慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	法人税帰着の実証分析 : マークアップ・ 時系列モデル: Gordonモデル
Sub Title	An empirical study on the incidence of the corporation income tax : an application of the Gordon model on the analysis of Japanese corporation income tax
Author	古田, 精司
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1969
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.62, No.6 (1969. 6) ,p.551(23)- 568(40)
JaLC DOI	10.14991/001.19690601-0023
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19690601-0023

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.

らくる主体的な力の弱さがあげられねばならない。友愛会は日本労働総同盟と改称して本格的な労働組合運動への逞しい足どりをもって歩みつづけたとはいえ，その指導は，主としてインテリゲンチャ，キリスト者などの知識階級に依存することが多く，平沢計七，松岡駒吉，西尾末広らの例外を除いては，みずからの階級の内部からその指導者を輩出させるまでには到底至らなかったのである。こうした幼弱こそ団結権の意義についての認識を妨げたのであって，対立物としての治安警察法についても，その全面的撤廃ではなく，わずかに第17条の廃止をもって満足しなければならなかった点こそ，これを如実に物語っているといわなければならない。このような弾圧立法にたいして抗争する場合の不徹底な態度こそ，やがて普通選挙法の実施にともなって，むしろこれとひきかえに，治安維持法として改悪させる結果を生んだのである。

しかしながら，このような主体的な条件とならんで客観的諸条件もまた無視されてはならない。事実上，本格的な労働組合運動としての途を歩みつつあった労働者階級にとっては，法としての労働組合法の制定よりも，日常的な体験としての工場内における団体交渉制の確立，工場委員制度に切実な関心がもたれたことは当然であって，労働組合法の制定は，政府すなわち内務省および農商務省の異常な努力にもかかわらず，労働者側がとった受動的な態度は，これに由来するものであった。そしてこのような労働者の反応は，同時に企業内意識を育てようとする資本家の政策に癒合し易い側面をもっていたことは当然である。かくして，労働者階級の労働組合法制定への関心の消極性は，資本家側のＩＬＯ条約の懸念からする労働組合法案への消極性と奇しくも一致するものであり，その意味で労働組合法の流産は，独占資本主義段階における日本の社会政策の運命を象徴的に暗示するものであったとはいえないであろうか。資本家階級が，社会政策をもって，治安対策に従属せしめたように，労働者階級もまた社会政策にたいして，対立物としての要素を発見したのであった。1921年以後における労働者階級に対する社会主義・無政府主義あるいはギルド社会主義の潮流の影響とこれにたいする先進的労働者の社会改良にたいするのとはおよそ比較にならぬほどの高い評価を見出したのであった。絶対主義的権力構造と前近代的な精神状況の残存のなかで，急激な資本主義の発展をとげたわが国においては，階級的に未成熟である労働者階級は，労働組合運動の社会主義運動からの区別，前者の後者からの相対的独自性の意義を明瞭に認識しえなかったとしても不思議ではない。そのような誤まれる認識は，また資本の対労働者政策にも手をかす結果となった。かくして独占資本主義段階におけるわが国の社会政策は，はげしい社会主義運動の激流のなかで，社会改良的意味を見失わなければならなかったのである。

（II） 戦前より継承された治警型労働政策，および戦後におけるその発展としての治維法乃至労働争議調停法型の――昭和７年以後ナチス型の方向をとっているところの――労働政策。

（III） 資本家の弱体化と，労働政策の強化。一般的停滞の上に進展せる，1920年以来のわが国の恐慌頻発は，資本家を弱体化したが，そのことはかえって対労働者階級の攻撃を促進した。

（IV） 労働者階級の機構的な未熟より生れた戦術における右翼的もしくは左翼的日和見主義。

法人税帰着の実証分析

――マークアップ・時系列モデル： Gordon モデル――

古田　精司

（1） まえがき
（2） 代表的企業のマークアップ価格決定と利潤
　A．代表的企業のマークアップ価格決定式： 法人税が存在しないケース
　B．法人税が導入されるケース
（3） 転嫁度の推定（I）： 製造業部門――とくに K-M との比較――
（4） 転嫁度の推定（II）： 産業別
（5） 転嫁度の推定（III）： わが国のケース

（1） まえがき*

R. J. Gordon のモデル（以下 G-モデルと略称）は，K-M-モデルの分析帰結である法人税の短期的過剰転嫁を一方では批判する目的で，また他方では，K-モデルの集中度を指標とする分析帰結である完全転嫁を批判する目的で構成され，その分析帰結はかれらとは逆に，アメリカの製造業において法人税の短期的前転はありえないという結論に到達している。G-モデルの分析視角は，K-M-モデルがその分析帰結を解釈するさいに仮定したマークアップ価格決定が，必ずしも自動的に法人税の前転をもたらすとは限らないという疑念から生れている。そこでかれの分析手法は，一方ではK-M-モデルと同様，従属変数として法人収益率および分配率をとった戦前・戦後の時系列回帰式を組むが，他方ではK-M-モデルとは異なり，モデル内の独立変数はマークアップ価格形成を実施する企業のありうべき利潤決定行動式から選ぶところに特色がある。これにより独立変数としての法人税率の回帰係数は，企業が税率の引上げに対応して，果してマークアップ・マージンを引

---

* 小論はわが国の法人税転嫁を実証的に追求するため，ゴードンが合衆国製造業を中心にテストを試みたモデルをわが国のそれに適用しその有効性を吟味したものである。同様の吟味は Krzyzaniak-Musgrave (K-M) モデル，Kilpatrick (K) モデルについても実施された。これらモデルの相互について比較・検討戴ければ幸いである。なおゴードンモデルについては参考文献〔3〕，Kilpatrick モデルは〔9〕，Krzyzaniak-Musgrave モデルは〔10〕を参照。

Kilpatrick モデルのわが国法人税の適用については，拙稿『法人税の帰着分析（I）』電力中央研究所大手町研究所一般経済研究室資料，1969。Krzyzaniak-Musgrave モデルのそれについては，拙稿『わが国の法人税転嫁と企業規模別税負担の格差』慶応義塾経済学会経済学年報 8，1965. を参照。ゴードン・モデルのわが国法人税帰着計測への適用については，黒田昌裕氏の並々ならぬ御尽力をうることができた。記して深く感謝の意を表したい。

上げ，かくて税負担を消費者に前転しえたかを検討するため最終的に吟味される。標本期間は K-M-モデルよりも長く1925年から1962年までの年データを用い，回帰式算定法も K-M-モデルとは異なり非線型方式をとっている。

G-モデルでは，総じていって，K-M-モデルにくらべ転嫁理論の仮説が明示されているのみでなく，回帰分析手法の上でもこんごの転嫁分析にとって貴重なインフォーメーションを与えていると評価できよう。そのため，ここでもアメリカの製造業についてのかれの分析を紹介し批判するのみならず，同じモデルをわが国製造業について適用したケースもとりあげて検討し，こんごの法人税帰着分析の発展にとってありうべき1礎石としたい。

（2） 代表的企業のマークアップ価格決定と利潤

ゴードンのマークアップ価格決定と法人税転嫁との間の関係は，キルパトリックが規定した平均費用価格決定のケースとほぼ同様に理解されている。すなわち，企業は限界理論が規定するように限界曲線，とくに限界収入曲線を熟知しているとは限らないから，平均費用価格決定原理によれば，企業は産出高のある「正常」水準で総費用の平均に「マークアップ・マージン」を加算することにより価格を決定することになる。限界理論が想定するような利潤極大ではなく，ある目標売上利潤率の達成が想定される。それゆえ，もしこの目標率が税引きで算定されるとすれば，法人税は他の費用と同様にマークアップさるべき平均費用要因とされるから，法人税負担は価格にふくめられ完全前転することになる。

しかしかれの主張点は，企業がマークアップ価格決定にしたがったとしても，それは必ずしも現実に転嫁が生起することにはならないところにある。価格がすでに最適利潤極大水準に決定されているならば，法人税が課税されてもその水準は不変に留まるからである。それゆえ，K-M-モデルで主張される完全転嫁は，企業はつねに価格を最適利潤極大水準以下に決定していることを意味することになる。さもなくば，法人税転嫁のための価格引上げは，利潤を減少せしめることに終わるからである。

