

ユーゴスラヴィアにおける企業の所得分配

阿 部 望

0. はじめに

ユーゴスラヴィア社会主義連邦共和国（以下ではユーゴと略記する）は、労働者自主管理の行なわれている社会主義国として知られている。ユーゴの労働者自主管理は、その着想のユニークさにより、これまで世界中の多くの経済研究者の注目を集めてきた。その結果かなりの数の研究が公表されるに至っている。しかし注意深く検討してみると、これらの研究（ユーゴ人自身によるものを含めて）は、理論的分析に焦点をあて、ユーゴ経済の現実の説明にとって必ずしも有用とはいえないものか、あるいは、いくつかの断片的観察に基づいて、そこから必ずしも説得的ではないような一般的結論を導き出そうとするものがほとんどである。利用可能なデータに基づき、そこからユーゴ経済の特徴について何か否定できない結論を引き出すといった実証的研究は、残念ながら必ずしも多くはない¹⁾。本稿で試みるのは、こうした方向性をもつ実証研究に向けての1つの準備作業である。

よく知られているように、このような実証研究は、利用可能な統計データにのみ依存する傾向がある。しかしこのことは一つの重大な問題をひきおこす。というのは、ユーゴにおいて利用可能な統計データが限定されており、必要な情報を十分に入手することが困難であるという事情の他に、もう一つ別な困難が存在する。それは、社会主義国ユーゴにとって、経済的プライオリティは、西側資本主義国と比してあまり高くないという事実である。つまりこの国にとって、経済成長、個人所得の増加などの経済的目標は、他の社会的・政治的目標（たとえば自主管理的関係の発展、社会的不平等の是正など）に比べて、同等かそれ以下の比重しか与えられていないのである。資本主義国にとって、たとえば成長率ゼロ・パーセントは深刻な事態をもたらすが、政治的目標の比重が大きいユーゴにとって、そうした事態の深刻さは、より軽度なものになりうる。経済的目標も社会的・政治的目標も等しく経済のパフォーマンスに影響を与えること、そして、前者は計量化が相対的に容易であるのに対し、後者はそれが困難なことを考慮に入れるならば、定量的情報に基づく分析だけでは不十分であり、定性的情報に基づく分析も、ユーゴ経済を研究するにあいにきわめて重要な課題となることが了解されるであろう。本稿では、紙面の制約のために、対象を定量的分析に限定するが、以上で述べた理由により、このアプローチの限界は明白である。本稿で扱えない定性的側面については別稿で改めてとりあげる予定である。

さて、ユーゴ経済についての実証研究といっても範囲がきわめて広く、ここでその全ての領域を扱うわけにはいかない。ここでは企業の所得分配の問題に対象を限定したい。周知のように、労働者管理企業が自己の収益をどのように分配するかはきわめて論争的な問題であり、これまで多くの議論が展開されてきた²⁾。すなわち、企業が資本家や国家によってではなく、労働者によって管理される時、どのような所得分配が行なわれるのかがそれ自体興味の対象となるばかりで

なく、その実態がどうであるか必ずしも明確にはなっていないからである。企業の自発的な所得分配の結果がユーゴ経済全体のパフォーマンスに影響を与え、また、このような企業の分配行動の理解のうえにユーゴの経済政策が組み立てられる以上、この問題の重要性は明らかである。本稿の課題は、ユーゴの企業が実際にどのようにしてその収益を分配するのかを、利用可能なデータに基づいて、可能な限り総合的に検討することである。

本稿の構成は以下のとおりである。まず第1節で、戦後のユーゴにおける企業の所得分配に関する制度の変遷を簡潔に概観する。ユーゴを含む社会主義国においては、企業の所得分配に関する各種の制度的規定が存在しており、それが実際の所得分配にも大きな制約を課している。それゆえ、その制度の変遷を理解することが分析の出発点になる。次いで第2節で、企業の所得分配のパターンがどのように変化してきたかを、いくつかの指標を用いて検討する。最後に第3節で、ユーゴの企業がどのようにして所得の分配を行なうのかを検討する。そのためにこれまで提出されたいくつかの行動仮説を紹介し、その妥当性を各種のデータを用いて検討する。

〔注〕

- (1) 優れた例外は、Wachtel [25] と Estrin [7] である。なお、ユーゴ国内においても、計量経済モデルを用いた実証研究が最近徐々に浸透しつつある。近い将来、ユーゴ人自身による研究もかなりの程度充実してくることが予想される。
- (2) この点について、さしあたり Ireland-Law [10] の Ch. 3 と Ch. 8 を参照されたい。

1. 制度の変遷

第2次世界大戦後成立した社会主義国ユーゴの歴史は実にめまぐるしく変化した。最初の一大転機は、1948年におけるユーゴのコミンフォルムからの追放であった。この後ユーゴの経済制度は実にしばしば変更されるのであり、その全てを本稿で詳細に跡づけることは不可能である¹⁾。ここでは制度の変遷を企業の所得分配に関するものに限定し、その要点だけを整理する。一般にユーゴの制度変化の特徴は、それがきわめて頻繁になされたことの他に、いわば連続的に行なわれたという点に見い出せる²⁾。それゆえ、戦後をいくつかの時期に明確に区分することは容易ではない。以下に示すのは一つの標準的な区分であるが、しかしそれに対する異論が存在しないわけではない。この意味で以下の区分は多少便宜的なものである。

さて、戦後のユーゴの経済制度は概略的には4つの時期に分けることができる。第1の時期は1945—50年で、「集権的計画化の時期」と呼びうる。第2の時期は1950—65年であり、「分権的計画化の時期」と呼ばれる。第3の時期は1965—74年であり、「市場社会主義の時期」と呼ばれる。そして1974年から現在までが第4の時期であり、「自主管理計画化の時期」とでも呼ぶことができるであろう。以下順にみていく。

(1) 集権的計画化の時期（1945—50年）

この時期は、新生ユーゴが社会主義経済を建設するにあたり、ソ連モデルを厳格に（ただし技術的にはより粗野に）踏襲した時期である。すなわち、全ての主要な経済的決定は連邦計画委員会から発せられ、生産単位には自由採量権とかフィードバックの余地とかはほとんど残されていなかった。かくして出発したユーゴ経済であるが、1948年にこの国がコミンフォルムから追放されたことを契機として、ソ連モデルからも徐々に乖離していく。厳密に言えば、ユーゴがコミンフォルムから追放された後もしばらくの間、この国は集権型経済システムを推進していく。この

点は特に農業の集団化において顕著である[9, pp. 8—9]。しかし、1950年代に入ると、今度はこうした集権型経済システムが全面的な挑戦を受け始めるのである。さて、ここで注意しなければならないのは、政治的にユーゴがソ連ブロックから追放されることは、自己の経済システムをソ連モデルから他のモデルへと転換することを必ずしも意味しないことである。この当時、ソ連モデルが事実上唯一の社会主義経済のモデルであり、ユーゴがコミンフォルムから追放された後も社会主義国であり続けると言明している以上、なぜユーゴが自己の経済システムを既知のソ連モデルから未知の「自主管理社会主義モデル」と呼ばれるものに転換したのかは、必ずしも自明のこととはいえない。この問題についてはもちろん数多くの研究が存在しているが、しかしながら現在においても必ずしも十分に解明されているとは思えないのである³⁾。しかしいづれにしても、ユーゴの人々が1950年代初めに新しい社会主義をめざそうと決意したことは否定できない事実であり、その結果、1950年代以後のユーゴの「実験」が開始されたのである。

(2) 分権的計画化の時期 (1950—65年)

1950年代初頭にソ連モデルの放棄を決意すると同時に、ユーゴは「新経済システム」と呼ばれるものを準備し始めた。この「新経済システム」の制度的内容は、1950年7月の「企業管理法」から始まって、1953年の憲法に至るまでのさまざまな法律によって規定された。この時期の経済システムの進化は、二つの指導原則、つまり、生産者による「自主管理」の原則と「社会主義的商品生産」の原則とによって方向付けられたと要約できよう。すなわち、自主管理の原則の下、労働者評議会を中心とする企業の自主管理のための制度が着々と整備された。実際、1952—53年において、企業の設立、経営、終結に関する複数の法律が採択された。また、社会主義的商品生産の原則の下、市場利用の活性化および国家による指令を意味する「国家計画化」から、生産単位の協議と参加の拡大を意味する「社会計画化」への転化が追求された。前者については、1951年に各種の価格カテゴリーの市場価格へ向けての簡素化とユーゴの通貨であるディナールの大幅な切り下げが試みられた。後者については、1951年の12月に「計画管理法」が議会を通過した。この法律は、中央集権的計画をいわゆる基本比率の計画化に代置するものであった[9, p. 13]。

ユーゴが社会主義の「実験室」と呼ばれる時、言葉の真の意味で該当するのが、1951—61年の約10年間であろう⁴⁾。実際この時期の制度を注意深く検討すると、ほぼ1～2年おきにそれが変化していることに気づく。すなわち、1つの制度の導入の結果を直ちにフィードバックして(もちろん制度変更の効果を十分に把握することは不可能なのであるが)、次の修正された制度を導入するという意味で、どの制度がユーゴにとって望ましいかを人々は実験しているのである。これについての1つの好例は、企業の所得分配に関する制度の変化である⁵⁾。1952年以後、賃金格差と労働インセンティブを決めるのは企業の労働者評議会の仕事となった。しかし労働賃金ファンドは、法律によって定められた枠組みの中で形成されなければならなかった。1952年において採用された所得分配の基礎比率は「蓄積およびファンド(AF)率」と呼ばれた。「蓄積およびファンド(AF)」は、企業所得(減価償却を除く)から賃金ファンドを控除した残余として定義される。このAFの賃金ファンドに対する比率がAF率である。各企業は産業ごとに指定されたAF率に従って、自己の賃金ファンドを形成した。もちろんAF率は産業ごとに大きく異なっていた。たとえば1952年計画においては、AF率は農業について19%、鉱工業について582%であった[9, p. 180]。

さて、AF率はインセンティブとしてはかなり不十分であることが判明し、1954年に「計算賃金制度」に代替された。このシステムの下では、賃金ファンドは「計算賃金」と「利潤からの賃金」の2つの部分に分割された。前者は、規定された賃金率をさまざまな職種カテゴリーに適用

することにより導出された。また後者は課税の対象となった（税率50%）。さらに翌年には「賃金スケジュール」が導入された。個別企業の賃金スケジュールは、企業、労働組合、地方政府間の集団協定として定められた。1958年になると所得分配制度は再び変更された。この制度の下では、企業所得は一つの全体として扱われ、労働者評議会によって、賃金とさまざまなファンドに分配された。そして所得と計算賃金の差は累進課税の対象となった。容易に想像しうるように、この累進課税は労働者にとってきわめて不評であり、1961年にはそれが廃止され、それに代って所得に対して一律15%の税が課された（しかしこの税も1965年には廃止された）。1961年以後、賃金決定と企業所得分配において、企業はほぼ完全に独立的となった。

今度は資本コストに目を転じてみよう。1952年以後のAF制度の下では、唯一の資本コストは減価償却費であった。しかしこれは経済的にみて非合理的な方法であることは明らかであった。かくして、1954年には、6%の資本税が導入されることになった。この税は企業の使用する社会的所有の資本の価格であるとみなされたが、それ以外に企業ファンドから投資される資本にも課された。この結果、企業の負担する資本コストは急激に上昇した。なお資本税は、1965年に4%、1970年に3.5%へと引き下げられ、1971年に最終的に廃止された〔9, p. 220〕。

さて、1950年代における所得分配に関する基本方向をみると、この時期の前半には、経済発展の基本比率（蓄積率や投資の量・配分の決定など）は国家によって定められ、細目は企業に委ねられるというパターンが追求され、そして後半には、基本比較の決定すらも国家の独占の対象からはずそうとする試みが開始されたことが判明する。要するにこの時期は、国家コントロールの縮小と企業自主管理の拡大のプロセスとして特徴付けられる⁶⁾。そしてこのプロセスの1つの到達点が1961年の経済改革である。この改革により、特に3つの政策手段、つまりユーゴ市場の外国に対する開放、財政システムの再編、および（主として労働組合による）賃金決定に対する外部コントロールの緩和、が導入された〔9, p. 20; 19, p. 25〕。企業の所得分配との関連では、この第3の手段が重要であるが、すでに指摘しておいたように、この時点では、企業の総収入から物的コスト、減価償却費、および各種の税を差引いた残りの「純所得」の分配（つまり賃金と投資ファンドなどへの分配）の決定に関しては、企業の労働者評議会に委託された。すなわち、1961年に所得コントロールは事実上廃止されたのである。この改革はずい分大規模な改革であったが、その結果は賃金の急上昇をもたらしたという意味で失敗であったと評価された。明らかにこの改革手段の準備は不十分であり、実行は性急であった〔9, p. 21; 19, p. 25〕。その結果、1962年以後、経済困難に対するアドホックな政策手段が乱発されることになった。たとえば、企業所得の分配に関するガイドラインが再び課された。しかしこうした一連のアドホックな政策手段は、経済困難を根本的には解決しえないことは明白である。かくして次の大改革まで問題は持ち越されるのであるが、この間、実は1つの大きな変化が生じた。この時期のユーゴの経済発展をささえた「一般投資ファンド」が、1963年に廃止されたのである。1963年以前にはこのファンドは連邦政府により管理され、それゆえ経済の基本的発展方向は多かれ少なかれ政府により決定されていたのだが、1963年以後、この点についても企業の意志決定が尊重されるようになった。つまり、企業所得の分配について、企業は大幅な自律性を獲得したのである。

