

# 時短とワーク・シェアリングの経済分析

調査部 主任研究員 新美 一正

## 目 次

- 1．はじめに（本稿の問題意識と構成）
  - 2．労働時間と雇用の経済モデル（理論的整理）
  - 3．ワーク・シェアリングの雇用創出効果の実証分析（計測モデルの導出）
  - 4．ワーク・シェアリングの雇用創出効果の実証分析（多変量VARモデルの計測）
  - 5．総括
- 付論：共和分概念と共和分階数の検定方法について

## 要 約

1. 長引く不況下でわが国労働時間は緩やかな減少傾向を呈してはいるものの、依然としてフランスやドイツと比較すれば、年間300～400時間以上長い水準にある。また、いわゆるサービス残業の大宗が統計上の労働時間から漏れていることを考慮すれば、イギリスやアメリカと比較してもわが国労働時間は200時間程度長い。その意味では、わが国が「時短後進国」であるという一部の主張はあながち的外れではないように思われる。
2. 一方に海外比で相当に長い労働時間が存在し、もう一方では今後の失業率水準の趨勢的な上昇が確実視される現在、有力な雇用創出手段の1つとして注目されつつあるのが、「ワーク・シェアリング」、すなわち労働時間の短縮によって労働投入量を人為的に減らし、それを新規雇用で補うという発想である。事実、石油危機以降のヨーロッパ各国においては、こうしたワーク・シェアリング政策が新規雇用創出手段として盛んに用いられてきた。
3. もっとも標準的なマイクロ経済学の枠組みでは、時短政策は一意に新規雇用を増加させるわけではない。時短は総体的な労働コストを上昇させるので、中長期的には経営者の資本代替を促進する効果を持つ。すなわち、時短が雇用にむしろネガティブな影響を与えることも十分にあり得る。本稿では、資本や生産技術をさしあたり一定とする設定の下で、簡単なモデルを用いて時短の雇用創出効果に関する比較静学を行ったが、そこでもまた時短が雇用創出を一意に保証するわけではない、という結果が得られている。
4. 本稿では、現実のわが国労働市場データに基づき、生産、雇用、賃金、総労働時間の4変数が長期的にはどのような関係を有しているかを計測してみた。その結果、これら4変数は労働生産性という1つの共通トレンドの回りを一定の規則性を保ちながら変動していることがわかった。また総労働時間はモデル内で決定される内生変数であり、所定内労働時間は総労働時間と長期安定的な関係を持っていないことも明らかとなった。これらの計測結果は、人為的な時短政策は一意的な雇用創出効果を保証しない、という理論モデルの結論ときわめて整合的である。
5. 本稿の考察は、新規雇用創出策としての時短～ワーク・シェアリングは実効性に欠けるだけでなく、意図とは逆にかえって雇用に悪影響を及ぼす可能性を示唆している。拙速な時短政策を強行しつつ、同時に雇用確保を政策目標として維持すれば、ワーク・シェアリングは結局大幅な賃下げを伴うウェイジ・シェアリングに陥らざるを得ないように思われる。
6. 長期的な時短と雇用創出の両立は制度のやりくりで片が付く問題ではなく、その実現には労働生産性の趨勢的な上昇が前提となる。一律的な時短政策やそのための諸助成金制度が労働生産性の向上を保証するわけではなく（むしろ阻害する可能性すらある）、その意味で、これらの施策は望ましい政策選択肢足り得ないように思われる。むしろフレックスタイムや裁量労働制、勤務地・勤務場所の自由選択、等のオプションを労働者に付与することの方が、労働生産性の向上を通じて長期的には雇用増と時短を両立させ得る、より好ましい政策選択肢であろう。

## 1. はじめに（本稿の問題意識と構成）

## (1) 高失業率と長時間労働の併存

1992年に経済企画庁が発表した『生活大国5ヵ年計画』は、年間総労働時間1,800時間を1996年度の期中に達成することを目標として掲げていたが、96年（暦年）の年間総実労働時間（労働省「毎月勤労統計調査」ベース）は1,919時間にとどまり、年間119時間もの目標未達となった。不況の深刻化という皮肉な労働時間短縮（時短）促進要因が存在するにもかかわらず、97年（暦年）の年間総実労働時間も前年比でわずか19時間の減少をみに過ぎず、時短の進捗はきわめて緩慢な歩みにとどまっている。