かれの理解するマークアップ価格決定と法人税転嫁の関係は，この限りでは通常の法人税転嫁理論の想定と異なるところがない。しかしかれは，企業が価格を最適水準以下に抑制する理由を，転嫁に関係づけたつぎの2点で重要視している。（i）価格を最適水準以下に抑制すれば，企業は新規企業の参入を防ぎ，かつ反トラスト法による分割を免がれ，それにより長期的利潤を極大化しうる。しかしこのばあいでも，企業が税率引上げの永続性を確信するかぎり，価格は準最適水準に維持されるため転嫁は生じない。（ii）寡占市場では，ある程度の利潤マージンの幅が残されているのが普通であるけれど，プライス・リーダーの企業が価格引上げに踏みきるためには，産業内の全企業が

それに追従する誘因となるごときシグナルがなければ，価格引上げは延期されるであろう。賃金引上げ協定も法人税引上げも，いわば適切なシグナルとしてのプライス・リーダーの価格引上げを正当化することになろう。(1)

G-モデルでのマークアップ価格決定行動についての理解は十全とはいえないまでも，かれの帰着分析にとっては必要かつ充分の条件を満たしていることは以下にみるとおりである。かれの転嫁度測定で主たる関心の対策となるものは，転嫁理論分析そのものよりも，実証的検証に適合する特定モデルの開発にあるといって差支えない。回帰式の検定に進む前にかれのとった手続きは，まず企業の利潤額が確定するまでは法人税納税額は未知数であるから，はじめに課税が存在しないケースでの代表的企業によるマークアップ価格決定にもとづく利潤形成式を規定し，つぎに法人税が導入され利潤形成式はそれにより モディファイされ，その修正式を回帰分析にかけることになる。

A．代表的企業のマークアップ価格決定式： 法人税が存続しないケース

はじめに生産労働者に対する企業需要 L^p_t を規定する。生産労働者の平均生産性を q^p_t，産出量を Q_t とすれば，労働需要 L^p_t は次式で表わせる。

(1) $L^p_t = Q_t / q^p_t$

非生産ないし「固定」労働者（管理・調査・および事務系職員）に対する企業需要 L^f_t は，現実産出量 Q_t とは直接関係せず，設備の能力産出量 Q^*_t の q^f_t 単位を維持するために必要とされる。それゆえ L^f_t はつぎのごとく表わせる。

(2) $L^f_t = Q^*_t / q^f_t$

産出量1単位のために原材料投入量 b 単位が必要とされるなら，原材料需要 M_t は

(3) $M_t = bQ_t$

企業の経常費 C_t は賃金支払額と原材料費であるとし，生産労働者の賃金率を w^p_t，非生産労働者の賃金率を w^f_t，原材料価格を p^m_t とすれば，経常費 C_t は次式で表わせよう。

(4) $C_t = w^p_t L^p_t + w^f_t L^f_t + p^m_t M_t$

$$= \left(\frac{w^p_t}{q^p_t} + bp^m_t \right) Q_t + \frac{w^f_t}{q^f_t} Q^*_t$$

企業はマークアップ比率 m を平均総費用 C_t にかけて産出物価格 p_t を決定する。その際，産出量の一時的変動による価格の常時的手直しを避けるため，m は能力産出量での平均費 C^*_t にかけられ

注(1) Gordon, R. J. [3] p. 734 参照。しかし財政当局が法人税率を操作する決意要因と法人企業がそれを予測し企業行動に反映せしめるべき決意要因とに，必ずしも明確な関数関係が認められないとすれば，企業が税率引上げを永続的と信ずる根拠もみいだしがたいというべきであろう。さらに税率引上げというシグナルにより企業が価格引上げに踏みきるとしても，価格水準は最高水準まで引上げられるとはかぎらない。けだし，寡占市場での最適価格水準は必ずしも最高価格水準を意味しないから，税率引上げ後の価格水準が引上げ前の価格水準にくらべより高い準最適水準にとどめられ，そのかぎりでの転嫁可能性が残されているとわたくしは考える。

る。[2]

(5) $p_t = mc^*_t = m\left(\frac{w^p_t}{q^p_t} + bp^m_t + \frac{w^f_t}{q^p_t}\right)$

かくて総収入 R_t は次式で表わせる。

(6) $R_t = p_tQ_t = m\left(\frac{w^p_t}{q^p_t} + bp^m_t + \frac{w^f_t}{q^f_t}\right)Q_t$

現金の流れ (cash flow) Z'_t (プライムは課税が存在しないケースを表わす) を収入 R_t と経常費 C_t との差額と定義する。

(7) $Z'_t = R_t - C_t = \left[(m-1)\left(\frac{w^p_t}{q^p_t} + bp^m_t\right) + m\frac{w^f_t}{q^f_t}\right]Q_t - \frac{w^f_t}{q^f_t}Q^*_t$

ところが，w^p_t, w^f_t, p^m_t についてデータがともに利用できないので，(7)式をそのままの形で推定することはできない。そこで，賃金は平均的趨勢的生産性 (q^p_t と q^f_t) および一般物価指数 p^g_t の単純関数と仮定し，さらに原材料価格も一般物価指数 p^g_t に比例すると仮定される。

(8) $w^p_t = ep^g_t q^p_t$

(9) $w^f_t = fp^g_t q^f_t$

(10) $p^m_t = gp^g_t$

(8)，(9)，(10)式を(7)式に代入し，p_t/p^g_t を h_t とおけば，次式をうる。

(11) $Z'_t = [(m-1)(e+bg)+mf]\frac{p_tQ_t}{h_t} - f\frac{p_tQ^*_t}{h_t}$

推定さるべき回帰型は

(12) $Z'_t = \alpha_1\frac{R_t}{h_t} + \alpha_2\frac{R^*_t}{h_t} + u_t$

ただし，$R_t = p_tQ_t$, $R^*_t = p_tQ^*_t$, u_t は誤差項である。

(12)式を標準化して，資本 K_t で除すと従属変数は資本収益率を表わし，収入 R_t で除すと利潤分配率を表わすことになる。しかし(12)式の独立変数は，成長経済において高度に共線的であるため，規模変数と比例する新しい誤差項 u'_t を定義して推定値の効率を改善せねばならない。そのため，規模変数として産出量変動率 $\Delta Q_t/Q_t$ と産出価格変動率 $\Delta p_t/p_t$ を追加する。景気上昇の初期段階では，価格は賃金に先立って上昇するから，利潤は変出量変動率に関しプラスに変化するであろう。価格変動率も在庫評価益に影響するから，いま1つの利潤決定の独立変数として導入され，$\Delta Q_t/Q_t$ と $\Delta p_t/p_t$ は高度に相関しているようにみえるが識別可能とみなす。その結果，課税が存在しないケースの収益率と分配率はつぎのごとくなる。

(13) $\frac{Z'_t}{K_t} = \alpha_1\frac{R_t}{h_tK_t} + \alpha_2\frac{R^*_t}{h_tK_t} + \alpha_3\frac{\Delta p_t}{p_t} + \alpha_4\frac{\Delta Q_t}{Q_t} + u'_t$

注(2) (5)式の価格形成式では，p_t はマークアップ率 m と能力産出量での平均費用 C^*_t との積とされているが，生産労働者に対する需要は現実産出量 Q_t で定義されているから，そのかぎりでは価格形成式は $Q_t = Q^*_t$ を暗黙に前提としている。ゴードンは次の(8)，(9)，(10)式での変数変換をマイナーな問題点として結論部でモディファイするが，(5)式についても同様のモディフィケーションが必要とされるはずである。

(14) $\frac{Z'_t}{R_t} = \alpha_1\frac{1}{h_t} + \alpha_2\frac{R^*_t}{h_tR_t} + \alpha_3\frac{\Delta p_t}{p_t} + \alpha_4\frac{\Delta Q_t}{Q_t} + u'_t$

B．法人税が導入されるケース

法人税負担を前転することにより，代表的企業は税引利潤に対する所与の税率の衝撃を緩和することができる。税引利潤を π^n_t，課税が存在しないケースの利潤を π'_t，企業の税負担 T の転嫁される率をパラメーター α_5 で表わせば，税引利潤 π^n_t は次式のごとくである。

(15) $\pi^n_t = \pi'_t - T_t + \alpha_5T_t$

税負担の転嫁がなければ，$\alpha_5=0$ および $\pi^n_t = \pi'_t - T$，また完全転嫁されると，$\alpha_5=1$ および $\pi^n_t = \pi'_t$，すなわち税引利潤は法人税がないばあいの利潤と等しくなる。