(3) 市場社会主義の時期（1965—74年）

1961年改革以来くすぶり続けていた経済システム論争は、1964年末から1965年にかけて1つの結着をみた。経済自由化の推進路線が勝利をおさめたのである。これが「1965年経済改革」である。この改革には3つの基本目標が存在する。第1は、連邦と国家の役割を可能な限り縮小すること、第2は、企業効率を上昇させ、生産物の質を向上させるために、強力なインセンティブを

導入すること、そして第3に、設備増大と生産性向上の果実を、総消費率を上昇させることにより、人々に還元することである〔19, pp. 26—27〕。この改革は企業の自主権を最大限にまで拡大したものであり、それは企業税の引下げ（1964年）、ディナール切下げと主要品目の価格引下げ（1965年）、そして外国為替制度の自由化（1967年）によって表わされる⁷⁾。その結果、あまり信じられないことではあるが、マクロ的経済政策手段でさえ、労働者自主管理の理念に反するとして、あまり採用されなかったのである〔19, p. 28〕。

このような性格をもつ改革は、ユーゴのような経済発展度の高くない小さな社会主義国にとって、明らかに大胆なものであった。ある程度事前に予想されたように、この経済改革は、もともとユーゴに内在していた経済的不均衡を拡大した。早くも1960年代後半には、経済の循環的性格、失業の問題、テクノクラートの台頭、企業の独占的行動、銀行の権力増大などの諸問題が深刻化した〔19, pp. 28—30〕。これらは自己を社会主義国と規定するユーゴにとって、もはや許容しうる範囲を超えており、大きな政治問題に転化した。かくして、1971年に経済の自由化傾向に一定の歯止めがかかったのである⁸⁾。そこで確認されたのは、第1に、マクロ的経済管理は短期的な経済安定を達成するのに必要であること、第2に、ユーゴの当時の経済発展段階においては、何らかの形の長期的な経済発展の展望が必要であること、しかし第3に、マクロ的経済管理も長期的展望の決定も、国家による全面的なコントロールを再生してはならないこと、であった。企業所得の分配に関してこの方向に沿ってとられた政策手段が、1971年に採用された「所得政策」である⁹⁾。これは基本的には、企業所得の分配に一定の規制を加えるものであり、企業間の所得分配の平等化と蓄積率の向上を目的としていた。いずれにしても、1971年以後、企業の自主権に一定の枠が課されることになるが、それは国家の直接的なコントロールという形をとらず、各企業の合意に基づく社会的コントロールという形をとることになり、これが現在に至るまでのユーゴにおける经济管理システムの原型を形成することになる。

(4) 自主管理計画化の時期（1974年以後）

1971年以後模索されていた社会的コントロールの形態は、1974—76年にかけてより明確な形をとるようになった。1974年の「憲法」と1976年の「連合労働法」を中核とする一連の「システム立法」（たとえば、「社会計画化法」（1976年）、「信用・銀行法」（1977年）、「外貨・対外関係法」（1977年）、「対外貿易法」（1977年）、「会計法」（1977年）など）が、この時期の経済システムの法的側面を規定する。ここでこれらの諸規定の詳細に立入る余裕はないが、その要点は、市場メカニズムとも集権的計画化メカニズムとも異なる新しく開発されたメカニズムで、経済運営を行なおうと試みることである。このメカニズムは「自主管理経済メカニズム」とでも呼びうるものであるが、それはまた「第3メカニズム」とか「協議メカニズム」とか呼ばれることもある¹⁰⁾。それは概略、次のように説明しうる。企業は、市場において定まる価格や取引量を考慮に入れながら、他方で取引関係にある他の諸企業の生産可能性、財務状態などの非市場的情報も勘案して、相互の取引価格・取引量を定める。このやり方は企業間のみならず産業間や地域間にも見られ、そこで合意された内容は「自主管理協定 (samoupravni sporazumi)」と「社会協約 (društveni dogovori)」の中で表わされる。このようなくぶん複雑なメカニズムは、市場メカニズムによっては達成しえない社会的経済的目標を追求することは明らかであるが、それは同時に、こうした社会的コントロールを実行するにあたり、国家のコントロールを極力排除することを意図している。これが自主管理協定に基づく経済メカニズムの本質である¹¹⁾。

さて、現在の経済制度の下では、企業の所得分配に関する基本的規定は、7つの「社会協約」（連邦レベルで1つ、共和国レベルで6つ）の中で与えられている。これらの協定は、以下の3

つの問題群を規制する。①企業間の所得分配（「所得の第1次分配」と呼ばれる）を規定する条件、および財の取引価格に関する条件。②企業所得の個人所得、（企業内）共同消費ファンド、および企業蓄積ファンドへの分割。③個人所得の各労働者への分配。このような内容をもつ社会協約と、それに基づいて無数に作成される産業間、企業間の自主管理協定が、いわば個々の企業の所得分配に制約を与えることになる。以上で述べられたような社会的コントロールは、地域間、産業間、企業間の所得分配の不平等化を抑制し、投資水準を高めるように、各企業に「社会的圧力」をかけることを目的としているが、それにもかかわらず、企業は依然として自己の所得分配に関してかなり大きな裁量権を確保していることも事実である。かくして現実には、政策当局の期待するようには必ずしもこの制度は機能してはいないのである。しかし本稿では、この点についてこれ以上深く立入る余裕はない¹²⁾。

〔注〕

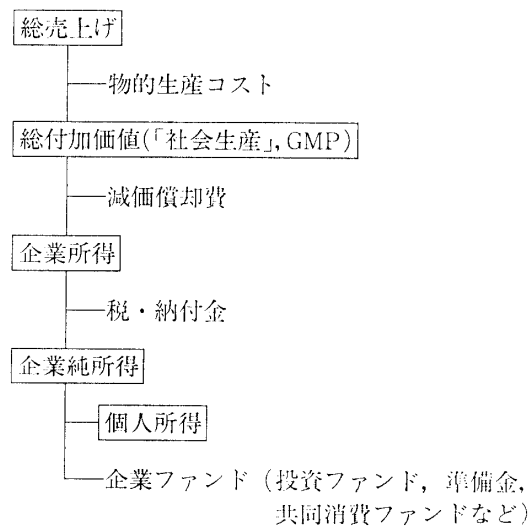
- 1) ユーゴの戦後の政治・経済制度の変遷について、D. Rusinow の詳細な研究〔18〕と B. Horvat の文献〔9〕を参照されたい。
- 2) ある研究者は、ユーゴのシステム進化の特徴を次の3点に見出す。①実際的で実験的な性格をもち、かつ相対的に非教条主義的なアプローチ；②改革と再考の中断なき進展；③全レベルでの相対的に自由かつオープンな議論による改革の追求、である〔5, p. 30〕。
- 3) ユーゴのある経済学者が語るところによれば、この時期の政治経済理念の形成にとって重要な指導者の一人である B. Kidrič の著作集全7巻が現在準備中とのことである。その出版の暁には、こうした問題点もより鮮明にされてくるものと思われる。
- 4) たとえば文献〔13〕のテーマを見よ。また、D. Rusinow は、戦後のユーゴの歴史を「ユーゴの実験」と規定し、彼の著作のタイトルとした〔18〕。
- 5) ユーゴの企業所得の分配制度に関する制度の変遷について、より詳細には Horvat〔9, pp. 179—88〕を参照されたい。
- 6) なぜこのプロセスが進行したかについて、分権的システムの方が経済的により効率的であるという説明の他に、次のような政治的説明も重要である。すなわち、1950年代後半以後、ユーゴ全体の発展方向に関する国内コンセンサス（特に異なる共和国間でのそれ）の欠如が徐々に鮮明になってきた。そして、ユーゴ国内の発展テンポと発展の基本方向に関する政治的解決が不可能となり、その結果明示的に政治的決定を下すのを避ける方策として、市場メカニズムに依存するようになったという指摘である。この指摘は多くの研究者によってなされているが、たとえば文献〔4, p. 71, p. 75〕,〔15, p. 175〕,〔19, p. 26〕を参照されたい。
- 7) ただし、本文中で指摘しておいたように、企業に課される資本使用税は、1965年には6%から4%に縮小されただけであり、それが最終的に廃止されたのは1971年のことである。
- 8) 実は1965年改革以後、経済的困難が表面化するや否や直ちにいくつかのアドホックな対抗策がとられた。しかしそれらが明確な体系をもった政策手段として規定され始めるのは、1971年以後である。
- 9) 「所得政策」の詳しい内容について、文献〔5, pp. 351—53〕を参照されたい。
- 10) このメカニズムの理念的側面について岩田〔11〕を参照されたい。またこのメカニズムはユーゴの社会計画化においても見い出せる。その計画化メカニズムの詳しい内容について、拙稿〔3〕を参照されたい。
- 11) 自主管理経済メカニズムが、現実にはどのようなパフォーマンスを示すのかに関する1つの定性的分析を、筆者は別の論文〔1〕で試みている。是非参照されたい。
- 12) 所得分配に関する社会協約・自主管理協定に基づくシステムの下で、いかなる事態が発生しているかについて、たとえば Madžar〔12〕を参照されたい。

2. 企業の所得分配の変化

前節で、ユーゴにおいて企業の所得分配に関する制度が、しばしばかつ大規模に変更されてきたことを概観した。本節では、こうした制度変更が、実際にまたどの程度企業の所得分配のパターンに影響を与えているのかを、いくつかの指標を用いて検討する。

はじめに依拠すべき資料についてコメントを加える。ユーゴ経済に関して、一般の外国の研究者にとって利用可能な統計資料はユーゴの公式統計だけであり、その基本的な部分は Statistički Godišnjak SFRJ (「ユーゴ統計年鑑」；以下では SGJ と略記する) の中に収められている。ただし若干の例外があって、国連、IMF、世界銀行などのスタッフは、それ以外の情報も入手しうる。さて、SGJ の中に収められている統計はかなり包括的であるが、次の3点で制約をもつ。第1に、集計の概念と体系が西側諸国のそれと一致しておらず、ユーゴの集計概念・体系を丹念に検討しないと誤った結論を導く可能性があるが、それは必ずしも容易ではない¹⁾。第2に、ユーゴでは企業レベルのデータが公表されてはおらず、SGJ で追える数字は、現時点で、鉱工業に関しては35部門の指標である(1975年以前には22部門のみであった)。ユーゴの労働者管理企業の行動を分析するに際して、企業レベルのデータが必要とされるのであるがこの分野の研究者は、企業レベルのデータの代りに産業レベルのデータで分析することを余儀なくされている。それゆえ、以下で企業における所得分配に言及する時、それは主として各産業における(平均的企業)のそれを示していることに注意されたい。最後にもう1つの困難は、同一の時系列データを長期にわたって得ることが不可能なことである。前節でみたように、ユーゴの制度がしばしば変更されたが、それに対応して、2-3年ごとに統計上の集計タームも変更を受けることになった。特に1975/76年にかけて大きな断絶が存在する。かくして重要な指標のうちのいくつかを每期フォローすることが不可能となる。

このような制約をもつデータに基づいて、以下では、企業の所得分配に関する重要な2つの側面、つまり企業における物的総生産(GMP)の分配と労働者1人当たり個人所得の部門間格差について順次検討を加える。



第1図 企業の所得分配の一般的スキーム

2.1 企業におけるGMPの分配

企業におけるGMPの分配の変化を検討するために、はじめにユーゴにおける企業の所得分配のスキームを紹介する。たび重なる制度変更のため、年次ごとに個々の細目は異なるが、1960年以後については、企業所得の分配システムは一般に〔第1図〕のように表わせる。概略的には、企業の「総売上げ」から「物的生産コスト」を控除すると「総付加価値」（これはユーゴの用語では「社会生産 (društveni proizvod)」と呼ばれる。また一般にGMPの一変種であるとみなせる）が得られる。総付加価値から「減価償却費」を差引いたものが「企業所得」であり、それから各種の税・納付金が控除されて「企業純所得」が得られる。企業純所得は、最終的に、「個人所得」と各種の「企業ファンド」（投資ファンド、準備金、共同消費ファンド）などに分配される。〔第1図〕から直ちにわかるように、ユーゴ企業の所得分配のスキームはきわめてユニークであり、他の社会主義型企業（ソ連、ハンガリーなどの）のそれとも、資本主義的企業のそれとも大きく異なる。すなわち、労働者の個人所得分が生産のコストとして位置付けられているのではないし、必要なコストを全て控除した後に残される残余（ないしは果実）として位置付けられている。（ただし、ユーゴにおいて労働者の個人所得は現実に上のスキームが示唆するような形で形成されているか否かは別な問題である。この点については、3.2節で詳しくふれることにする。）

第1表 企業におけるGMPの分配の変化（社会セクター）

(%)

