Ranis, G. (1981), "Factor Proportions and Choice of Technology: The Japanese Experience: Comment", *Economic Development and Cultural Change*, 29, no. 4, pp. 841-844.
- 藤本隆宏・ジョセフ・ティッド [1993年7月, 10月], 「フォード・システムの導入と現地適応: 日英自動車産業の比較研究(1)(2)」, 東大『経済学論集』, 第59巻, 第2号, 第3号, 36-56ページ, 34-56ページ。
- 藤野正三郎・藤野志朗・小野 旭 [1979年], 「長期経済統計: 11 繊維工業」, 大川一司他編, 東洋経済新報社。
- Hayami, Y. and Ruttan, V. W. (1985), *Agricultural Development: An International Perspective*, revised and expanded edition, Johns Hopkins University Press.
- Ishikawa, S. (1981), "Appropriate Technologies: Some Aspects of Japanese Experience" in *Essays on Technology, Employment and Institutions in Economic Development*, Kinokuniya.
- Katrak, H. (1989), "Imported Technologies and R&D in A Newly Industrialising Country—The Experience of Indian Enterprises", *Journal of Development Economics*, 31, pp. 129-139.
- Lall, S. (1985), *Multinationals, Technology and Exports: Selected Papers*, Macmillan.
- 南 亮進 [1970年], 『日本経済の転換点』, 創文社。

- 尾高焯之助(1983年10月),「自動車部品工業の発展と停滞——日本と東南アジアの経験をめぐって——」,一橋大学経済研究所『経済研究』,第34巻,第4号,337-359ページ。
- Otuka, K., Ranis, G. and Saxonhouse, G. [1988], *Comparative Technology Choice in Development*, Macmillan Press.
- 下川浩一 [1990年],『戦後日本経営史 第Ⅱ巻,第2章「自動車」』,米川伸一・下川浩一・山崎広明編,東洋経済新報社。
- 塩地 洋 [1994年12月],「トヨタ・システム形成過程の諸特質」,京大『経済論叢』,第154巻,第6号,49-61ページ。
- Teitel, S. [1984], "Technology Creation in Semi-industrial Economics", *Journal of Development Economics*, 16, pp. 129-139.
- 山岡茂樹 [1990年],「日本自動車の中進国的自立と発展—「日本の生産システム」の歴史構造」,中岡哲朗編,『技術形成の国際比較—工業化の社会的能力』第5章,筑摩書房。
- 安場保吉 [1980年],『経済成長論』,筑摩書房。
- White, L. J. [1978], "The Evidence on Appropriate Factor Proportion for Manufacturing Less Developed Countries: A Survey", *Economic Development and Cultural Change*, 27, pp. 27-60.