税込み利潤 π^g_t と税率 v_t をふくめると

(16) $\pi^g_t = \pi^n_t + T_t$

(17) $T_t = v_t\pi^g_t$

(15)式を K_t で除すれば，次式をうる。

(18) $\frac{\pi^g_t}{K_t} = \frac{\pi'_t}{(1-\alpha_5v_t)K_t}$

(18)式はパラメーター α_5 が分母にあるため，通常の最小自乗法では推定できない。K-M-モデルでは，非線型推定問題を操作変数法を用い，次式を推定することにより免がれようとした。

(19) $\frac{\pi^g_t}{K_t} = \frac{\pi'}{K_t} + \alpha_5v_t\frac{\pi^g_t}{K_t} + u'$,

この推定法の優劣については実証の段階でとりあげられよう。

Z'_t を再定義し，$Z'_t = \pi'_t + D_t$ とする。ただし，D_t は減価償却，減耗および支払利子の合計である。これと(13)，(18)式とにより，租税転嫁係数 α_5 の推定に関する完全回帰式をうる。収益率指標のばあいは

(20) $\frac{\pi^g_t}{K_t} = \alpha_1\frac{R_t}{(1-\alpha_5v_t)h_tK_t} + \alpha_2\frac{R^*_t}{(1-\alpha_5v_t)h_tK_t} + \alpha_3\frac{\Delta p_t}{(1-\alpha_5v_t)p_t}$
$+ \alpha_4\frac{\Delta Q_t}{(1-\alpha_5v_t)Q_t} - \frac{D_t}{(1-\alpha_5v_t)K_t} + u'_t$

分配率指標は次式で表わされる。

(21) $\frac{\pi^g_t}{R_t} = \alpha_1\frac{1}{(1-\alpha_5v_t)h_t} + \alpha_2\frac{Q_t}{(1-\alpha_5v_t)h_tR_t} + \alpha_3\frac{\Delta p_t}{(1-\alpha_5v_t)p_t}$
$+ \alpha_4\frac{\Delta Q_t}{(1-\alpha_5v_t)Q_t} - \frac{D_t}{(1-\alpha_5v_t)R_t} + u'_t$

転嫁分析の第1段階としての G-モデルの特定化は以上で完了したことになる。第2段階としての推定手続きでは，(20)，(21)式がいずれも非線型であるため，まずテイラー展開によって線型近似式を求めねばならない。この点，K-M-モデルにおいてとられた推定手続きである操作変数法と著し

く対照的である。

非線型回帰式の推定法自体の詳細は他に譲るとして[3]，ここでは(20)式についてテイラー展開すれば，$(n+1)$ 回目に真のパラメーターとフィットされたパラメーターとの推定格差が無視しうる程度に減少し，つぎのごとき線型近似式をうることができる。

$$
(22)\quad \frac{\pi_t}{K_t}+\frac{D_t}{X^{(n)}{}_tK_t}=\alpha_1\frac{R_t}{X^{(n)}{}_th_tK_t}+\alpha_2\frac{R^*{}_t}{X^{(n)}{}_th_tK_t}+\alpha_3\frac{\Delta p_t}{X^{(n)}{}_tp_t}+\alpha_4\frac{\Delta Q_t}{X^{(n)}{}_tQ_t}
$$

$$
+\Delta\alpha^{(n+1)}{}_5\frac{v_t}{[X^{(n)}{}_t]^2}\left[\alpha^{(n)}{}_1\frac{R_t}{h_tK_t}+\alpha^{(n)}{}_2\frac{R^*{}_t}{h_tK_t}+\alpha^{(n)}{}_3\frac{\Delta p_t}{p_t}\right.
$$

$$
\left.+\alpha^{(n)}{}_4\frac{\Delta Q_t}{Q_t}-\frac{D_t}{K_t}\right]+u'_t
$$

ただし，上付き添字は各項の数値決定についての繰返し番号，$X^{(n)}{}_t$ は $(1-\alpha^{(n)}{}_5v_t)$ を表わす。繰返し法によりえられる最終回の $\Delta\alpha_5$ の標準誤差は，転嫁パラメーターの標準誤差である。同様の線型近似式は R_t についてもえられ，かくて収益率と分配率の両者について推定されることになる。

(3) 転嫁度の推定（I）：製造業部門

——とくに K-M との比較——

G-モデルの推定意図は，当初から，K-M-モデルの推定結果から生れた過剰転嫁仮説を批判することにあったといってよい。したがって，G-モデルの推定結果と K-M-モデルのそれとを比較・吟味することは，転嫁分析について1つの重要な見通しを与えることになろう。とりわけゴードンのK-M-モデル批判は，他の批判と異なり，かれ自身のモデルと推定結果を対置しての批判であることに積極的意義を見いだせるからである。

ゴードンは，K-M-モデルに対するスライターやグードの批判点を要約し，とくにつぎの3点にしぼってかれ自身の批判を展開する。(1)K-M-モデルの回帰式は，1930年代から1950年代の製造業における課税前収益率を説明しようとしたが，しかし，1930年代以来の生産能力に対する需要圧力の増大についてはなんらの独立変数も含めなかった。(2)加えて，K-M-モデルの税率以外の独立変数は，回帰式のフットを改善するために選ばれたにせよ，明確な経済理論モデルから導出されたものではない。(3)K-M-モデルの分析結果の解釈をめぐる重要な問題点は，利潤分配率指標が従属変数として用いられたさいの低い転嫁度と，資本収益率指標が従属変数として用いられたときにえられる高い転嫁係数との間の喰い違いである。

G-モデルの推定結果は，表4-4-1に示されているとおりである。はじめに，K-Mでとられた操作変数法とG-モデルでとられた非線型推定との2つの推定法の優劣がとりあげられる。同じ表の

注(3) たとえば N. Draper and H. Smith〔1〕および岩田暁一・黒田昌裕〔5〕を参照。

表4-4-1および2の記号一覧表

- ΔC_{t-1}：GNP に対する消費比率の1年のラグ付き増分
- V_{t-1}：製造業における売上に対する在庫のラグ付き比率
- J_t：GNP に対する法人税以外の租税収入（全公共団体）マイナス政府移転支出の比率
- $v_tr^m{}_t$：納税義務額／資本
- v_t：税率
- R_t：粗売上（資料 Statistics of Income）
- h_t：製造業全体の卸売物価指数に対する産業卸売物価指数の比率
- K_t：総資産（経常価格での帳簿価値，資料 Statistics of Income）
- $R^*{}_t$：実質能力産出高×p_t
- p_t：卸売物価指数
- Q_t：混合実質産出高
- $Z^*{}_t$：さきの(22)式で述べた従属変数
- $Z^p{}_t$：課税前現金の流れ＝課税前利潤＋減価償却＋減耗＋支払利子
- $\bar{R}^2$：自由度調整ずみ R_2