指標 年度	可処分所得率	分配率	貯蓄率	固定資産投資率	自己金融比率
1958	n.a.	n.a.	n.a.	22.5	n.a.
59	n.a.	30.1	n.a.	24.1	n.a.
60	n.a.	30.6	n.a.	24.2	n.a.
61	n.a.	31.8	n.a.	23.7	n.a.
62	n.a.	31.9	n.a.	26.1	n.a.
63	n.a.	31.5	n.a.	22.7	n.a.
64	n.a.	33.2	n.a.	23.4	32.2
65	n.a.	35.1	n.a.	19.9	36.7
66	64.2	38.1	45.9	n.a.	45.8
67	62.4	39.9	42.9	26.0	50.7
68	62.4	40.3	42.4	28.5	51.3
69	57.5	40.9	36.6	29.3	50.6
70	58.8	41.4	37.0	30.4	50.2
71	62.2	40.7	41.3	28.2	53.0
72	61.1	40.6	41.1	27.7	53.5
73	60.0	39.1	42.3	25.2	55.6
74	61.3	38.3	45.2	25.1	56.3
75	61.4	38.6	43.5	30.5	52.7
76	57.9	40.9	37.7	33.5	49.7
77	59.3	40.6	38.9	35.3	50.5
78	58.5	38.6	40.9	38.4	47.7
79	58.3	37.4	42.3	37.1	49.0
80	60.1	35.3	47.5	33.3	50.3

(資料) Statistički Godišnjak SFRJ 各年度版。

(注) n. a. は資料が入りしえないことを示す。

さて、以上はあくまでも簡略化されたスキームであり、実際はもっと複雑でかつ制度の変更ごとに変化していることを繰り返し注意しておく。

本節で扱う最初の指標は、「可処分所得率」であり、それは「可処分所得」の「総付加価値」に対する比率として定義される。ここで「可処分所得」は「減価償却費」と「個人所得」と「企業ファンド」の和として定義されるが、減価償却費を企業の可処分所得に含めるのは、減価償却費は法定最低償却費を通常かなり大きく上回っており [22, p. 402], そこに企業の大きな自由裁量の余地が存在するからである。可処分所得率の上昇は、企業所得に対する企業の意志決定権の拡大の反映とみなせるであろう。

第2の指標は「分配率」であり、これは「個人所得」の「企業所得」に対する比率として定義される。

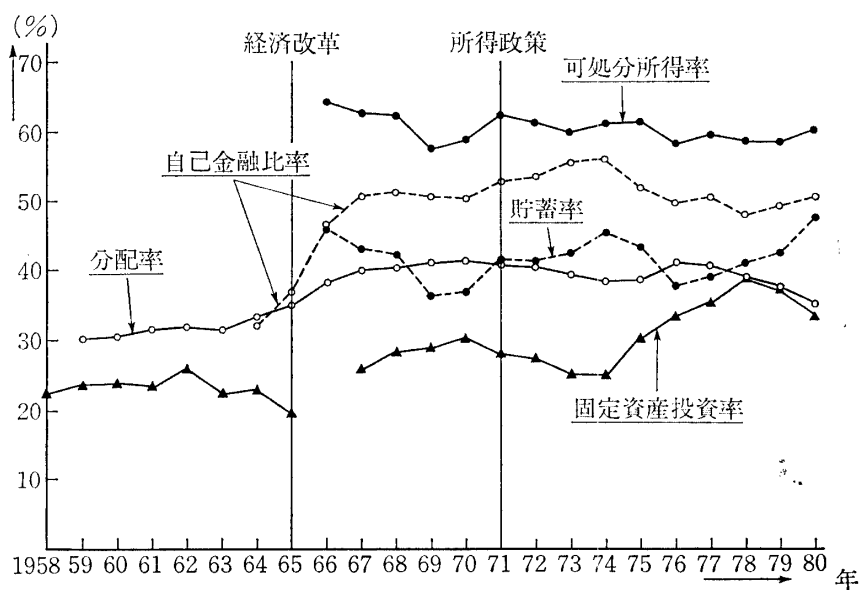
第3の指標は「貯蓄率」であり、「貯蓄」の「企業可処分所得」に対する比率として定義される。ここに「貯蓄」とは、「減価償却費」と「企業ファンド」の和である。

第4の指標は「固定資産投資率」である。これは「固定資産投資」の「総付加価値」に対する比率として定義される。

最後に第5の指標として「自己金融比率」がある。この比率は「固定資産投資」に占める「企業資産からの投資」の割合として定義される。この比率が高まることは、投資に際して外部金融（銀行などからの借入れ）の比率が低下し、企業の財務上の独立性が向上することを意味する。

これらの指標を用いてユーゴの「社会セクター」におけるGMPの分配の変化を跡づけた結果が [第1表] で示される²⁾。すでに言及しておいたように、集計タームの非連続性のために、数値はところどころで利用不可能である。視覚的に理解しやすくするため、これらの指標の変化を図によって表示した [第2図]。この図を用いて各指標の変化を検討してみる。

「可処分所得率」については、データが利用可能となる1966年以後について、トレンドとして若干の低下傾向が見い出せる。制度の変化が予告するように、この比率は1960年代の初めから65年にかけて急上昇している可能性が大きい。データの制約のためそれを直接に確認することはできない。1971年の所得政策導入の効果については、この指標に関する限り、明確な主張をする



第2図 企業におけるGMPの分配の変化（社会セクター）

ことができない。

「分配率」については、1959—80年のデータが得られている。それによると、分配率は1959—70年にかけてゆるやかに上昇しており、その後は76年までゆるやかな波があり、1977年以後急速に下落している。最初の1959—70年にかけての分配率上昇は、分配率を上げようとする経済政策および1961年と65年の経済改革による企業の自主権拡大の試みとによって、かなりの程度説明がつくであろう。また1971年以後分配率が頭うちになったが、これは71年の所得政策導入とその後の社会的コントロールの強化の効果であるとする見解と両立する。

「貯蓄率」については、1966—70年にかけて若干減少しており、71—74年には上昇、そして76—80年にかけて再度上昇している。この間の動きは循環的性格を有している。このうち、1966—70年の変化については、ある程度制度的枠組との関係を認めることができる。すなわちこの間の貯蓄率の低下は、1965年経済改革にともなう企業自主権拡大により、労働者管理企業は貯蓄よりも消費を選好するようになった結果であると解釈しうるのである。このことは、貯蓄率の動きが分配率の動きとちょうど逆になっていることによってもある程度確認しうる。ただしこの解釈をより強い形で主張するためには、1965年以前のデータが必要であるが、それが欠如しているため、この点についてはあまり断定的な主張はできない。その後1971—74年にかけて貯蓄率が向上したのは、71年の所得政策の効果であるかもしれないが、そうであるにしても、その後の75年以後の動向については別の説明が必要である。

「固定資産投資率」については1958年からデータが利用可能であるが、途中1年（1966年）についてだけ対応するデータが入手しえない。しかし一応の傾向として、1958—65（66）年の間はほぼ安定的であり、65（66）—70年の間は上昇し、70—74年にかけて下落、そして74—78年にかけて再び上昇し、78年以後は再度下落していることがわかる。ここにも循環的性格が見い出せる。さてここで特に印象的なのは、1965—70年にかけての固定資産投資率の上昇である。これは、労働者管理企業は、その（社会的）所有権の不完全な性格の下では、資本ストックの過少投資傾向を示すという「所有権学派」の主張と対立する³⁾。つまりこの時期には、企業の自主権が拡大し、労働者管理企業が外部の制約なしに自己の目的関数に従って行動できるはずであるから、その結果、固定資産投資率が下落するというのが、この学派の主張となるからである。しかしこの点については本稿では立入らないでおく⁴⁾。固定資産投資率の動きについてもう1つの興味深い点は、貯蓄率と固定資産投資率がほとんど逆の方向に動いていることである。確かにこれら2つの指標の定義をみると、両者の間にはその動きの方向を決めるような明確な論理的関係は存在しない。他方、われわれの常識では、両者の動きには正の相関が存在するはずである。ところが実際には、図から判るように、1976—78年を除いて、貯蓄率の上昇（下落）時には、投資率は下落（上昇）している。この常識と現実の間のギャップをどうして説明するかは重要な課題であるが、本稿ではそれに答えることはできない。今後の課題としたい。

最後に「自己金融比率」についてであるが、1964年以後74年までは基本的には上昇傾向、その後の75年以後は低下傾向が観察される。この中では1964—67年のこの比率の急速な伸びが印象的である（年平均上昇率は19.2%）。これは1963年における「一般投資ファンド」の廃止と、それに引き続く一連の経済制度改革の直接の帰結であると考えられる。

今度は同じことを、ユーゴの「社会セクター」の中の「鉱工業部門」について検討する。鉱工業部門は社会セクターの中でも大きな比重を占め、またこの部門の発展がユーゴ経済の発展にとって本質的であるという理由で、この部門を分析することは重要な意味をもつ⁵⁾。

まず、鉱工業部門における前述の5指標の変化は〔第2表〕と〔第3図〕において示される。

第2表 企業におけるGMPの分配の変化（鉱工業部門）

（%）

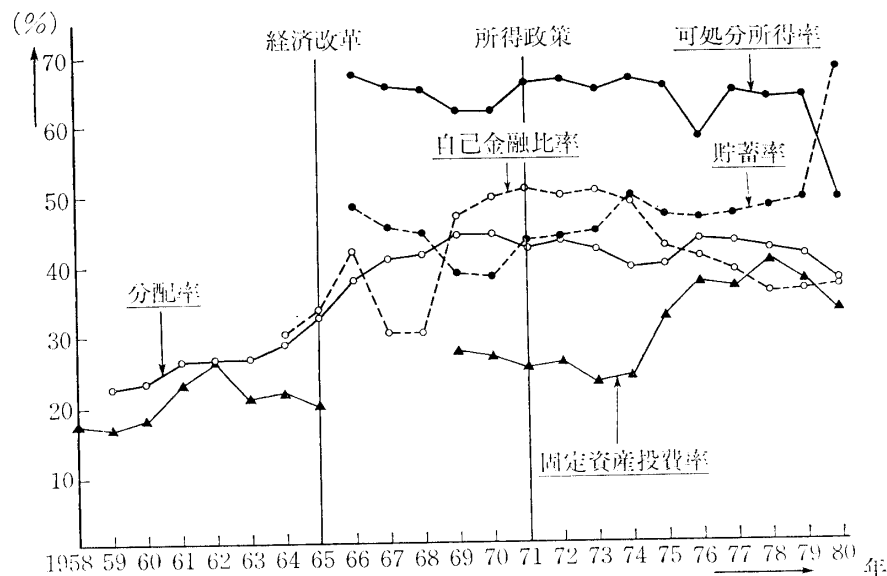
年度	指標	可処分所得率	分配率	貯蓄率	固定資産投資率	自己金融比率
1958		n.a.	n.a.	n.a.	17.6	n.a.
59		n.a.	22.9	n.a.	17.3	n.a.
60		n.a.	23.6	n.a.	18.5	n.a.
61		n.a.	26.5	n.a.	23.3	n.a.
62		n.a.	26.9	n.a.	26.3	n.a.
63		n.a.	26.8	n.a.	21.2	n.a.
64		n.a.	28.9	n.a.	22.2	30.2
65		n.a.	32.6	n.a.	20.4	33.7
66		67.5	38.4	48.7	n.a.	42.1
67		65.3	41.1	45.3	n.a.	30.3
68		65.1	41.7	44.6	n.a.	30.2
69		62.0	43.9	39.0	28.0	47.2
70		62.1	43.9	38.4	27.1	49.6
71		66.1	42.7	43.5	25.5	50.9
72		66.5	43.6	43.8	26.2	49.8
73		65.1	42.0	44.8	23.5	50.6
74		66.9	39.7	49.7	24.4	49.2
75		65.6	40.1	47.2	33.0	42.9
76		58.1	44.3	41.3	37.6	41.3
77		64.8	43.7	42.0	36.9	39.2
78		63.8	42.2	43.2	40.6	36.2
79		63.9	41.4	44.2	37.7	36.6
80		49.2	37.7	68.1	33.6	37.5

（資料）〔第1表〕と同じ。

（注）〔第1表〕と同じ。

これらの図表から判明するように、いくつかの指標については社会セクターと鉱工業部門とで類似の動きを示すが、他の指標については必ずしもそうでない。たとえば、可処分所得率、分配率、貯蓄率、および固定資産投資率については両者ともかなり類似した動きを示すが、自己金融比率についてはずい分かけ離れた動きを示す。

鉱工業部門における変化について個別的に検討してみよう。「可処分所得率」については、1966年以後、社会セクターにおけるばあいと同じく、トレンドとして若干の低下傾向を示す。ただし、1976年と80年には社会セクターにおいてみられなかった程の急激な落ち込みが観察される。特に1980年については、社会セクター全体では対前年比3.1%の上昇がみられるのに対し、鉱工業部門では23.0%の下落がみられる。この点について後で若干言及する。「分配率」についてはおおむね社会セクターのばあいと同じ動きを示している。分配率は1959年から69年にかけてほぼ一貫して上昇し、その後は上昇しつつもトレンドとしてはほぼ一定の値を示している。「貯蓄率」についても社会セクターのばあいとかなり類似した動きが観察される。1966年から70年にかけて貯蓄率は低下し、その後上昇に転じて循環的性格をみせる。そして1980年には急激に上昇する。社会セクターにおいて1980年には対前年比12.3%の上昇であったのが、鉱工業部門においては54.1