表4-4-1 G-モデル推定結果：製造業——アメリカ（K-M-モデルとの比較）

〔 〕内は t 検定値

従属変数	独立変数						$\bar{R}^2$	$D-W$ [a]	転嫁パラメーター	標本期間	推定方法
K-M-モデル $\frac{\pi^m{}_t}{K_t}$	定数項	ΔC_{t-1}	V_{t-1}	J_t	$v_tr^m{}_t$	v_t					
(I-1A)	.281 〔5.314〕	.411 〔2.741〕	−.509 〔−2.926〕	−.834 〔−4.759〕	1.358 〔12.628〕	—	.964	2.78*	1.358 〔12.628〕	1935-42+ 1948-59	b 操作変数法
(I-1B)	.271 〔5.214〕	.344 〔2.231〕	−.444 〔2.485〕	−.884 〔−5.094〕	1.455 〔10.504〕	—	.964	3.32+	1.455 〔10.504〕	1935-41+ 1948-59	b 操作変数法
(I-1C)	.373 〔5.761〕	.432 〔2.391〕	−.800 〔−3.589〕	−.941 〔−4.528〕	—	.921 〔8.500〕	.812	2.80*	.921 〔8.500〕	1935-41+ 1948-59	非線型
G-モデル $\frac{Z^*{}_t}{K_t}$		$\frac{R_t}{h_tK_t}$	$\frac{R^*{}_t}{h_tK_t}$	$\frac{\Delta p_t}{p_t}$	$\frac{\Delta Q_t}{Q_t}$	v_t					
(I-2K)		.171 〔3.562〕	−.060 〔−1.799〕	.105 〔1.423〕	.066 〔2.270〕	.143 〔.738〕	.930	1.71*	.143 〔.738〕	1935-41+ 1948-59	非線型
$\frac{Z^*{}_t}{R_t}$		$\frac{1}{h_t}$	$\frac{R^*{}_t}{h_tR_t}$	$\frac{\Delta p_t}{p_t}$	$\frac{\Delta Q_t}{Q_t}$	v_t					
(I-2R)		.151 〔3.940〕	−.045 〔−1.759〕	.071 〔1.460〕	.062 〔3.068〕	.214 〔1.340〕	.821	1.63*	.214 〔1.340〕	1935-41+ 1948-59	非線型
$\frac{Z^*{}_t}{K_t}$		$\frac{R_t}{h_tK_t}$	$\frac{R^*{}_t}{h_tK_t}$	$\frac{\Delta p_t}{p_t}$	$\frac{\Delta Q_t}{Q_t}$	v_t					
(I-3K)		.176 〔8.942〕	−.062 〔−4.480〕	.043 〔1.541〕	.056 〔3.567〕	.110 〔1.220〕	.962	1.67*	.110 〔1.220〕	1525-41+ 1946-62	非線型
$\frac{Z^*{}_t}{R_t}$		$\frac{1}{h_t}$	$\frac{R^*{}_t}{h_tR_t}$	$\frac{\Delta p_t}{p_t}$	$\frac{\Delta Q_t}{Q_t}$	v_t					
(I-3R)		.179 〔13.123〕	−.065 〔−7.175〕	.051 〔2.224〕	.060 〔4.506〕	.057 〔.693〕	.879	2.05**	.057 〔.693〕	1925-41+ 1946-62	非線型

a ダービン・ワトソン検定値につけられた符号の説明
+ 系列相関なしの仮説が有意水準5パーセントで棄却
* 有意水準5パーセントで不定
** 系列相関なしの仮説が有意水準5パーセントで許容

b K-M-モデルの推定については，$v_tr^m{}_t$ は K-M の法定税率を採用

回帰式(I-1A)はK-Mのいわゆる標準モデルであり，操作変数法による一般モデルの推定値である。この推定値は，租税変数の回帰係数 $v_t r^m{}_t$ からみて，法人税負担のほぼ136パーセントが前転されていることを表わすという既述の結論を再確認するためのものである。つぎの回帰式 (I-1B) は，1942 年のデータを抜いて推定した帰結を示しているが，その結果，租税転嫁回帰係数は 1.455 に高まり，ダービン・ワトソン比率も 3.32 に上昇するから，マイナスの系列相関なしの仮説を棄却するに十分となる。

回帰式 (I-1B) はK-M-モデルの標準型をゴードン自身が操作変数法で推定した結果であるが，それはあらためてかれにより非線型推定法で再推定されるためである。その結果は回帰式 (I-1C) で示されている。転嫁パラメーターは 1.455 から 0.921 に減少し，一方定数項と V_{t-1} のパラメーターはかなり引上げられた。かれによると，K-M の操作変数法はフィットの良好度をかなり誇張しており，回帰のまわりの分散は，操作変数値 (I-1B) よりも (I-1C) において5倍以上も大である。(4)

ゴードンのK-M-モデル批判の第2点は，理論モデル特定化における不完全性である。確かに，K-M-モデルの独立変数は，利潤行動式について明示された仮説から導出されたものではなかったから，かれの指摘するように推定法の相違以上に重要な論点であるにちがいない。

しかし批判点それ自体は，既述のK-M-モデル批判と比較してみて，とくに目新しいものではない。たとえば，回帰式 (I-1C) の有意な t 検定値は偶然の一致にすぎないとみなしている。まず，ΔC_{t-1} の回帰係数はほとんどすべてプラスとなっているが，それは利潤が景気回復の初期に高くなる傾向があることと，戦後のリセッションが僅か1年継続したのみという事実に負うにすぎないとしている。在庫・売上比率 (V_{t-1}) も，マークアップ仮説の上に立てば望ましい変数とみなしうるが，しかしラグ付き変数とする必要を認めていない。V_{t-1} の回帰係数がかなりのマイナス値を示しているのは，特定化が誤まっているにも拘わらず，利潤率と V_{t-1} の両水準が第2次大戦中に変化したからにすぎないと断定している。第3のK-M-モデルの変数である J_t についても，利潤は総需要の増大，すなわち通常は政府支出の増大があったとき引上げられると考えるのであるならば，G_t を選ぶべきでありまたその回帰係数はプラスであるべきである。ところが，表 4-4-1 で J_t の係数がすべてマイナスであるが，これも偶然の一致であり，むしろ J_t が含められることにより従属変数の値を引下げ，フィットの改善をもたらしたにすぎないとみなしている。

注(4) ゴードンは，K-Mの操作変数法からえられた推定値が不正確であることを示すテストを2つ行なっている。1つは，(I-1B) の回帰係数値を初期値にして繰返し計算を行なった結果，直ちに (I-1C) の推定値に収束したが，それはとりもなおさず (I-1B) の推定値が local minimum でなかったからにほかならないとする。このテストの詳細は不明であるが，おそらくニュートン近似法によったと思われる。だとすれば，(I-1B) はいわば (I-1C) のバイプロダクトとして推定されたと考えてもよいであろう。

第2に，操作変数法によりフィットされた (I-1B) の回帰推定値を理論式(18)に代入している。その結果，実際値と推定値の間の乖離が著しく大であり，両者の $\bar{R}^2$ は，(I-1C) の推定値を用いたばあい 0.812 であるのに対し，(I-1B) のばあいは 0.086 にすぎなかったと報告されている。Gordon〔3〕p. 744 参照。

われわれが，ゴードンのK-M-モデル批判に関し期待するところのものは，上述の批判点とは異なった側面であったと思う。なぜなら，ここでかれが批判する対象は，各独立変数の個別的評価——とくに利潤行動の説明として不適当である点が強調されているが，むしろ，K-M の経済理論モデルの特定化がなぜ不完全に終ったかの問題に焦点を集めるべきであったと考えるからである。とりわけ帰着分析の課題では，既述のように理論モデル自体が漸く構築の端緒についたばかりであるから，その重要性が一層痛感されよう。あるいは，理論モデルと計量モデルにおける変数の対応不完全性を衝くならば，そこから再び理論モデルの特定化の問題に帰るべきであったと考えたい。

ゴードンの積極的貢献は，K-M 批判よりもむしろ G-モデルの特定化とその推定にあるといってよい。G-モデルの推定結果は，表 4-4-1 に，その回帰式(26)について推定された収益率指標の (I-2K) と，同じく分配率指標についての (I-2R) に示されている。収益率指標の推定結果では，これを同じく非線型推定されたK-M-モデルの (I-1C) と比較すると，かれの指摘するように，ダービン・ワトソン比率も改善され回帰のまわりの分散も僅か ¼ 程度になっている。また回帰係数の符号条件も両式について満たされている。しかし，われわれの関心の的である租税転嫁パラメーターは，収益率指標については 14.3 パーセント，分配率指標では 21.4 パーセントといずれも転嫁度は著しく低下している。ゴードン自身の表現では「ほとんどゼロに近い」ことになるが，そういっても誤まりではないであろう。

つぎの回帰推定結果である (I-3K) と (I-3R) は，標本期間を延長して 1925-41 年から 1946-62 年までとり，同様の回帰式を推定したものである。標本期間を延長する根拠は，K-M が世界的大不況の影響下におかれた 1930 年代初期を意図的に分析対象からはずしたのに対し，ゴードンは，戦時を含めることは価格・賃金統制のゆえに望ましくないが，30年代初期を除くことには明白な理由なしと考えたからにほかならない。標本期間が延長された結果，観測値は 19 箇から 34 箇に増加した。しかし推定結果はほとんど変っていない。租税転嫁係数は，収益率指標については 11.0 パーセント，分配率指標については 5.7 パーセントとなり，先のケースよりも転嫁度は一段と低下を示している。統計的検定をみても，回帰係数はすべて予知された符号をとり，(I-3K) の価格変動係数と租税転嫁係数を除けば高度に有意であるといえる。ダービン・ワトソン・テストも，(I-3K) では不定であるが，(I-3R) では5パーセント水準で系列相関なしと判断されている。

製造業部門の法人税転嫁仮説にかかわる G-モデルの推定結果は，これまでですべてが尽くされている。ここでは2点に限定してコメントをつけ加えておこう。1つは，G-モデルの推定結果は，ゴードンの意図とは無関係に「マークアップ仮説」を支持する実証分析の1例となっている事実である。既述のように，かれの転嫁理論モデルでは，マークアップ仮説を現代主要製造業部門での価格決定方式として是認した上で採用したわけでは決してない。かりに是認したとしても，なおかつ転嫁がありえない証左を提出するのが，むしろかれの意図するところであった。けれども，少なく

とも G-モデルでは，マークアップ仮説は肯定的に実証されたと結論してよいと考えられる。また，そうだとすれば，G-モデルの転嫁度推定が文字どおりのゼロ転嫁の結論にはいたらず，6パーセントないし21パーセントの転嫁度が検証されたという結論も，理論モデルと計量モデルの斉合性からみて肯定的に理解できるのではないかと考えられよう。しかし，理論モデルそれ自体には，いくつかの批判さるべき脆弱点が残されていることも無視できない。

第2に，かれの統計的検定は，通常の手続きにしたがって，決定係数，検定，系列相関の有無，回帰のまわりの分散にいたるまでほぼ望ましい条件を満たす結果が収められている。その限りでは，G-モデルの分析成果は法人税転嫁分析の将来について貴重な指針を与えているとみてよい。しかし，統計的仮説の検定がほぼ完了したところから，G-モデルの転嫁度推定がそのまま容認できるという帰結を導くことは時期尚早といわざるをえない。この課題については，G-モデルにつき産業別に転嫁度推定が行なわれているので，その結果の検討をつうじて触れてゆくことにしたい。

(4) 転嫁度の推定 (II): 産業別

法人税の転嫁度計測の課題を法人税制のあり方との関連で考えるならば，製造業のみならず全産業を含めたマクロ的計測が興味の中心とならざるをえない。しかし，転嫁理論に即してみるならば，産業別にみた転嫁度の格差が分析の中心におかれてしかるべきであるし，また法人税のみならず企業課税全般のあり方を再検討する視点からは，産業別の税負担転嫁の格差を検討する作業は欠くべからざる前提となるはずである。

G-モデルについて産業別では資料の制約から10産業が選ばれ，表4-4-2のように，収益率指標と分配率指標についてそれぞれの回帰係数の推定値が整理されている。この表でまず眼につくことは，v_t の回帰係数からよみとれる転嫁度が，化学および石油について92パーセントないし98パーセントを最高として，最低は印刷および出版のマイナス31パーセントないしマイナス67パーセントにいたるまで著しい分散を示していることである。ゴム製品のばあいも，化学・石油についでほぼ完全転嫁といってよいであろう。これに対し，金属製品のばあいは印刷・出版についでマイナスの転嫁を示している。産業別にみた転嫁度のこのような著しい格差をどのように解釈するかという問題が，ここで提起されていることに注目する必要があろう。ゴードンは，産業別に推定された転嫁度の加重平均を算出し，その値が収益率指標については11パーセントであり分配率指標については0.3パーセントであるとし，一方製造業の転嫁度推定値が表4-4-1の (I-3K) と (I-3R) からそれぞれ11.5パーセントと5.7パーセントであるから，産業別と製造業全体についてみた転嫁度は一致しているとみなしている。そこから直ちにかれは製造業における法人税の転嫁はほとんどなかったと結論している。

表 4-4-2 G-モデル推定結果: 産業別——アメリカ

(標本期間: 1925-41 年プラス 1946-62 年)

収益率指標の回帰式における独立変数 / 分配率指標の回帰式における独立変数	定数項	$\frac{R_t}{h_tK_t}$ / $\frac{1}{h_t}$	$\frac{R^*_t}{h_tK_t}$ / $\frac{R_t}{h_tR_t}$	$\frac{\Delta p_t}{p_t}$ / $\frac{\Delta p_t}{p_t}$	$\frac{\Delta Q_t}{Q_t}$ / $\frac{\Delta Q_t}{Q_t}$	v_t / v_t	$\bar{R}^2$	$D-W$ [a]
食品，飲料，タバコ (II-1K)	.030 〔2.339〕	.087 〔4.832〕	−.036 〔−2.429〕	.055 〔2.783〕	.097 〔2.110〕	.034 〔.228〕	.905	2.53*
(II-1R)		.071 〔4.005〕	−.004 〔−.240〕	.032 〔2.718〕	.067 〔2.443〕	−.329 〔−2.890〕	.479	2.26*
衣服，織物 (II-2K)	−.108 〔−3.641〕	.208 〔4.514〕	−.056 〔−1.547〕	.138 〔2.695〕	.031 〔.759〕	−.154 〔−.533〕	.915	1.79*
(II-2R)		.178 〔3.601〕	−.098 〔−2.731〕	.164 〔4.382〕	.025 〔.854〕	.176 〔.637〕	.775	1.21*
材木，家具 (II-3K)		.175 〔5.502〕	−.070 −3.241	.173 〔3.894〕	−.005 〔−.173〕	.280 〔1.375〕	.917	1.91**
(II-3R)		.186 〔6.052〕	−.083 〔−4.579〕	.198 〔3.067〕	.064 〔1.563〕	.054 〔.173〕	.723	1.83**
紙製品 (II-4K)		.174 〔10.050〕	−.047 〔−3.890〕	.100 〔4.113〕	.032 〔2.314〕	.425 〔7.085〕	.983	1.50*
(II-4R)		.188 〔12.040〕	−.059 〔−5.548〕	.089 〔3.244〕	.031 〔2.018〕	.394 〔6.535〕	.896	1.92**
印刷，出版 (II-5K)	.057 〔2.280〕	.223 〔8.316〕	−.142 〔−5.543〕	.146 〔2.313〕	.084 〔2.633〕	−.310 〔−1.785〕	.932	1.34*
(II-5R)		.216 〔9.311〕	−.088 〔−5.452〕	.091 〔1.473〕	.103 〔3.190〕	−.674 〔−3.885〕	.777	1.37*
化学，石油 (II-6K)		.180 〔8.829〕	−.054 〔−5.038〕	−.013 〔−.676〕	−.007 〔−.135〕	.921 〔16.870〕	.931	1.18*
(II-6R)		.182 〔7.564〕	−.059 〔−3.374〕	−.024 〔−.848〕	−.006 〔−.202〕	.981 〔19.701〕	.689	1.51*
ゴム製品 (II-7K)		.081 〔6.672〕	−.023 〔−3.086〕	.038 〔1.721〕	.017 〔.867〕	.896 〔10.286〕	.920	1.24*
(II-7R)		.078 〔5.670〕	−.023 〔−2.570〕	.038 〔1.933〕	.017 〔.998〕	.908 〔8.285〕	.678	1.30*
皮革製品 (II-8K)		.098 〔2.698〕	−.046 〔−1.573〕	.151 〔4.136〕	.126 〔3.101〕	.178 〔.743〕	.817	1.42*
(II-8R)		.131 〔3.328〕	−.074 〔−2.365〕	.110 〔4.475〕	.089 〔3.270〕	−.063 〔−.219〕	.687	1.48*
陶磁器，ガラス (II-9K)		.158 〔9.922〕	−.035 〔−3.529〕	.086 〔1.312〕	.033 〔2.262〕	.551 〔7.001〕	.961	.98*
(II-9R)		.179 〔12.885〕	−.050 〔−6.745〕	.212 〔2.416〕	.067 〔3.270〕	.336 〔3.321〕	.786	1.33*
金属製品 (II-10K)		.179 〔7.857〕	−.048 〔−3.645〕	−.055 〔−.989〕	.059 〔4.268〕	−.019 〔−.136〕	.924	1.06*
(II-10R)		.192 〔14.730〕	−.054 〔−9.052〕	−.039 〔−.877〕	.063 〔5.324〕	−.143 〔−1.047〕	.882	1.33*

a ダービン・ワトソン検定値につけられた符号の意味は表4-4-1と同じ。

産業別にみた転嫁度の推定結果は，いま1つ転嫁理論に対し問題を投げかけているようである。それは印刷・出版，金属製品では収益率・分配率の両指標についてマイナスの転嫁を示し，また衣服・織物では収益率指標でマイナスの転嫁，さらに食品・飲料・タバコおよび皮革製品では分配率指標でマイナスの転嫁を示していることである。K-M のばあい，スタンダード・モデルでの転嫁度が136パーセントにのぼり，この過剰転嫁の解釈について，K-M が行なった説明はかなり説得力に欠けていたことはすでに述べた。ここではゴードンが，かれ自身の推定したマイナス転嫁について，それがどのようなプロセスで発生しうるのか説明すべき立場におかれたことになろう。かれはマイナス転嫁の意義と解釈についてなんら触れていないが，転嫁理論のうえでは，K-M の過剰転嫁と並んで新しい課題を生みだしたといってよい。