第3図 企業におけるGMPの分配の変化（鉱工業部門）

％の上昇を示している。この急激な上昇はそれ以前の変化と比しても明らかに異常である。今度は「固定資産投資率」についてみる。1966—68年という重要な意味をもつ3年間についてデータが欠落しており、1965年経済改革の効果については判断を下せない。また投資率は1974—78年にかけて上昇傾向を示し、その後低下局面に入るが、この動きはユーゴの制度変更と何らかの関係をもつという強い証拠は存在しない。最後に「自己金融比率」についてであるが、これは鉱工業部門と社会セクターにおいてかなり異なった動きを示す。鉱工業においては、1967年と68年における急激な落ち込みと回復（1966/67年については38.9％の下落、そして1968/69年については36.0％の上昇）と、1969—74年の安定化傾向、そして74年以降の低下傾向が観察される。1967年と68年の自己金融比率の突然の落ち込みが鉱工業部門において何故生じたのかを知ることは必ずしも容易ではない。国際的・国内的金融事情が関係していることはほぼ推察しうるが、こんな大きな変化が何故生じたのかに関する説明としては必ずしも十分とはいえない。この点も今後検討されるべきであるが、本稿では立入らない。また、1974年以後の自己金融比率の低下傾向も注目されるが（経済制度との関係で）、この点についての検討も本稿の守備範囲に入らない。

さてこれまで、企業のGMPの分配について、社会セクターと鉱工業部門に分けて検討してきたが、ここで1965年の経済改革と1971年の所得政策の導入の2つの制度変化がどのような効果をもたらしたかを要約しておこう。（前節で概観したように、1961年経済改革の効果の分析も興味深い。そのためのデータが不十分であるので、本稿では直接の検討対象からは除外せざるを得ない。）本節で検討した指標の背後には、明らかに多くの国内的・国際的要因が存在しており、経済改革や所得政策がそれだけで指標の動きを決定するわけではない。また逆に、経済改革や所得政策の効果はこれらの指標にのみ反映されるわけではなく、それ以外の定量化の不可能な領域、たとえば経営者や労働者の労働態度やモチベーションなどにも大きな影響を与えることは論をまたない。このような意味で、以下の説明はきわめて限定されたものにすぎない。

まず、1965年経済改革の効果についてであるが、これを明確な形で主張することはほとんど不可能である。というのは、本稿でとりあげた5つの指標のうち、1965年の前後での変化を示しう

る指標は「分配率」と「自己金融比率」の2つの指標しかなく、残りはそれに適さないからである。しかしこの2つの指標に関する限り、1965年改革は経済パフォーマンスを質的に変化させるような効果をもったという見解は支持されない。より弱い形の主張、つまり、1965年改革は60年代初頭から導入された政策手段により生じた経済発展の方向を強化するものであったという主張は、これらの指標とは対立せず、この意味である程度は支持されると考えられるかもしれない。この点は、社会セクターにおける自己金融比率の変化（1965/66年について24.8%、1966/67年について10.7%の上昇）と鉱工業部門における分配率の変化（1965/66年について17.8%、1966/67年について7.0%の上昇）によってかなりよく例示される。次に1971年の所得政策導入については、若干の指標に関して、政策の効果が現われたという解釈も不可能なわけではない。たとえば、社会セクターと鉱工業部門の両方において、企業貯蓄率は1971年にその前年までの低下傾向が上昇傾向へと転化している。しかし一般的にはそれによって大きな変化が生じたという強い証拠は存在しないのである。

最後に、これらの指標の動きについて、もう1つの顕著な特徴について言及しておこう。それはわれわれの観察期間の終りの2年、すなわち1979年と80年において何か質的な変化が生じているかも知れないという疑問である。このことは社会セクターにおける指標の動きをみる限り必ずしも明瞭にはならないが、鉱工業部門におけるそれをみるとかなりな程度明白になる。とりわけ、鉱工業部門における可処分所得率と貯蓄率の動きにそれが現われている。これらの動きが示唆しているように、1979年以後現在に至るまで実際にユーゴ経済のパフォーマンスは極度に悪化している。このことは、本稿では取扱わなかったいくつかの指標、すなわち、インフレ率、実質賃金率、ディナールの減価率などをみれば一目瞭然である。このような現在のユーゴの経済危機がなぜ生じたかについては、いくつかの説があり、ユーゴ国内が激しい論争が行なわれている。しかしこの問題は複雑であり、それゆえ独立した1つの論文の中で扱われるべきであり、本稿の守備範囲をはるかに超えている。

2.2 平均所得の部門間格差

今度は経済制度の変更が労働者の個人所得にどのような影響を与えたのかを検討する⁶⁾。1960年代以後、ユーゴにおいて経済の自由化がほぼ一貫して追求されてきた。この路線は、もちろんいくつかの望ましい効果をあげてきた。しかしそれと同時に、無視しえない負の効果がもたらされたのも事実である。その代表的なものの1つが、所得の不平等化の傾向である。社会主義国ユーゴにとって、これは深刻な政治問題となることは論をまたない。

周知のように、所得の不平等度の測定には大きな困難がつかまとう。しかしここで重要なのは、不平等度の水準それ自体ではなく、その水準の時系列的变化である。そこでわれわれは、H. Wachtel と S. Estrin の採用した方法を用いることにする [25, Ch. 6; 6]。それは各産業ごとに労働者1人当たりの個人所得を求め、その全産業にわたる変化係数 (coefficient of variation) を求める。これを平均所得平等度の1つの尺度とみなすのである⁷⁾。ここで労働者1人当たりの平均所得を計算するのに2つの方法が考えられる。最初の方法は Wachtel や Estrin によって試みられたものであり、各産業の総個人所得額を総(平均)雇用者数で割ることである⁸⁾。これを「単純平均所得」と呼ぶ。この方法は計算が簡単であるという利点をもつが、同時に1つの欠点ももつ。すなわち、各産業の職種構造は互いに大きく異なっており、高熟練労働集約型産業と低熟練労働集約型産業についてこの単純平均所得を適用すると、バイアスが生ずる可能性があるのである。たとえば、両タイプの産業で高熟練職種と低熟練職種の賃金率がそれぞれ同一であると仮定すれば、高熟練労働集約型産業の単純平均所得の方が、低熟練労働集約型産業のそれよりも

高くなることは明白である。こうした欠陥をいく分でも除去するために、各産業の職種構造の相違を考慮に入れるような平均所得概念が必要となる。そのために各職種を適当なウェイトをもって未熟練労働に還元する方法を採用しよう⁹⁾。かくして得られる未熟練労働に還元された労働1単位当たりの個人所得を計算することができる。これを「還元労働1単位当たり平均所得」と呼ぶことにしよう。

本来、産業間の所得格差を厳密な形で検討するためには、各職種ごとに平均個人所得を求めることが、つまり同一職種に対して産業間の所得格差を求めることが必要となるが、残念ながらこの種のデータは入手しえない。これが「単純平均所得」の他に「還元労働1単位当たり平均所得」を採用する理由であった。さらにそれぞれの部門をとってみても、各企業ごとに平均個人所得は異なる可能性があるし、実際ユーゴのばあい、それがかなり大きいことを示すいくつかの有力な証拠が存在する。しかしながらこれについても、企業ベースのデータが存在しないために、本稿で検討することはできない¹⁰⁾。以下ではわれわれは調査対象を鋳工業の22部門に限定することになるが、これまで述べてきた理由により、本節での試みはかなり限定された意味しかもたなくなるであろう¹¹⁾。

さて、われわれは調査期間をデータの入手しうる1963—80年に限定する。また調査対象は鋳工業の22部門であるが、1976年以後それは35部門へと細分割された。それゆえ1975年と76年の間に

第3表 個人所得の部門間格差の変化（鋳工業部門）

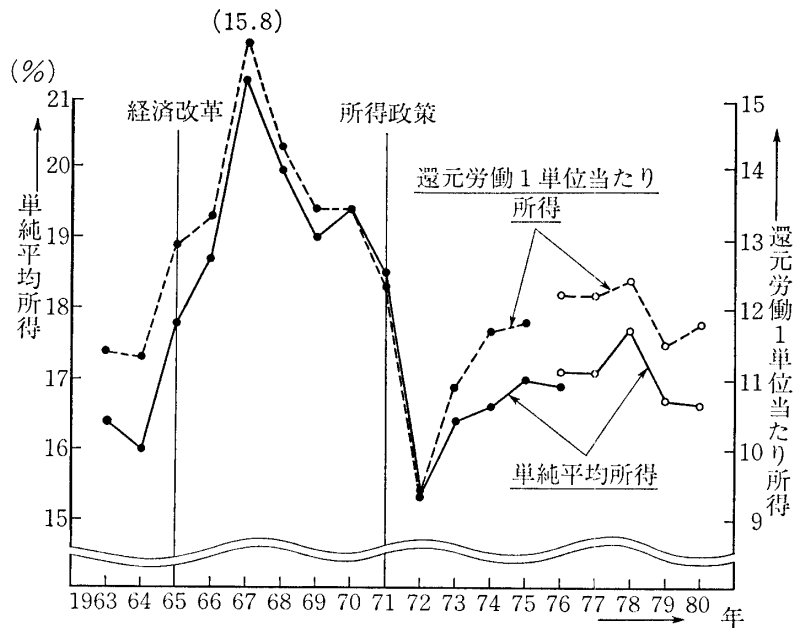
(%)

年度	単純平均所得		還元労働1単位当たり所得	
	変化係数	Max/Min 比率	変化係数	Max/Min 比率
1963	16.4	172	11.4	142
64	16.0	169	11.3	141
65	17.8	183	12.9	155
66	18.7	193	13.3	163
67	21.3	219	15.8	186
68	19.9	203	14.3	175
69	19.0	192	13.4	168
70	19.4	196	13.4	170
71	18.5	200	12.3	169
72	15.4	173	9.3	145
73	16.4	183	10.9	153
74	16.6	185	11.7	157
75	17.0	197	11.8	167
76	17.1 (16.9)	214 (196)	12.2	182
77	17.1	221	12.2	184
78	17.7	227	12.4	185
79	16.7	220	11.5	180
80	16.5	213	11.8	174

(資料) Statistički Godišnjak SFRJ 各年度版。

(注) 1) 「Max/Min 比率」とは、各部門の最大値と最小値の比率(%)を示す。

2) 1963—75年までは、鋳工業の22部門(旧分類)が、また、1976—80年までは、鋳工業の35部門(新分類)が対象となる。1976年の行の()の中の数値は、鋳工業の22部門(旧分類)に対する数値である。



第4図 個人所得の部門間格差の変化 (鉱工業部門)

データのギャップが存在する（というのは、22部門と35部門の間の相互関係が必ずしも明確ではないからである）。しかし幸運にも、単純平均所得については、1976年において、22部門に対応する変化係数と35部門に対応するそれが計算できるので、両者の関係がある程度把握しうる。

（ただし、還元労働1単位当たりの平均所得については、この比較は不可能である。）かくして得られた結果は、[第3表]と[第4図]によって示される。[第3表]には、また、各産業の平均所得の最大値と最小値の比率も併せて示されている。

はじめに変化係数の動きについてみる。[第4図]から直ちにわかるように、単純平均所得の変化と還元労働1単位当たり平均所得のそれはほぼ類似の動きを示す（もちろん前者の方が後者よりも数値としては大きくなっている）。このことは、各部門の職種構造の相違を考慮に入れても入れなくても、所得格差の変化に関する限り、大きな差が生じないことを意味する。さて、どちらの系列でみても、1963—67年にかけては変化係数はほぼ一貫して急速に上昇しており（単純平均所得については、特に64/65年の8.3%の上昇、および66/67年の13.5%の上昇が注目される）、その後は67—72年にかけて急速に低下した（同じく単純平均所得について、71/72年の13.5%の下落が注目される）。1973年以後に関しては、75年と76年の間でデータ上のギャップが存在するにもかかわらず、ある程度安定した動きを示していると推測される¹²⁾。

なお本稿ではデータを手しえなかったので分析の対象から除外したが、1963年以前の状態について類似の方法を用いた H. Wachtel の研究が利用可能である。それによれば、1956年から63年にかけて、産業部門間賃金格差はトレンドとして拡大している [25, pp. 138—41]。それゆえ、この研究とわれわれの結果を総合すると、このタイプの個人所得格差については、1956年以後、67年に至るまで格差は増加傾向を示していることになる¹³⁾。

今度は部門間所得格差に与えた1965年経済改革と1971年所得政策導入の影響を検討してみよう。1965年改革については、2.1節で言及した結果と同様に、1965年以前から存在した傾向が65年改革によって一段と強化されたという観察が成り立つ。ただしこれを強調しすぎると危険である。他のタイプの所得格差、たとえば地域間所得格差と職種間所得格差については、Wachtel の研究

によれば、ピークは1961—63年にかけて、つまり65年改革の以前にくるのである〔25. ch. 6〕。このことは、これら2つのタイプの所得格差については、1961年経済改革の方がより大きなインパクトをもったことを示唆する。しかし産業間所得格差については、1961年改革も1965年改革もトレンドを大きく変えるに至らなかったという意味で、大きな効果を示していない。以上を要約すれば、1961年ごろに1つのパターンの変化が発生し、その後確立した傾向が1965年から67年にかけて増強されたと考えることができよう。いずれにしても、1965年改革を境として所得格差の変化のパターンが大きくシフトしたという強い証拠は存在しない。