推定結果の統計的検定では，ここでも眼につくことは，産業全体にわたって分配率指標の回帰式の $\bar{R}^2$ は収益率指標のそれよりもすべて低くでていることである。かれの説明では，企業行動のマークアップ仮説からすれば，マークアップ比率は本来の役割から予想できるように収益率にくらべ安定的であるから，分配率指標は収益率指標よりも分散が少なくなり，したがって，分配率指標では収益率指標よりも定数項のみでよりよく予測できるからであるとされている。分配率指標と収益率指標との間の $\bar{R}^2$ の計算値も同様に乖離しているが，これについても同じ説明が与えられている。そこで試みに，産業別の $\bar{R}^2$ の最低値を選びだしてみると，それは (II-1R) の 0.479 であり，これを $\bar{R}$ にしてみると 0.692 となり，相関係数の検定をするため5パーセントと1パーセントの有意水準をみれば，それぞれ 0.521 と 0.518 であるから有意とみなしてよいであろう。したがって，産業別の $\bar{R}^2$ はすべて有意と考えられる。

回帰係数 α_1 から α_5 に関する有意性は，すべて片側 t 検定で判定されるが，それらの有意水準5パーセントと1パーセントの検定値はそれぞれ 1.64 と 2.32 である。表4-4-2の回帰係数のうち，まず α_1 はすべて理論的に予想されたとおりプラスの符号をとり，また1パーセント水準ですべて有意とみなしうる。同じく推定値20箇の α_2 はすべて予想された符号マイナスをとるが，17箇までは1パーセント水準で有意であるけれど残りの3つは有意ではない。価格変動係数 α_3 は――これはつぎの産出高変動係数と並んで注目されるが――符号条件では16箇がプラスとなって満たされており，また5パーセント水準で14箇までは有意である。産出量変動係数 α_4 では，14箇までプラスの符号条件を満たしており，同じく5パーセント水準で12箇まで有意である。総じていって，有意でない回帰係数でもすべて理論的に予期された符号をとっていること，そして化学・石油産業では，価格変動係数と産出高変動係数が有意でないのみならず符号条件も満たしていない点に留意する必要がある。

問題の転嫁回帰係数 α_6 は，20箇のうち，8つは1パーセント水準でかなりプラスであるが，2つは同じく1パーセント水準でかなりのマイナス，そして1つは5パーセント水準でマイナスであって有意と判定できるが，残りの9つについては有意とみなしがたい。ところで，先に述べた完全転

嫁を示した産業とマイナス転嫁を示した産業の問題に戻ってみよう。ここでは，かりに40パーセント以上の転嫁度を示した産業を選んで「完全近似転嫁産業」（このタームは完全転嫁に近いという意）とみなすならば，化学・石油，ゴム製品，陶磁器・ガラス，紙製品の4産業がその産業に該当するが，それらの転嫁回帰係数はすべて1パーセント水準で有意であるとみなすことができる。これに対し，マイナス転嫁を収益率と分配率の2指標について明白に示した産業をかりに「完全マイナス転嫁産業」とよぶならば，印刷・出版と金属製品の2産業がそれに該当するが，印刷・出版の転嫁回帰係数は2つともに有意と認定できても，金属製品のばあいは逆に有意と認定することはできない。同様に，収益率指標か分配率指標かどちらかの回帰式における転嫁係数がマイナスの値をとるとき，これを「マイナス近似転嫁産業」とよべば，食品・飲料・タバコ，衣服・織物，皮革製品の3つの産業がそれに該当しよう。そのうち，食品・飲料・タバコの1つを除いて他の2つは有意ではない。要するに，転嫁係数の有意性に関し「完全近似転嫁産業」と「マイナス近似転嫁産業」の類型産業をとりだすならば，前者についての8転嫁係数はすべて有意であるが，後者についての7転嫁係数のうち3つは有意とみなしうるが，他の4つは有意とみなすことはできない。したがって，転嫁回帰係数の有意性のみから判定すれば，「完全近似転嫁産業」の転嫁係数のほうが一般に有意性において優れているといえよう。

ところで，いま1つの検定であるダービン・ワトソン比率を検討する前に，ゴードンの行なったモデル修正の2点について触れておかねばならない。その第1点は，前述の回帰式(13)と(14)ではいずれも定数項がないが，食品，衣服，印刷の3つの産業については，収益率指標の回帰式のフィットを改善する目的で定数項が加えられている。その結果，それら3つの推定結果はかなり改善されたと報告されている。修正の第2点は，食品，材木，紙，印刷，金属の5つの産業について，同じく回帰式(13)と(14)の h をつぎのごとく仮定したことにある。

$$h_t=1,\ t=1,\ \cdots\cdots,\ 34$$

h_t は，当該産業の産出物価格指数で製造業全体の産出物価格指数を除した値であるから，修正の第2点は，当該産業と製造業全体の産出物の相対価格不変という強い仮定をおいたことに等しい，と解してよいであろう。かれの説明によると，当初の仮定では利潤に対する相対価格の効果を誇張しており，そのため $\bar{R}^2$ とダービン・ワトソン比率を悪化せしめていたので，このような修正が加えられたとされている。またこの2つの修正によっても，転嫁回帰係数にはほとんど影響がみられなかったと述べられている。

しかしこの2つの修正点は，かれ自身が「推定結果の最も重要な弱点」と告白しているように，あるいは推定結果のみならず，理論モデルそれ自体の脆弱点も推測させるものなしとはしない。かれが推定結果の弱点と考えているものは，1つは同時性問題であり，いま1つは多重共線問題である。同時性に関しては，それはありそうもないとしている。なぜなら，もし利潤率が独立変数のす

べてに影響するならば，それは投資財需要とか配当支払に対する利潤の間接的効果をつうじてであり，したがってまた，それらをつうずる産出高，生産能力利用度等に対する効果であるからこのような因果関係の連鎖はおそらく数年にわたるにちがいないからであるとする。また独立変数間の共線性も，回帰式を K_t と R_t で標準化することにより改善されているとみなし，$\Delta p_t/p_t$ と $\Delta Q_t/Q_t$ の相関が極めて低い（全体について0.32）という報告がつけ加えられている。同時性と共線性への疑念がこれで解消したとは考えられないが，さらに基本的な疑念は，定数項が特定産業の回帰式に追加されることにより，回帰式内の独立変数以外のありうべき外生変数がそこに集約的に反映されるはずであるから，さきに製造業全般について支持されたマークアップ仮説の妥当性も，すくなくとも食品，衣服，印刷の3つの産業についてはあてはまらなくなることにある。おそらくマークアップ仮説は，これら3つの産業内の企業により，よりよく妥当する企業とそうでない企業とあるであろう。またマークアップ仮説が妥当するとされた産業内の企業についても同じことがいえよう。そうだとすれば，理論モデルの特定化に当っていかなる仮説をポジティブに採用するかについて，より慎重でなければなるまい。

修正の第2点で，$h_t=1$ とおくことは推定結果の改善をもたらすとしても，その経済的意義について触れるべきであろう。相対価格の変化をつうずる短期的転嫁の可能性を実証する計量モデルでは，計測に用いられる独立変数の意味内容が理論的に指定された変数と完全に一致すべきはずであるから，h_t の変換についても経済理論的対応の説明が必要とされよう。同様の観点は，かれがマイナーな弱点と認めた仮定――これも価格変数の変換である(8)，(9)，(10)式の仮定――では，転嫁係数の推定値にほぼ 10 パーセントの下方バイアスを生みだしているが，これも転嫁係数を 0.11 から 0.12 だけ引上げるのみであるから，重要視するにあたらないとする説明についてもいえよう。問題が租税転嫁の実証分析であるかぎり，価格変数の導入の仕方いかんが分析の成果を大きく左右することはあらためて指摘するまでもない。それだけに，G-モデルの価格変数の扱い方に一層の慎重を期待するのは，おそらくわたくしのみに留まらないと考えざるをえない。