次に1971年所得政策の方をみてみよう。部門間格差が1967年にピークに達した時、それに対して何らかの措置が講ぜられたことが容易に想像しうる¹⁴⁾。そして1971年の所得政策導入は基本的にはこの延長線上にあり、その効果は翌72年に大きく現われたと考えられる。1973年以後のほぼ安定した部門間格差の推移は、74年以後徐々に導入されてきた所得分配に関する自主管理協定の効果であるとみなせるかもしれない¹⁵⁾。

さてこれまで変化係数の動きにのみ注目してきたが、そこで得られた結論は、鉱工業部門における各産業の平均所得の最大値と最小値の比率の変化によっても容易に裏付けることができる。

〔注〕

- 1) ユーゴの統計の概念とその特徴について、Moore [16, Part Two] を参照されたい。
- 2) ユーゴ経済は、大別すると「社会セクター」と「個人所有セクター」とに分類される。前者と後者の比率は、1980年において、総付加価値ベースで86.3%対13.7%であり、また雇用者ベースで98.0%対2.0%である。
- 3) 「所有権学派」とは E. G. Furubotn や S. Pejovich によって代表される研究者のグループを指す。このグループの見解はいくつかの論文の中に見い出せるが、その要点だけを知るためには、Ireland-Law [10, ch. 3] あるいは Vanek [23] を参照すればよい。
- 4) 本稿では紙面の節約のため、労働者管理企業の経済理論については、必要最小限の言及にとどめる。
- 5) ユーゴの統計において、社会セクターは「鉱工業」、「農水産業」、「林業」、「水経済」、「建設」、「運輸通信」、「商業」、「ホテル・観光業」、「工芸」、「自治体活動」、「その他」に分類される(1980年)。鉱工業部門の総付加価値の社会セクター全体のそれに占める比率は、1980年において、45.3%である。
- 6) 以下では、労働者が企業から受け取る所得を「賃金」とは呼ばずに「個人所得 (lični dohoci)」と呼ぶ。その理由は、2.1節の冒頭でみたように、企業所得の分配スキームに従う限り、厳密には「賃金」というものは存在しないからである。ただし、以下で誤解のおそれのないばあい、「賃金」という用語を「個人所得」と同じ意味で使うこともある。
- 7) 本稿では紙面の制約のため、平均所得の産業間格差についてのみ検討する。他の興味深い側面、つまり職種間格差や地域間格差、あるいは企業規模別格差などについては Wachtel [25, ch. 6], Estrin [6], Estrin [7, ch. 5] を見よ。
- 8) より望ましくは、総所得額を総雇用者数ではなく、雇用された総労働時間で除すことであろう。しかし必要とされる総雇用労働時間の時系列データが入手しえないので、ここでは次善の策として総雇用者数を用いている。
- 9) この方法はユーゴでは、「条件付き未熟練労働者1人当たりの個人所得」と呼ばれており、各職種間の標準的ウェイトが決っていると報告されているが、筆者はそれを入手しえなかった。そこで近似的に次のような方法で計算を試みた。まず鉱工業全体について各職種(8職種)ごとの平均個人所得を求め、これらの「未熟練労働」のそれに対する相対比率を計算する。こうして得られた比率をウェイトとして、鉱工業の各部門(22部門)の各職種の雇用者数を乗じて、各部門ごとに「未熟練労働還元量」を求める。この量で各部門の総個人所得額を除して、「還元労働1単位当たり平均所得」を求めるのである。ただし、このようなウェイトは与えられたデータから毎年作成しうるわけではない。これが可能なのは、

- 1963, 69, 70, 72, 74, 76, 78年の各年次に限られる。これ以外の年次については、これらの年次のウェイトを基準として、それらの加重平均としてウェイトを算出してある。
- 10) ただし、産業部門内の所得格差を調べるために、企業ベースのデータの代理変数として、各部門の企業グループレベルのデータを用いることがある。たとえば、Estrin [7, pp. 142—47]を参照せよ。
- 11) 本節での試みには、実はもう1つの難点が存在する。それは本節では「賃金所得」のみを考慮している点である。ユーゴにおいては「非賃金所得」がかなり大きな比重を占めているといわれる(1964—67年については全所得の約30%、その後若干の減少傾向が見られるといわれる)。それゆえ、この点も留意されなければならない。詳しくは、Wachtel [25, pp. 126—27]を見よ。
- 12) この結論は Estrin [6] のそれとほぼ同一である。
- 13) なお本稿ではふれる余裕がなかったが、こうしたユーゴにおける部門間の個人所得格差の変化を、他の諸国のそれと比較してみると興味深い。S. Estrin の研究によれば、ユーゴのその特徴は、時間とともに大きく変化している点(不安定性)に求められる。このことは西側資本主義諸国と比して確実にいえるし、また、ソ連・東欧諸国(これらの諸国については、産業間所得格差の変化率に関する時系列データが充分には得られないものの)と比しても、ある程度主張できそうである。ユーゴにおける所得格差の変化の不安定さは、それゆえ、この国において特徴的な制度変更の頻繁さを主として反映していると解釈しうる。この点の詳細については、Estrin [7, pp. 132—34]を参照されたい。
- 14) 第1節で示唆しておいたように、この時期には各種のアドホックな政策がとられたが、しかしそれが現実にどの程度の効果をあげたのかを推定することは困難である。しかしある研究者は、この間の当局の「道徳的説得」がある程度有効に作用したことを示唆している [6, p. 182]。
- 15) 自主管理協定の実際の効果についてある実証研究は、いくぶん否定的な結論を導き出す。つまり、自主管理協定・社会協約が不平等度を減少させたという若干の証拠は存在するけれども、その証拠は決定的なものではないというのである [20, p. 509]。

3. 労働者管理企業の分配行動——いくつかの仮説とその検定

本節では、ユーゴ企業がどのような所得分配を行なうかについて、いくつかの代表的な仮説を通して考察する。ただし紙面が限られているため、本稿では考察を企業がいかにして労働者の個人所得の水準を決定するのかに限定し、他の興味深いトピックス、たとえば投資の決定などについては考察の対象外とする。また前節ですでに言及しておいたように、個々の企業に関するデータは外国の研究者にとって利用可能ではないので、各産業(鉱工業の22部門)に関するデータを代用する。以下では、最初に、企業の個人所得と資本集約度の関係を検討し、次いで、個人所得がいかなる要因を考慮して定まっているのかを検討する。

3.1 個人所得と資本集約度

1960年代に入って、自己の所得を自由に分配するという企業の権限が徐々に拡大してくるにつれて、1つの大きな問題が生じてくるようになった。それは、資本の社会的所有の下では、各企業ごとに大きく異なる資本—労働比率(資本集約度)のために、企業間の平均個人所得の格差が拡大するのではないかと、いうものであった。これを簡単に説明しよう。労働者管理企業において、労働者1人当たりの所得は、資本の生産的サービスがどれだけ生産コストに組み込まれるかに依存すると考えられる。ここで2つの極端なケースを想定してみる。第1は、全資本が外部からの借入れによってまかなわれるケースで、このばあい企業は利子を支払わなければならない、他の諸条件に変化がなければ、それに対応して労働者の所得が減少する。第2は、全資本が内部からまかなわれるケースで、この時には企業は利子を支払う必要はなく、その限りで労働者の所得

は増加する¹⁾。ユーゴの現実においては、両方のケースの中間が一般的であり、その比重はもちろん企業ごとに異なる。この推論が正しいとすれば、企業間および部門間の所得分配の不平等さは、第1に資本集約度により、そして第2に外部資本の借入れ比率により説明される²⁾。

さて、このことが現実に発生するとすれば、困った事態が生じてしまう。というのは、ユーゴの社会経済理念によれば、同量の労働サービスに対して同量の賃金が帰属すべきであるにもかかわらず、資本集約度の高い企業に働く労働者と低い企業に働く労働者の間で、同じ労働投入サービスに対して異なる賃金が帰属することになるからである。もちろんこれは社会主義国ユーゴにとって看過しえない事態であることは明白である。

こうした問題提起に沿って、これまで J. Vanek-M. Jovicic と R. Stallaerts の2組の研究者が実証研究を試みた。彼らの研究はいくつかの点できわめて興味深いのが、残念なことに、両者とも労働者の平均所得と資本集約度との関係だけを考慮に入れ、自己資本比率については考慮してこなかった。それゆえ、本稿では資本集約度と自己資本比率の両者を説明変数とするモデルを使用することにする。

はじめにモデルを説明する。まず資本集約度を、固定資産（購入価格で評価）(K)と未熟練労働に還元した労働単位 (L) の比率として定義する。次に自己資本比率を求めなければならないが、これに直接該当するデータがユーゴの公式統計の中に見い出せないで、何らかの代理変数を用いなければならない。そこで、過去5年間になされた固定資産投資 (I_t) の総和 ($\sum_{i=1}^5 I_{t-i}$) を分母とし、同時期における自己資産からの固定資産への投資 (S_t) の総和 ($\sum_{i=1}^5 S_{t-i}$) を分子とする比率を「自己資本比率」(f) と定義する³⁾。 f は明らかに本来の自己資本比率とは異なり、それはあくまでも1つの代理変数として理解されるべきである⁴⁾。また被説明変数は、未熟練労働1単位当たりの純個人所得 (W/L) とする。かくして、

$$\frac{W}{L} = \beta_0 + \beta_1 \frac{K}{L} + \beta_2 \frac{\sum_{i=1}^5 S_{t-i}}{\sum_{i=1}^5 I_{t-i}} \quad (1)$$

というモデルが得られる。また(1)式はより簡単に、

$$w = \beta_0 + \beta_1 k + \beta_2 f \quad (2)$$

ただし、 $w = \frac{W}{L}$

$$k = \frac{K}{L}$$

$$f = \frac{\sum_{i=1}^5 S_{t-i}}{\sum_{i=1}^5 I_{t-i}}$$

の形に書きかえることができる。ここでこのモデルの背後にある理論から、 $\beta_1 > 0$ かつ $\beta_2 > 0$ が予測される。

データについては、1969年と1974年の2つの年次を選び、各年次ごとに鉱工業の22部門のクロスセクション・データを用いる。年次の選定に際しては、未熟練労働へ還元した労働単位数が入

手しうること、および1971年の所得政策導入の前と後であること、の2点を考慮に入れた⁵⁾。

さて上のモデルを用いて回帰分析を行なってみよう。その結果は次のとおりである。(ただし、()内の数値は t 値である。)

[1969年]

$$w = 7.1936 + 0.0166k + 0.0503f$$

$$(1.434) \quad (0.984)$$

$$R^2 = 0.115$$

$$DW = 1.619$$

$$SE = 3.883$$

[1974年]

$$w = 9.0222 + 0.0090k + 0.2253f$$

$$(1.857) \quad (4.271)$$

$$R^2 = 0.519$$

$$DW = 1.953$$

$$SE = 3.779$$

この結果について、まずはじめに各年度ごとに見てみよう。直ちに気づくのは決定係数の小ささである(1969年には $R^2 = 0.115$, 1974年には $R^2 = 0.519$)。特に1969年の決定係数が小さいことに気づく。つまり、労働1単位当たりの賃金水準を説明するにあたり、このモデルは期待したほどの強い説明力をもたないということである。より詳細に検討すると、1969年においても74年においても、各産業ごとに異なるはずの資本集約度は、各産業の平均賃金水準にはほとんど影響を与えていないことが指摘される。これは基本的に Vanek-Jovicic と Stallaerts の発見と同一である [24, p. 434; 20, pp. 502-03]。ただし、符号については理論の予測通りである。他方、自己資本比率についてはどうであろうか。理論が予測するように、高い自己資本比率は高い賃金水準を意味するであろうか。これについての判断は微妙である。というのは、1969年においては f の係数はきわめて小さく、かつ統計的に有意ではない(10%水準で)のに対し、1974年には f の係数はかなりの大きさ(0.2253)で、かつ統計的に有意(0.5%水準で)であるからである。ここでも符号は理論の予測の通りである。

今度は観点を変えて、1969年と74年の変化に注目してみよう。この間の変化で目につくのは、 R^2 の大きさである。すでにふれたように、このモデルの説明力は5年間に約4.5倍上昇したことになる。また、自己資本比率の賃金水準に与える影響力も1974年においてかなり高まったと解釈しうる。この変化は、第1節で見たように、1971年の資本税の廃止の効果とみなせるかもしれない。つまり、本節の冒頭の理論が有効となるのは、企業の管理する社会所有下の資本に対し税がかけられていない時に限るが、そうなったのは1971年以後だからである。この観点に立てば、1969年(当時4%の資本税が課せられていた)において、自己資本比率の説明力が弱いのは当然ということになる。この意味で、上記の結果は理論の予測と両立する。しかし他方では、この結果は事前の予想を別な意味で若干裏切るものである。というのは、1971年の所得政策の導入とその後の社会的コントロールの増大は、個人所得の非労働要素に対する依存を少なくするように機能する可能性があったからである。しかし上述の結果からはこの可能性を支持する証拠は見い出せない。

本節を終えるにあたり、ここで1つの重要な指摘をしておこう。これは F. Štiblar によって

強調された点であるが、実はデータの系列を作成する時に、同一の統計〔SGJ〕から、いくつかの異なる系列を計算することができるのである。本節の例でいえば、個人所得、固定資産、労働などについて、複数のデータ系列が得られる。それゆえ、研究者はいくつかのデータ系列から1つを選択することになる。しかし Stiblar の研究によれば、データ系列の選択は、特定の理論モデルの係数の評価とその有効性に大きな影響を与えることが判明している〔21, p. 243〕。本節および次節で試みるようなモデルを用いた推定に際しては、データの問題が真剣に考慮されなければならない。

さて、本節で試みたテストはいくつかの点で不十分であった。自己資本比率の賃金水準に与える効果をより深く検討するためには、次の点に注意する必要がある。第1に、自己資本比率の代理変数をより良いものに改善すること、第2に、観察年度をもっと多くすること、そして第2に、データの適切さを再検討すること、である。これらの難点を克服するのは、今後の課題である。

3.2 個人所得の決定因

資本集約度と自己資本比率が個人所得水準の決定因として十分な説明力をもたないことが明らかとなったが、それでは一体、個人所得の水準はいかなる要因によって決定されるのであろうか。換言すれば、ユーゴの企業はどのような要因を考慮して個人所得を決定するのであろうか。2.1節でユーゴ企業の所得分配のスキームを検討したが、その時、労働者の個人所得は、企業の総売上から各種のコストを控除した残余として形成されることをみた。ところで、このスキームが示唆するとおりに個人所得が実際に形成されるとすれば、企業業績の変化に対応して、それは毎期かなりの程度振動するはずである。しかし現実にはそうした事態は必ずしも観察されない。この点に最初に着目したのが、ユーゴの著名な経済学者 B. Horvat であった⁶⁾。彼は、ユーゴ企業は現実には、労働者の個人所得を資本主義的企業のばあいと同じように決定すると考えた。つまり、企業の業績とはある程度独立に、個人所得を每期安定的に上昇させるよう経営計画を作成し、それに基づいて実際に分配すると考えるのである。それゆえ、ユーゴ企業の個人所得決定の現実のメカニズムを研究するに際しては、Horvat 仮説を含むいくつかの仮説を念頭においておかなければならないのである⁷⁾。

さて、この問題を考えるにあたり、さしあたり J. Mencinger の提示した一般的モデルを用いて簡単な検討を加えてみるのが便利である⁸⁾。Mencinger は、賃金水準は生計費、労働生産性、雇用者1人当たりの「企業所得」および失業率の関数であると考えた。つまり、生計費が上昇し、労働生産性が上昇し、雇用者1人当たりの「企業所得」が上昇し、そして失業率が低下すれば、賃金水準は上昇すると規定するのである。ここで説明変数と被説明変数の関係はおおむね明白であるが、失業率の賃金水準に与える効果については若干のコメントが必要である。ユーゴにおいて労働市場はかなりの程度不完全であり、各企業によって支払われる労働者個人所得は、労働市場の状態を直接には反映しない（この点は、ユーゴ企業が労働者によって管理されるという制度的要因によっても補強される）。そうではなく、失業率が高いばあい、それが企業の個人所得決定に対する社会的・政治的圧力の形で影響を与えるのである。すなわち、失業率が上昇すると、労働市場の均衡賃金率が下落することによって労働者個人所得が低下するのではなく、社会的・政治的団体や組織から賃金上昇率を下げるよう圧力を受けることによって、労働者個人所得の上昇率が低下するのである〔14, p. 10〕。

以下で、われわれは Mencinger のモデルを若干修正したものをを用いることにする⁹⁾。われわれのモデルは以下のとおりである。

$$\dot{w} = \alpha_0 + \alpha_1 \dot{c}_{-1} + \alpha_2 \dot{p} + \alpha_3 \dot{y} + \alpha_4 \dot{u} + \alpha_5 d \dot{y} \quad (3)$$

ここで、 w = 労働者1人当たり賃金の変化率，
 \dot{c}_{-1} = 1期前の生計費指数の変化率，
 \dot{p} = 労働生産性（雇用者1人当たりの総付加価値）の変化率，
 \dot{y} = 雇用者1人当たりの企業所得の変化率，
 \dot{u} = 失業率（指標）の変化率，

である¹⁰⁾。また、2.2節でみたように、1965年改革は所得の不平等度の性格を必ずしも変えなかった（強化はしたが）のに対して、1971年の所得政策の導入はその性格を若干変えた可能性がある。そこでダミー変数 d を考え、1971年以後雇用者1人当たり企業所得 y に変化が生じたと想定しよう。そこで、1962—70年に対して $d=0$ 、1971—80年に対して $d=1$ とする。

また、観察対象は鉱工業部門に、そして推定期間は1962—80年の19年間に特定する。

(3)式の回帰分析の結果は以下のとおりである。（ただし（ ）内の数値は t 値を表わす。）

$$\begin{aligned} \dot{w} = & 1.7565 + 0.3558 \dot{c}_{-1} + 0.0604 \dot{p} + 0.9712 \dot{y} + 0.571 \dot{u} - 0.5170 d \dot{y} \\ & (1.881) \quad (0.054) \quad (0.964) \quad (0.715) \quad (-3.577) \\ R^2 = & 0.707, \quad DW = 2.420, \quad SE = 4.917 \end{aligned}$$

このテストは R^2 の大きさからみる限り、まづまづの説明力をもつと考えてもよいであろう。各変数の係数の中で統計的に有意なものをあげれば、 $d\dot{y}$ の係数（0.5%水準）、 \dot{c}_{-1} の係数（5%水準）、および \dot{y} と \dot{u} の係数（25%水準）である。 \dot{p} 、つまり労働生産性上昇率が賃金の変化に強い影響を与えるという証拠は見い出せない¹¹⁾。また、賃金の変化に最も大きな影響を与えると考えられるのは、雇用者1人当たりの企業所得の変化率 \dot{y} であり、次いで生計費指数の変化率 \dot{c}_{-1} である¹²⁾。それから失業率の変化も賃金の変化に若干の影響を与えているとみなされるが、その影響の方向は、事前に想定された方向とは逆である。つまり、失業率が上昇すると社会的・政治的圧力が強まり、それが企業の賃金上昇率を下げると効果をもつというのが、事前の想定であった。しかしわれわれの分析の結果によれば、たとえ若干なりとはいえ、失業率の上昇と賃金上昇率は正の相関を示すのである¹³⁾。この結果は、失業率指標のとり方が必ずしも適切ではなかった（たとえば、 \dot{w} と \dot{u} の間にある程度のタイム・ラグを想定する必要があったのかもしれない）ことを示唆するかもしれない。しかしそれよりもっと興味のある解釈は、ユーゴの企業は、外部の社会的・政治的圧力に対して、一般に想像されているのと異なり、実際はあまり影響を受けないというものである。この解釈については若干の断片的証拠が存在するとはいうものの、現在の段階でこの解釈が妥当なものであるか否かは判断しえない¹⁴⁾。

最後にダミー変数についてみよう。ダミー変数の係数は、0.5%水準で統計的に有意である。つまり、1971年を境として、雇用者1人当たりの企業所得の変化率の賃金変化率に対する効果が減少したことが明らかとなる。これは所得政策およびその後の自主管理型経済管理システムの政策目的と合致する。この意味で、鉱工業全体としては、1971年以後の所得政策・自主管理協定は一定の成果を有した可能性が大きい¹⁵⁾。

これまで、鉱工業全体における平均賃金上昇の決定因を調べてきたが、今度は各産業ベースのデータを用いてその決定因をより詳細に調べてみる¹⁶⁾。これによって各企業の賃金決定メカニズムがより鮮明に浮び上がってくるであろう。そのためには、ユーゴの労働者管理企業の行動に関する仮説が問題となるが、それは現在までかなりの数にのぼっている。その代表的なものは文献〔10〕の中に収められている。紙面の制約のため、これらの全ての仮説をここで検討することは

不可能であるが、しかし幸いにも、われわれはすでに Mencinger テストにより、賃金決定の重要な要因として、生計費指数と1人当たり企業所得が存在することを知っている。そこで最小限この2つの説明変数を含む仮説が検討の対象として望ましいことになる。この観点から有力な候補にのぼるのが、ユーゴ企業に関する「恒常所得仮説」である〔22〕。

L. D. Tyson によって定式化されたこの仮説の基本型は、

$$w_t - w_{t-1} = \alpha (s y_t - w_{t-1}) \quad (4)$$

と表わされる。ここで w は雇業者1人当たりの個人所得、 y は1人当たり（予想）企業所得である。またパラメーター α は予想所得に対する現実所得の調整スピード、 s は予想所得の個人所得への分配率である（なお、 w と y は実質タームで測られる）。つまり、今期の平均個人所得は、今期の予想所得の個人所得への分配分と前期の個人所得の格差を埋めるように調整されると考えるのである。ここで、予想所得 y が「恒常所得」の代理変数であると考えられている。この仮説は、基本的には、3.2節の冒頭で言及した B. Horvat のそれと同一であることに注意しよう。このことは Tyson 自身も認めている〔22, p. 400〕。

さて、このモデルの有効性は Tyson 自身によってすでに確かめられているが、われわれは、推定期間と対象産業とを拡大することにより、再度このモデルの有効性を確認してみよう¹⁷⁾。実際にテストするのは、(4)式を、

$$w_t = \alpha s y_t + (1 - \alpha) w_{t-1} \quad (5)$$

の形に変形し、それをさらに、

第4表 1人当たり個人所得とその説明変数の関係（「恒常所得仮説」のケース）

変数・値		β_2	(t 値)	β_3	(t 値)	α	s	R^2	DW	SE
電	力	0.1325	(3.471)	0.6778	(8.694)	0.3222	0.4112	0.9786	2.170	0.2362
石	炭	0.4121	(5.197)	0.2913	(2.209)	0.7087	0.5815	0.9586	0.514	0.3155
石	油	0.0720	(2.388)	0.9118	(7.628)	0.0882	0.8163	0.8194	1.860	1.2422
非	鉄金	0.1028	(1.492)	0.7838	(8.035)	0.2162	0.4755	0.8674	1.713	0.5318
非	金属	0.1338	(1.626)	0.8754	(9.631)	0.1246	1.0738	0.9009	1.654	0.3360
造	船	0.3180	(2.805)	0.5898	(4.783)	0.4102	0.7752	0.9182	0.560	0.4962
化	学製	0.0988	(1.502)	0.8481	(11.420)	0.1519	0.6504	0.9248	1.447	0.3962
建	材	0.2388	(3.339)	0.4907	(3.075)	0.5093	0.4689	0.9709	1.871	0.1754
木	材製	0.2885	(4.477)	0.4845	(4.345)	0.5155	0.5597	0.9664	0.562	0.2155
皮	革	0.1365	(3.188)	0.8138	(15.796)	0.1862	0.7331	0.9698	1.751	0.1376
ゴ	ム製	0.1102	(2.989)	0.8508	(9.003)	0.1492	0.7386	0.8620	2.167	0.5429
食	品	0.1944	(3.107)	0.6041	(4.399)	0.3959	0.4910	0.9418	1.367	0.2764

(資料) Statistički Godišnjak SFRJ 各年度版。

(注) 1) 仮説仮定は、 $H_0: \beta_i = 0$; $H_1: \beta_i > 0$ ($i = 2, 3$)

として行なう。

2) 1%の有意水準: $t_0 \geq 2.650$

5%の " : $t_0 \geq 1.771$

10%の " : $t_0 \geq 1.350$

3) $\beta_2 = \alpha s$, $\beta_3 = 1 - \alpha$

$$w_t = \beta_1 + \beta_2 y_t + \beta_3 w_{t-1} \quad (6)$$

とおいたものである（ただし、 $\beta_2 = \alpha s$ 、 $\beta_3 = 1 - \alpha$ である）。推定期間は、1960—75年の16年間であり、対象産業はデータの利用可能な鉱工業の20部門である。また、1人当たり予想企業所得 y は直接には測定不可能なので、各期の（実現された）1人当たり企業所得を代理変数として用いる。

通常の手続きにより、各部門ごとに回帰分析を行ってみると、 β_2 と β_3 の両方とも10%の水準で有意となる部門は、20部門のうち12部門であることが判明する。この12部門についての推定結果は〔第4表〕に与えられている。この表から判明することは、決定係数の値が大ききということである。これはモデルの適切さを示唆する可能性があると同時に、時系列データを扱うわれわれの用いたモデル〔(6)式〕の特性からも生じている可能性がある。すなわち、このばあいには決定係数と t 値が大きくなってしまい、「見せかけの回帰」が生ずる危険性があるのである¹⁸⁾。しかし本稿ではこの危険性を指摘するにとどめ、この点には深く立入らないことにする。

次にパラメーターの値についてみる。調整スピード α については、それが0.5以上であったのは、12部門のうち、石炭、建材、木材製品の3部門であるにすぎず、残りの9部門については、0.5未満（このうち5部門では0.2未満であった）であった。このことは、大部分の産業において期待個人所得と現実の個人所得のギャップが1年間に半分以下しか取り除かれなかったことを意味する。実際、調整スピードが0.2未満の部門については、ギャップを取り除くスピードがかなり遅いと評価しよう。なお、当該12部門の α の平均は、0.3148であった。他方、企業所得の分配率 s については、大部分の産業（8部門）で、0.5以上であった。これら8部門においては、長期平均で企業所得の半分以上が個人所得として分配されていると考えられる。逆に s の値が小さな部門（0.5以下の）、電力、非鉄金属、建材、食品では、分配率が半分以下となっており、税・納付金と企業ファンドに分配される比率が半分以下となっている。12部門の平均で、 s は0.6479であった。なお、非金属鉱物産業は例外で、 $s = 1.0738$ となる。「恒常所得仮説」の下では、正常の状態では $0 < s < 1$ が仮定されているので、この部門については、特別な解釈が要求されよう。