（5）転嫁度の推定（III）：わが国のケース

G-モデルをわが国に適用するに際して，はじめにデータ処理についてかなり立ち入った考察を加えねばならない。というのは，G-モデルのばあい K-M ないし K-モデルとは異なり，データ処理の面で困難な問題を含み，かつそれは推定結果について少なからぬ疑問を提起するからである。それは同時に，G-モデルをわが国に適用したケースとして試みられた構造推定の結果を解釈するばあいに，これまでの K-M ないし K-モデルの推定結果とは異なった意味での限定を課さねばならないことになろう。ここでは重要と考えられる変数にしぼって整理しておくことにする。

第1に法人税率 v_t の処理である。この処理は K-M および K-モデルにも共通しているが，G-モデルのばあい実効税率ないし平均・限界税率は考慮されず，「総表面税率」を選んでいるところに特色がある。ただし帰着分析にあたって2つの修正がなされる。1つは，年度途中で税率変更があったばあい，税率は当該年度の法定税率の平均値をとり，税率が施行された時点でウェイトづけが行なわれる。これは決算時点での時後的な実効税率が，経営者が時前的に予想する税率にくらべると過大評価となるためとられた修正である。いま1つの修正点は課税対象となる超過利潤を全法人企業が稼得したとは限らないから，K-M が実効税率算定のために使用した意味での法定超過利潤税率は考慮されず，単に超過利潤税が課せられる法人利潤の全法人利潤に対する比率推定値に超過利潤税率が課せられるとした。第1の修正点については，わが国のケースでは考慮に入れなかった。その理由の1つは，少なくとも戦後の税率変更は年度当初に実施されたケースが大半であり，いま1つは税収の過半が徴収される大企業では3月および9月決算が行なわれ，年度途中の税率変更も経営者に十分の反応期間を与えるよう考慮された形跡が窺えるからである。問題はむしろ第2の修正点にある。ゴードンが法定超過利潤税率を帰着分析の枠組みのなかでどう評価したか明瞭ではないが，わが国のばあい戦前・戦後の一貫した税率時系列を求める作業はかなり困難をきわめる。(5) とくに経営者が予想する実効税負担率の算定はほとんど不可能に近い。しかし，G-モデルでは「総表面税率」を有用とみなし実効税率を殆ど無視していると考えられるので，わが国のケースでも「総表面税率」を算定し利用することとした。

第2には卸売物価指数 p_t と実質産出高 Q_t の処理である。産業別卸売物価指数は必ずしも帰着分析における産業分類と対応するものではない。しかも，産業別卸売物価指数に含まれる産業分類は繰り返えし変化するのが通常である。ゴードンはこれらの事情を考慮し，所要の産業別卸売物価指数系列をみずから作成している。実質産出高はとくに「不変ドル表示の混成実質産出高」と規定されているように，産業別にみて産業生産指数（I.I.P.）と卸売物価指数（W.P.I.）とではかなり異なっているため，両者の混成尺度を作成しデフレートされた粗売上高をもって Q_t の時系列を算定している。わが国のケースでは，産業別卸売物価指数も産業別実質産出高も算定を試みることをしなかった。その理由は信頼しうる同時系列に欠けていることにもよるが，決定的な理由は次に述べる産業別産出能力時系列の算定がほとんど不可能であることによるものである。

すなわち，G-モデルの適用に当って最大の障害は，産出能力時系列をわが国について産業別に算出しがたいところにある。ゴードン自身が「産業別の生産能力および利用シリーズを作り上げようといういかなる企図も，かなりの程度まであて推量に基づかざるをえない」(6) と断わっているよう

注(5) わが国の法人税制は戦前と戦後でその構造が異なり，とくに税率算定の面では戦前の法人資本税，同族会社に対する特別税率，臨時利得税等の扱いが問題となる。また戦前・戦後をつうじ租税特別措置も別個の問題点を抱えている。これらについてはたとえば，古田〔2〕を参照。

(6) Gordon〔3〕p. 758, Data Appendix を参照。

に，アメリカにおいても信頼しうるに足る既存の戦前・戦後にわたる産業別産出能力シリーズは利用できないため，G-モデルではかれ自身の作成になるシリーズが利用された。作成手続きの詳細は不明であるが，要約は次のごとくである。まず基準年度として産業別利用度が循環的ピークに達した年度が選ばれる。また各産業について，各ピーク年度の平均利用度は0.90ないし0.98と規定される。産出能力の推定値は，産業別にみた年度内の月間産出量および実業雑誌のコメントを外部情報として利用し算出される。最後に，各ピーク年度間の産出能力の変動は線型という仮定を採用せず，産出能力の年間成長率は各年度の実質固定資本の成長率プラス前行ピーク年度から次のそれに至る固定資本に対する産出能力比率の成長率に等しいと仮定される。ただし実質固定資本のデータは，各産業の帳簿価値をとるが，資本の定義の変化について調整を加えたうえで，未公刊の商務省資料であるイムプリシット物価指数でデフレートされている。

わが国の戦前・戦後にわたる産出能力の時系列は，寡聞にしてアメリカのように算定が試みられているのを知らないし，製造業のみに限定しても見あたらない。そこでG-モデルの適用を試みる前に，なんらかの測定方法により推計を果さなければならない。長期の産出能力測定方法としては一般に，(a) Production Function Method, (b) Truncated Production Function Method, (c) Growth Rate Extraporation Method, (d) Linked-Peaks Method の4種類がよく知られており[7]，またわが国の潜在生産力についての推計も戦後の限定された期間に亙ってではあるが試みられるようになった[8]。それだけに，推計法としてはゴードンの試算以上に優れた手法が利用できるのであるが，統計資料の制約からはそのような手法の適用を許すべくもない。そこで，ゴードンの算定法が先の分類の(c)および(d)の混合とみなしうるので，できるだけかれの算定法に近似した産出能力測定法を採用することで，わが国のケースでは満足するほかはなかった。すなわち，戦前については昭和14年および16年を，また戦後については昭和31年および36年をピーク年度と仮定し，各年度にわたる設備能力指数により算定された成長率をもってピーク年度をリンクするという方法をとった[9]。

表 4-4-3　G-モデル推定結果：わが国製造業

〔　〕内は t 検定値

従属変数	独立変数						$\bar{R}$	$D-W$	転嫁パラメーター	標本期間	推定方法
$\frac{Z^*_t}{K_t}$	定数項	$\frac{R_t}{h_tK_t}$	$\frac{R^*_t}{h_tK_t}$	$\frac{\Delta p_t}{p_t}$	$\frac{\Delta Q_t}{Q_t}$	v_t					非線型
		−5.173 〔−7.464〕	2.896 〔6.542〕	−1.165 〔−2.631〕	1.096 〔1.446〕	.986	.905	1.23	.986	昭和 4～16 ＋27～38年	
$\frac{Z^*_t}{R_t}$		$\frac{1}{h_t}$	$\frac{R^*_t}{h_tK_t}$	$\frac{\Delta p_t}{p_t}$	$\frac{\Delta Q_t}{Q_t}$	v_t					非線型
		−3.674 〔−1.631〕	2.000 〔5.632〕	−1.752 〔−3.539〕	.544 〔.628〕	.942	.903	1.02	.942	昭和 4～16 ＋27～38年	

注(7)　Levy〔11〕pp. 64～72 参照。ただし Levy のばあい potential GNP の測定方法を中心としており，産業別の産出能力は扱われていない。また測定方法の詳細もここでの主題とはなれるので立ち入ることを控える。

(8)　大橋〔14〕，矢島〔16〕，石黒〔4〕，島野〔15〕参照。これらはいずれもわが国戦後の潜在的成長能力の計測を目的とし，したがって戦前ならびに産業別についてはとり扱われてはいない。

標本期間はK-M-モデルを適用したときと同じであって，戦前は昭和4年から16年，戦後は昭和27年から38年までであり，必ずしもG-モデルがアメリカに適用されたケースと同一期間を選ぶということはしなかった。ゴードンが標本期間の選択についてK-Mを批判した観点——大不況前後の年度を除くべき理由はないとした観点は，わが国では資料の制約から昭和4年以前は遡及できないため取りあげられていない。したがって観測値はG-モデルとK-M-モデルのほぼ中間である25箇となっている。