以上の推定結果は、まずまず満足すべき水準のものである。しかし分析をさらに推し進めるために、2つの方向で検討を加えたい。第1の方向は、実質値のタームではなく、名目値のタームを用いて分析することであり、第2の方向は、1971年以後の所得政策およびそれに引き続く自主管理協定の効果について、明示的に分析することである。

第1の方向に関して、われわれは恒常所得仮説とは若干異なる観点から、行動仮説を提示してみたい。すなわち、企業は名目値のタームで今期の1人当たり個人所得の上昇計画 (Δw^N_t) を、今期の1人当たり予想企業所得から個人所得への分配分 ($s y^N_t$) と、前期の1人当たり個人所得 (w^N_{t-1}) との差に対応して、決定するものと想定するのである。このモデルは、形式的には同一であるとしても、もはや「恒常所得仮説」とはみなせない。これを定式化すると、(4)式と形式的には同一のモデルが得られる。

$$\Delta w^N_t = w^N_t - w^N_{t-1} = \alpha (s y^N_t - w^N_{t-1}) \quad (7)$$

(7)式を、前のばあいと同様に、

$$w^N_t = \beta_1 + \beta_2 y^N_t + \beta_3 w^N_{t-1} \quad (8)$$

と書きかえて、推定を試みる（ただし、 $\beta_2 = \alpha s$ 、 $\beta_3 = 1 - \alpha$ である）。推定期間と推定対象産

第5表 1人当たり個人所得とその説明変数の関係(名目値のケース)

変数・値		β_2	(t 値)	β_3	(t 値)	α	S	R_2	DW	SE
電	力	0.2099	(9.669)	0.4862	(6.085)	0.5136	0.4087	0.9985	1.299	0.5761
石	炭	0.3405	(4.324)	0.3954	(2.083)	0.6046	0.5632	0.9944	0.952	1.0331
石	油	0.0806	(3.525)	0.7464	(7.421)	0.2536	0.3173	0.9720	1.951	3.0887
鉄	鋼	0.1613	(1.720)	0.6793	(2.762)	0.3207	0.5030	0.9776	1.032	2.0510
非鉄金属		0.1199	(3.848)	0.7532	(7.915)	0.2468	0.4858	0.9877	1.552	1.3045
非金属	鉱物	0.2610	(6.554)	0.6058	(6.191)	0.3942	0.6621	0.9965	2.389	0.5925
金属	製品	0.2209	(8.435)	0.7039	(10.196)	0.2961	0.7460	0.9988	2.215	0.3885
電気	機械	0.2793	(3.757)	0.5287	(3.232)	0.4713	0.5926	0.9899	1.356	1.2182
化学	製品	0.1550	(4.747)	0.6834	(6.680)	0.3166	0.4896	0.9925	1.303	1.0809
木材	製品	0.2779	(10.490)	0.5016	(7.668)	0.4984	0.5576	0.9988	1.343	0.3597
製	紙	0.1112	(3.061)	0.8139	(7.285)	0.1861	0.5975	0.9772	1.286	1.9263
織	維製品	0.2031	(5.128)	0.7075	(7.335)	0.2925	0.6944	0.9976	1.300	0.4324
皮	革	0.1851	(3.381)	0.7543	(5.709)	0.2457	0.7534	0.9974	1.878	0.4278
ゴム	製品	0.2812	(6.702)	0.4715	(5.332)	0.5285	0.5321	0.9875	1.299	1.1573
食	品	0.2094	(4.157)	0.5601	(3.207)	0.4399	0.4760	0.9942	1.343	0.8503
出	版	0.2557	(4.233)	0.4335	(2.691)	0.5665	0.4514	0.9908	1.375	1.4017
タバ	コ	0.0376	(2.581)	0.9371	(8.145)	0.0629	0.5978	0.9895	2.742	1.2140

(資料) 〔第4表〕と同じ。

(注) 〔第4表〕と同じ。

業は前のケースと同一である。

さて、推定結果については、 β_2 と β_3 の両方とも10%水準で統計的に有意となる部門は、今度は20部門中17部門に増大した。これら17部門についての推定結果は〔第5表〕の中に示されている。「恒常所得仮説」のケースとこのケースとを比較してみると、ほとんど例外なく、決定係数が増加しているのがわかる。次にパラメーターについてみる。調整スピード α の値が0.5以上であるのは、17部門中4部門(電力、石炭、ゴム製品、出版)となる。逆に、 α の値が0.2未満であるのは、わずかに2部門(製紙、タバコ)のみとなった。なお、これら17部門の α の平均を求めると、0.3669となる。実質値のケースと比較すると、名目値のケースで調整スピードが多少大きくなっていることがわかる。他方、企業所得の分配率 s については、過半数の産業(17部門中の10部門)で、0.5以上であった。しかしながら、 s の平均は0.5546となり、実質値のケースの s の平均0.6479と比べると、今度は分配率が小さくなるのがわかる。さらに、実質的のケースで、 s の値について若干特異な値を示した非金属鉱物産業のばあい、名目値のケースで $s=0.6621$ となり、その特異性が消失してしまう。以上を総合的に評価すると、実質値のデータを用いた推定と名目値のデータを用いた推定では、後者の方が現実の企業行動をより良く説明している可能性が大きい¹⁹⁾。

次に第2の方向の拡張について考える。すなわち、1971年以後の所得政策導入およびそれに引き続き自主管理協定システムの導入が、企業の所得分配について何らかの効果をもったか否かについて再度産業ベースのデータを用いて検討してみよう。この試みもすでにTysonによってなされており、われわれはそれを再度確認することにする。ダミー変数(d)を用いて、(5)式を、

$$w_t = \alpha s y_t + (1-d) w_{t-1} + \alpha m d y_t \quad (9)$$

第6表 1人当たり個人所得とその説明変数の関係(ダミー変数付「恒常所得仮説」のケース)

変数・値	β_2	(t値)	β_3	(t値)	β_4	(t値)	α	s	m	R ²	DW	SE
産業												
電力	0.1225	(3.210)	0.7422	(8.086)	-0.0107	(-1.260)	0.2578	0.4868	N. S.	0.9811	2.369	0.2310
石油	0.4474	(5.435)	0.3552	(2.568)	-0.0363	(-1.271)	0.6448	0.6939	N. S.	0.9634	0.661	0.3083
石油	0.0709	(2.230)	0.9255	(6.603)	-0.0042	(-0.212)	0.0745	0.0766	N. S.	0.8201	1.957	1.2905
非金属	0.1880	(2.931)	0.9338	(9.688)	-0.0611	(-2.752)	0.0662	2.8399	-0.9230	0.9186	2.468	0.4334
非金属	0.1631	(1.797)	0.9600	(6.925)	-0.0262	(-0.816)	0.0400	4.0775	N. S.	0.9061	1.998	0.3404
金属	0.1185	(1.855)	1.0480	(12.290)	-0.0280	(-1.673)	-0.0480	-2.4688	0.5833	0.9672	2.525	0.1796
造船	0.2493	(2.356)	0.8239	(5.289)	-0.0594	(-2.114)	0.1761	1.4157	-0.3373	0.9404	0.935	0.4409
化学	0.1836	(2.414)	0.9769	(9.985)	-0.0408	(-1.838)	0.0231	7.9481	-1.7662	0.9413	1.850	0.3642
建材	0.2682	(3.256)	0.4861	(2.993)	-0.0140	(-0.759)	0.5139	0.5219	N. S.	0.9723	2.088	0.1783
木材	0.3357	(6.833)	0.6424	(6.878)	-0.0588	(-3.493)	0.3576	0.9388	-0.1644	0.9834	1.771	0.1579
皮革	0.1480	(3.238)	0.8538	(11.829)	-0.0107	(-0.0803)	0.1462	1.0123	N. S.	0.9713	2.025	0.1395
ゴム	0.1049	(2.645)	0.8725	(8.095)	-0.0110	(-0.471)	0.1275	0.8227	N. S.	0.8645	2.372	0.5599
食品	0.2391	(2.536)	0.6300	(4.311)	-0.0226	(-0.645)	0.3700	0.6462	N. S.	0.9438	1.227	0.2829
出版	0.3986	(4.894)	0.3348	(1.527)	-0.0158	(-0.910)	0.7652	0.5209	N. S.	0.9632	1.189	0.4080

(資料) [第4表]と同じ。

(注) 1) 仮説検定は, $H_0: \beta_i = 0; H_1: \beta_i > 0 (i=2, 3)$, また $H_0: \beta_4 = 0; H_1: \beta_4 < 0$ として行なう。

2) 1%の有意水準: $t_0 \geq 2.681$

5%の " : $t_0 \geq 1.782$

10%の " : $t_0 \geq 1.356$

3) $\beta_2 = \alpha s, \beta_3 = 1 - \alpha, \beta_4 = \alpha m$

4) N. S. は, 10%水準で有意ではないことを示す。

と書きかえる（ただし、 $d=0$ for 1960—70; $d=1$ for 1971—75）。つまり、1971年を境として、個人所得の上昇に与える企業所得の影響が変化した想定するわけである。ここで実際に推定に利用するのは、(9)式ではなく、(9)式を変形した、

$$w_t = \beta_1 + \beta_2 y_t + \beta_3 w_{t-1} + \beta_4 d y_t \quad (10)$$

である。ここでももちろん、 $\beta_2 = \alpha s$ 、 $\beta_3 = 1 - \alpha$ 、 $\beta_4 = \alpha m$ となる。

(10)式の推定結果をみると、 β_2 と β_3 が 10% の水準で統計的に有意となる部門は、20部門のうち14部門であった。この14部門についての推定結果は〔第6表〕に要約される。〔第4表〕と〔第6表〕とを比較してみると、ダミー変数を導入したことにより、決定係数は確かに増大している。しかしそれと同時に1つの大きな問題が生じている。いくつかの産業で企業所得の個人所得への分配率 s が異常に高くなってしまふのである。「恒常所得仮説」の理論的前提によれば、 $0 < s < 1$ が要求されるが、統計的に有意なパラメーターをもつ14部門のうち、 s の絶対値が1を超える部門は6部門になる（特に金属製品産業については、 $s = -2.488$ となり、マイナスの値をとる）。他方、これら14部門のダミー変数の係数の t 値を調べてみると、10%水準で統計的に有意なのは、5部門（非鉄金属、金属製品、造船、化学製品、木材製品）のみとなる。しかしこの5部門については、1つを除いての符号は負であり、これは所得政策の効果についての事前の予測と一致する。

以上を総合すると、1971年の所得政策導入以後に、各産業の個人所得決定のパターンに変化が生じたという強い証拠は見い出せない。この結論は、類似の推定を試みた Tyson の結論とは異なる。彼女によれば、所得政策の下では、自由な貯蓄率決定と比して、少くとも22—23%高い貯蓄（つまり、より少ない個人所得への分配率）が得られるという意味で、所得政策は意図した効果をもたらしたことになる〔22, pp. 405—06〕。われわれのテストと Tyson のテストとはかなり類似しているとはいえ、いくつかの点で異なっている。すなわち、推定期間、推定対象産業、説明変数の定義などに関してである。それゆえ結果が異なること自体については必ずしも驚く必要はないかもしれない。しかしいずれにしても、本節で得られた結論、および Tyson の結果と本節の前半で試みた Mencinger モデルを用いてのテストの結果を総合的に検討すれば、各産業ごとの個人所得の分配に関して、所得政策・自主管理協定システムの効果があったのか否か、またもしあったとすればどの程度であったのかについて、さらなる追加的検討が必要とされることは明らかである。

〔注〕

- 1) この推論の当否は、ユーゴの制度いかんにより定まる。たとえば企業の資本に資本税のようなものが適切な水準で課されれば、少くともこのような問題は解消してしまうであろう。すでに1節でみたように、ユーゴの制度に関しては、資本税は1954年に初めて課され（6%）、その後4%（1965年）、3.25%（1970年）と減少し、1971年に最終的に廃止された〔9, pp. 220〕。それゆえ、この議論が真に有効となるのは、厳密には1971年以後のことである。
- 2) この点についての簡単な説明は、Vanek-Jovicic〔24, p. 432〕の中に見い出せる。
- 3) 以下では1969年と1974年について検討を加えるが、データの制約のため、1974年については、過去4年間の総和を用いる。
- 4) ちなみに1980年についてみると、鉱工業部門の総固定資産は15,712億ディナールであるのに対し、1975—79年の5年間の固定資産への投資総額は5,432億ディナール（総固定資産の34.6%）であった。つまり、この代理変数は総固定資産の約1/3に対応する部分を説明しているものと解釈しうる。
- 5) 前節の〔注〕の9)でも言及したように、未熟練労働還元量は毎年計算できるわけではない。もしもこ

れが可能であれば、1960年代始めから1980年にかけて各年度ごとにこのモデルを用いた検定を試みると、興味深い結果（時系列的变化）が得られると予想されるのであるが。

- 6) Horvat [8] を参照せよ。なお、Horvat 仮説についての簡単な紹介は、拙稿 [2, pp. 107—09] の中で与えられている。参照されたい。
- 7) ユーゴにおいて最近、労働者管理企業の管理者に対するいくつかの聞き取り調査が行なわれた。これらは、企業の意志決定パターン、経営目標、個人所得の決定、雇用の決定などの項目を対象としており、非常に興味深い結果が得られている。たとえば Prašnikar [17] を参照せよ。
- 8) 文献 [14] を参照せよ。なおこの他に、R. Stallaerts による類似の分析も存在する。文献 [20] をみよ。
- 9) Mencinger のモデルとわれわれのモデルは次の2点で相違する。つまり、第1に、失業率指標の定義が異なること、第2に、ダミー変数のとり方が異なること、の2点である。それから、推定期間も異なる。Mencinger は1962—72年を推定期間としたのに対し、われわれは1962—80年までを推定期間とした。
- 10) ここで失業率 u は、
- $$u = \frac{\text{登録失業者数} - \text{未充足数}}{\text{総雇用者数} + \text{未充足数}}$$
- として定義される。この点について、文献 [14, p. 11] の脚注4) を参照せよ。
- 11) \dot{y} と \dot{p} の係数の大きさの相違は特別な注目に値する。実際、 \dot{p} (= 1人当たり企業の総付加価値) と \dot{y} (= 1人当たり企業所得) の区別は、基本的には、前者が減価償却費を含んでいるのに対し、後者はそれを含んでいない点に求められる。それゆえ、この結果は、ユーゴにおいて減価償却費が何か不安定なパターンで形成されていることを暗示する。しかしこの点については、より注意深い検討が必要であり、本稿では立入らない。
- 12) この発見は、企業の管理者に対してなされた聞き取り調査の結果と一致する。それによれば、個人所得の大きさに最も大きな影響を与える要因は、リストアップされた全7要因のうちで、第1に、企業の「可処分所得」であり、第2に、「生計費の上昇」であった [17, p. 7]。
- 13) これは Mencinger テストとは逆の結論となっている [14, pp. 10—11]。
- 14) J. Prašnikar の調査によれば、企業の個人所得決定に対して最も影響力の弱かったのは、考慮された7要因のうちで、「世論の声」であった [17, p. 7]。
- 15) もちろん、所得政策の有する総合的評価は慎重に下されるべきである。たとえば、この効果を測定しようと試みた他の研究によれば、1971年以後の改革が、所得の不平等を大幅に減少させたという若干の証拠は存在するが、決定的な証拠は見い出せないという結論が導き出されている [20, p. 509]。
- 16) 同じく産業ベースのデータを用いて、産業間所得格差が時間とともにどう変化したかを調べることができる。この方向の研究はすでに Wachtel [25] と Estrin [7] によってなされているが、なかなか興味深い結論が得られている。
- 17) Tyson は、鉱工業の16部門を対象とし、また推定期間を1965—74年の10年間とした。これに対し、われわれは鉱工業の20部門を推定対象とし、また推定期間を1960—75年の16年間とした。さらに、説明変数の個人所得と企業所得の定義が、両者の間で若干異っている。
- 18) 良く知られているように、時系列データを扱うとき、誤差項の自己相関の問題が発生する。自己相関が生ずると、通常の最小二乗法を適用した場合、決定係数や t 値が大きくなる。この点を検討するために通常はダービン・ワトソン (DW) 比が用いられるが、(6)式のように、説明変数の中に従属変数のラグ付き変数が含まれている場合には、ダービン・ワトソン検定は重大な欠陥をもつことが知られている。この欠陥を補うために、 h 統計量が使われることがあるが、本稿では技術的理由でこの統計量を用いていない。それゆえ、本稿で用いた DW 比が一階の自己相関を検出していない可能性が存する。こうした技術的な側面の改善は、今後の課題としたい。

- 19) この背後には、おそらく、この期間中続いたユーゴ経済のインフレ圧力が存するものと思われる。たとえば、1965—73年について、ユーゴでは年平均11.1%のインフレを経験したが、これは他の諸国と比べてかなり高い率であった〔19, p. 112〕。このような高インフレの下では、企業は名目値により強く反応するものと考えられるのである。もちろん、ここで上記の〔注〕18)も想起されなければならない。

4. 若干の結論と残された課題

本稿では、ユーゴ企業の所得分配行動に関するいくつかの側面を、主としてユーゴの公式統計データに基づいて検討した。はじめに、第2次世界大戦後のユーゴの所得分配制度の変遷を概観し、次いで本稿の主題である、企業の所得分配行動の検討を行った。本文の内容は概略、次の2つの問題に要約しうる。

第1の問題は、戦後頻繁に生じた経済制度の変化が、実際にどの程度の期待されたような成果をあげたのかを、いくつかの指標を用いて検討することであった。この検討に際し、制度変化の中で特に大きな影響をもったと考えられている1965年の経済改革と1971年の所得政策導入という二大改革の経済効果について特別な注意が払われた。そこで得られた結論は次のとおりである。本稿で扱った諸指標に関する限り、1965年経済改革は、経済の基本的動向に根本的变化を与えたとは考えられない。それはむしろ、1950年代末から生じた経済自由化の波を、さらに急速に促進する効果をもったと考えられる。そしてこの波のピークが1967年にくるのである。1968年以後、経済の動向は変化し、企業の所得分配に関しても社会的コントロールの効果が生じ始めたと思われる。そしてこの動向の中で、1971年の所得政策導入が位置付けられるべきであろう。本稿での分析に基づく限り、1971年所得政策により大きな変化が生じたという証拠は見い出せない。

本稿で検討したもう1つの問題は、ユーゴの労働者管理企業において、いかなる形で個人所得が決定されるのかを調べることであった。そこで得られた結論は、個人所得は主として、企業の業績と生計費指数の変化に依存して定まるといえるものである。それ以外の要因、たとえば、資本集約度、労働生産性、失業率、などは必ずしも大きな影響力を持たないことが確認された。これらの発見は、他の諸研究の結果とほとんど一致する。この結果はまた、労働者管理企業の経済理論が想定するように、ユーゴ企業において、労働者の所得は、企業所得から各種のコストや納付金・税を控除した残余として事後的に定まるとみなすのは、非現実的であることを示唆する。

さて以上で、本稿の内容を簡単に要約したが、本文中でしばしば指摘しておいたように、そこにはいくつかの不十分さが見い出せる。第1にデータの問題がある。データの選択にはかなり注意をしたが、その選択が推論の結果に大きく影響する事実を考慮する時、未だ不十分であったかもしれない。今後代替的なデータ系列を相互に比較検討する必要があるであろう。第2にモデルの問題がある。本稿では紙面の制約のために、ユーゴ企業の行動に関するさまざまな仮説を検討するのに必要な多くのモデルをテストする余裕がなかった。われわれは限られた数の有力なモデルだけを扱った。本稿では扱いえなかった興味深いモデルもいくつか存在するし、また、本稿で扱ったモデルについても多少の改善が望まれるかもしれない。こうした意味で、今後より適切な仮説やモデルを追求する必要がある。最後に、そしてある意味ではこれが最も重要であるが、考慮すべき問題領域の狭さの問題がある。本稿で検討したのは基本的には定量的情報であった。しかし、経済制度の変化の効果を分析するにしても、企業の分配行動の検討を行なうにしても、定量化が困難な類の情報も重大な意味をもつことは明白である。現在、社会主義経済の分析に強く求められているのは、このような定量的情報と定性的情報の分析を含む包括的な研究であろう。

それゆえ、この方向に沿った定性的情報の分析も、今後併せて追求する必要がある。

〔参考文献〕

- [1] 阿部 望, 「自主管理型社会主義における計画化の現実」, 『経済評論』, 1980年4月 (133-48)。
- [2] 阿部 望, 「労働者管理企業の経済行動」, 『一橋論叢』, 1981年2月 (107-23)。
- [3] 阿部 望, 「ユーゴスラヴィアの計画化システム」, 『アジア経済』, 1981, No. 7 (107-23)。
- [4] Comisso, Ellen Turkish, *Workers' Control Under Plan and Market*, Yale University Press, New Heaven, 1979.
- [5] Dubey, Vindor et al., *Yugoslavia: Development with Decentralization*(A World Bank Country Economic Report), The Johns Hopkins University Press, Baltimore, 1975.
- [6] Estrin, Saul, "Income Dispersion in a Self-managed Economy", *Economica*, 48, 181-94 (1981).
- [7] Estrin, Saul, *Self-management: Economic Theory and Yugoslav Practice*, Cambridge University Press, Cambridge, 1983.
- [8] Horvat, Branko, "Critical notes on the theory of the labour-managed firm and some macroeconomic implications", *Economic Analysis*, Vol. VI, 1972, (288-93).
- [9] Horvat, Branko, *The Yugoslav Economic System*, M. E. Sharpe, Inc., Armonk, New York, 1976.
- [10] Ireland, Norman J. and Peter J. Law, *The Economics of Labour-Managed Enterprises*, Croom Helm, London, 1982.
- [11] 岩田昌征, 『現代社会主義の新地平』, 日本評論社, 1983。
- [12] Madžar, Ljubomir, "Društveni dogovori o raspodeli dohotka", *Ekonomiska Misao*, Vol. XI, No. 2, 1978, (51-72).
- [13] Marschak, Thomas A., "Centralized Versus Decentralized Resource Allocation: The Yugoslav "Laboratory"", *Quarterly Journal of Economics*, 82 (1968), (561-87).
- [14] Mencinger, Jože, "An Econometric Testing of Some Theoretical Propositions Regarding Labour-Managed Economy", *Economic Analysis*, Vol. XI (1977), (5-20).
- [15] Milenkovitch, Deborah D., *Plan and Market in Yugoslav Economic Thought*, Yale University Press, New Heaven, 1971.
- [16] Moore, John H., *Growth with Self-Management*, Hoover Institution Press, Stanford, 1981.
- [17] Prašnikar, Janez, "Yugoslav Self-managed Firm and Its Behaviour", *Economic Analysis*, Vol. XIV (1980), (1-32).
- [18] Rusinow, Dennison, *The Yugoslav Experiment 1984-1974*, University of California Press, Berkeley, 1977.
- [19] Schrenk, Martin, Cyrus Ardalan and Nawal A. ElTatawy, *Yugoslavia*, The Johns Hopkins University Press, Baltimore, 1979.
- [20] Stallaerts, Robert, "The Effect of Capital Intensity on Income in Yugoslav Industry", *Economic Analysis*, Vol. XV (1981), (501-15).
- [21] Štiblar, Franjo, "Personal Savings in Yugoslavia.....Test of Existent Hypotheses and the Role of Data Source", *Economic Analysis*, Vol. XIV (1980), (219-50).
- [22] Tyson, Lawra D'Andrea, "A Permanent Income Hypothesis for the Yugoslav Firm", *Economica*, Vol. 44 (1977), (393-408).

- [23] Vanek, Jaroslav, "The Basic Theory of Financing of Participatory Firms", in J. Vanek ed. *Self-Management* (Penguin Education), 1975.
- [24] Vanek, Jaroslav and Milena Jovicic, "The Capital Market and Income Distribution in Yugoslavia: A Theoretical and Emperical Analysis", *Quarterly Journal of Economics*, 89(1975), (432-43).
- [25] Wachtel, Howard M., *Workers' Management and Workers' Wages in Yugoslavia*, Cornell University Press, Ithaca, 1973.

Abstract

Income Distribution in the Yugoslav Worker-Managed Firm

Nozomu ABE

This article aims to examine several aspects of the income distribution behaviour of the Yugoslav worker-managed firm, mainly relying upon the Yugoslav official statistics. It includes three sections.

The first section surveys the institutional changes in the income distribution systems after World War II. It provides the background information which helps us understand what has happened in Yugoslavia concerning the firm's income distribution.

The second section examines what kind of and how much desired effects have been achieved by the changes in the Yugoslav economic systems which quite often occurred. To do so, a special attention is paid to the effects of the 1965 economic reform and the 1971 incomes policy which are believed to have been most effective among other reforms and economic policies. The findings of this section are as follows. The indicators examined in the section do not imply that the 1965 reform qualitatively altered the fundamental economic trend. Rather, they show that it greatly promoted the wave of the "economic liberalism" which started in the late 1950s. And the peak of the wave came in 1967. The economic trend basically changed after 1968 and this suggests that the social control on the income distribution of the firm became effective after that year. The effect of the 1971 incomes policy should be studied in this context. The findings of this article provide no evidence that the 1971 incomes policy caused a significant effect on the pattern of the Yugoslav firm's income distribution.

The third section investigates how the worker-managed firm determines the share of personal incomes. Our findings are that level of personal incomes much depends on the business performance of the firm and the change in the living cost index. Other factors such as capital intensity, labour productivity, rate of unemployment do not necessarily affect the level of personal incomes. These results are almost the same as those presented in other studies. They also imply that a well-known theory concerning the worker-managed firm is not supportable because it is not realistic to conceive that the Yugoslav firm establishes its personal incomes share as a residual of net firm incomes from which various kinds of production costs, taxes and contributions are deducted. The findings of this article seem to be of some interest though its approach is not free from shortcomings, which will be improved in the next studies.