推定方法は非線型の1つであるニュートン法がとられた。はじめに v_t の変動領域を $0<v_t<1$ と仮定し，v_t の初期値を0.5として繰り返し計算がなされた。その結果，利潤率関数のばあいは第11ステップで目的関数が0.019に収束し，分配率関数のばあい同じく第11ステップで0.024に収束し著しくゼロに接近したとみなされる。その推定結果はそれぞれ表4-4-3にまとめられた。それによると，推定結果はアメリカ製造業に適用されたケースにくらべ良好とはいえない。なによりも符号条件が満たされている独立変数は $\Delta Q_t/Q_t$ のみであり，他の独立変数である R_t/h_tK_t, R^*_t/h_tK_t, $\Delta p_t/p_t$ についての符号はすべて逆転している。なかでも，産出能力に対する需要の圧力の増大効果を測定する変数として導入された R^*_t/h_tK_t は，R_t/h_tK_t に次いで高いパラメーターの絶対値を示しており，この点はアメリカのケースと照応している。けれども符合条件は両者で入れ違いになっているから理論的に不斉合である。$\Delta p/p$ についても同じようにいえよう。これらの点は利潤率関数と分配率関数の両者に共通している。

t 検定については，5パーセント有意水準では，20の自由度に対し必要な t の値は1.725であり，1パーセント有意水準では2.528である。そこで利潤率関数では，R_t/h_tK_t, R^*_t/h_tK_t のパラメーターは高度に有意であり，$\Delta p_t/p_t$ も有意であるといえるが，$\Delta Q_t/Q_t$ は有意であるとはいえない。また分配率関数では，R^*_t/h_tR_t のパラメーターは高度に有意であり，$\Delta p_t/p_t$ も有意であるが，$1/h_t$, $\Delta Q_t/Q_t$ については有意であるとはいえない。それゆえ，利潤率関数についても分配率関数についても，符号条件を満たしている唯一の独立変数である $\Delta Q_t/Q_t$ が，t 検定において有意と認められないことになるので，G-モデルで導入された各独立変数は，すべてわが国製造業の転嫁行動型の説明変数として適切とはいえないと結論してよいだろう。

けれども，そのような限定のもとであるが，われわれの関心事である租税転嫁係数は，利潤率関数と収益率関数のいずれにおいてもほぼ完全転嫁を示していることは注目されよう。アメリカの製造業に適用されたケースではむしろゼロの転嫁に近かったパラメーター値にくらべ，著しく対照的

注(9)　G-モデルをわが国法人税帰着の計測に適用するさいに，統計数値は主としてつぎのごとき資料に依拠した。経済企画庁〔6〕，〔7〕，〔8〕，三菱経済研究所〔12〕，日本銀行統計局〔13〕，とくに設備能力指数についてはゴードンのようにその他の資料とのつき合せを必要とした。

といえよう。またK-M-モデルの租税転嫁係数と比較するならば，K-Mではゴードンが批判したように，利潤率関数と分配率関数のそれぞれの転嫁回帰係数との間にかなりの乖離が認められたが，G-モデルでは両者の転嫁度はほぼ一致している点も注目に値いしよう。G-モデルはK-M-モデルとは異なり，明示的に企業行動のマークアップ仮説の上に構築され，そのため分配率関数の $\bar{R}^2$ は利潤率関数のそれよりも小さいとき主張された。けれども，わが国の製造業については $\bar{R}$ はほとんど等しいとみてよい。この事実は，G-モデルの構造推定結果が，アメリカ製造業におけるマークアップ仮説を一方では肯定し，他方では法人税転嫁を否定した帰結とも対照的であるといっても過言ではないであろう。なぜなら，わが国製造業の法人税転嫁は必ずしも否定しえないにも拘わらず，製造業全体としてのマークアップ仮説の実施は必ずしも支持できるとはみなしがたいからである。この視点からすれば，そしてまた産業別にみたアメリカの転嫁度推定の分散を考慮に入れるならば，製造業を個々の産業にディスアグリゲートすれば，マークアップ仮説が産業の異なるにしたがい仮説支持度もまた異なると予想できよう。この予想はさらに，産業別にみたマークアップ仮説の適合度にしたがい，転嫁度もまたわが国産業においては異なることを推測せしめるものである。

参考文献

(1) Draper, N. & Smith, H., *Applied Regression Analysis*. N.Y. 1966. ドレーパー・スミス，中村慶一訳『応用回帰分析』森北出版，1968.

(2) 古田精司「日本の法人税負担とその転嫁」三田学会雑誌第55巻9号，1962.

(3) Gordon, R. J., The Incidence of the Corporation Income Tax in U. S. Manufacturing, 1925-62, *Amer Econ. Rev.* Sept. 1967.

(4) 石黒隆司「日本経済の潜在生産力(1)，Wharton School 方式，稼働率指数の作成とその検討」，日本開発銀行設備投資研究所，1967. 11.

(5) 岩田暁一・黒田昌裕「最適値探索プログラム——FORTRAN II による計算プログラム・シリーズ(6)——」三田商学研究第11巻3号，1968.

(6) 経済企画庁編『昭和38年度版国民所得白書』大蔵省印刷局，1965.

(7) ——『国民所得統計年報昭和43年版』大蔵省印刷局，1968.

(8) 経済企画庁総合計画局『超長期および長期マクロモデル基礎資料』謄写印刷，1968. 7.

(9) Kilpatrick, R. W.. The Short-run Forward Shifting of the Corporation Income Tax, *Yale Econ. Essays*, Fall 1965.

(10) Krzyzaniak, M. & Musgrave, R. A., *The Shifting of the Corporation Income Tax*—An Empirical Study of its Short-run Effect upon the Rate of Return (Baltimore, The Johns Hopkins Press, 1963).

(11) Levy, Michael E., *Fiscal Policy, Cycles and Growth* (N. Y., National Industrial Conference Board, 1963).

(12) 三菱経済研究所編『本邦事業成績分析』昭和4年～39年，三菱経済研究所。

(13) 日本銀行統計局編『明治以降本邦主要経済統計』日本銀行統計局，1966.

(14) 大橋　実「昭和30年代の財政が経済成長に及ぼした影響について」，『財政金融統計月報』第187号，1967.

(15) 島野卓爾「財政政策の所得政策的考察，産業計画会議」，『わが国の所得政策』所収，経済往来社，1969.

(16) 矢島　昭『日本経済の潜在生産力(1)』電力中央研究所大手町研究所一般経済研究室，1967. 9.

投資行動にかんするマルクス理論(2)

井　村　喜　代　子

はしがき
序　節　分析の基礎視角
第1節　既存の生産諸部門における投資行動
　第1項　新生産方法の導入と結合した投資行動
　第2項　生産方法不変のもとでの投資行動
　第3項　固定資本投下の基礎上での流動資本の更新投資
第2節　新生産部門への開拓投資（以上，本誌5月号）
第3節　不況期における投資行動
第4節　好況期における投資行動
補節　（第3・4節への補）　宇野理論の検討・批判（以上，今月号）

第3節　不況期における投資行動

マルクスにおいては，恐慌は好況の進展の必然的帰結であると同時に，「一大新投資の出発点」・生産力発展の「出発点」を形成するものとして把えられている。したがって，不況期の停滞をうち破っていく起動力は，資本の運動に内在するものとして，産業循環は「週期的交代」(注1)を反覆するものとして把えられるのである。

「労働手段の大部分は産業の進歩によって絶えず変革される。だからそれは，最初の形態でではなく，変革された形態で塡補される。一方では，固定資本——一定の現物形態で投下されており，その形態のまま一定の平均寿命を生きぬかなければならぬ——が大量であることは，新たな機械などが漸次的にしか採用されない一原因をなし，したがって，改良された労働手段の急速な一般的採用を妨げる一障碍をなす。他方では競争戦は，殊に決定的変革に際しては，旧式労働手段をその自然的死滅前に新式のものと代えることを余儀なくさせる。より大きな社会的規模での経営設備のかかる時ならぬ更新 solche vorzeitige Erneuerung des Betriebsgeräts auf größrer gesellschaftlicher Stufenleiter を強要するのは，主として破局——恐慌 Katastrophen, Krisen, である。」(注2)

注(1)　K. Marx, Das Kapital, I, S. 667.　訳，I，982頁（注での原書，訳書は，前稿(1)の注に同じ），
(2)　a. a. O., II, SS. 164～5.　訳，II，219頁。