もっとも、『生活大国5ヵ年計画』の目標が未達となることは、既に94年4月に改正労働基準法が施行された時点でほぼ衆目の一致する観測ではあった。この改正労基法は法定労働時間の原則週40時間への短縮化を規定してはいたものの、事業の対象や規模により週44時間の猶予措置（97年3月末まで）を設けたうえに、1年を限度に週46時間までの特例経過措置までも許容するいささか腰の引けた内容にとどまっていたからである。こうした経過措置が設けられたのは周知の通り、労働コストの上昇につながる法定労働時間の短縮に対してとりわけ中小～零細企業経営者の警戒感が強かったためであるが、同時に折からの不況深刻化の渦中で、労働サイドにも時短よりも雇用の確保を優先する雰囲気が醸成され

ていたことも否定できない。不況期に失業率の上昇と労働時間の延長に代表される「労働環境の悪化」が顕在化することは、石油危機に端を発した70年代後半の「減量経営」期の統計データを引き合いに出す必要もないほどの普遍的な現象であるためだ。

ところで、時短の意義がどこに存在するかに関する見解は論者によってさまざまではあるが、それらに共通しているのは、「過労死」ということばに代表されるように、わが国の労働時間が国際比較できわめて長いという現状認識である。だが本当にわが国の労働時間は長いのだろうか。まずはデータでこの点を確認しておこう。（図表1）は製造業生産労働者の労働時間（1995年時点）を日・米・英・独・仏の5カ国で比較したものである。わが国の総実労働時間は対ドイツでは年間425時間、対フランスでも同295時間もの格差をつけられてはいるものの、アメリカ、イギリスとはほぼ同水準である。独仏両国が「時短先進国」であることを考慮すれば、わが国の労働時間もほぼ国際的に妥当な水準まで減

（図表1）労働時間の国際比較

	日本	アメリカ	イギリス	ドイツ	フランス
総労働時間	1,975	1,986	1,943	1,550	1,680
所定内	1,823	1,752	1,745	1,462	-
所定外	152	234	198	88	-
1日当たり時間	8.30	8.79	8.91	7.45	7.96
所定内	7.66	7.75	8.00	7.03	-
所定外	0.64	1.04	0.91	0.42	-

（資料）労働省編 [1997]

（注1）単位：時間。

（注2）対象は製造業生産労働者（含む常用パートタイム労働者）、1995年時点。

少してきたと判断しても差し支えないように思われるし、事実、そのような見解も経営者サイドの一部にみられるようである。

こうしたわれわれの実感に反する計数が得られるのは、わが国労働時間に関する一般的なデータソースとして用いられてきた「毎月勤労統計調査」が事業所レベルの調査であるために、個人レベルで行われる海外の同種調査とは異なり、いわゆるサービス残業（unpaid over-time work）をほとんど反映できていない点である（注1）。

こうした「毎月勤労調査」の欠点を補う目的から、わが国においても個人レベルの（すなわちサービス残業部分を含むと期待される）労働調査として総務庁の「労働力調査」の計数が利用されることがある。小野[1991]は1990年時点で、両調査の差（すなわちサービス残業部分）が年間約200時間に達していることを見出した。「労働力調査」ベースの1997年（暦年）年間労働時間（男子・全産業）は2,210時間であるから、「労働力調査」データに依拠すれば、わが国労働時間は「欧米並み」とはいわないまでも「英米並み」という前述の主張は完全に覆されてしまうことになる。

以上のように、現実の労働時間の国際較差は（図表1）で示された以上に大きいものである可能性が少なくない（注2）。したがって労働時間の国際較差縮小を根拠とした時短不要説はデータの裏付けを欠くという批判を

免れ得ないことになる。また、労働時間が国際比較で長いという現状を認める立場からは、フレックス・タイム制や裁量労働制によって労働時間自体を論じる意味が希薄化するという主張もまた、相当に説得力を低下させるものである。労働時間帯選択の自由と（法定時間を超える）労働時間の延長とをトレード・オフとする労使契約は、少なくとも労働者の福利厚生面からみて望ましいものとはいえない。夜中の長時間残業は好ましくないが、早朝～昼間であればかまわないという理屈は通り難いからである。

われわれは既に山田[1998]において、現下の雇用情勢悪化の深刻性を指摘し、構造改革による雇用創出が実現しなければ2005年におけるわが国失業率がヨーロッパ並の9%を超える水準に達するとのシミュレーションを提示した。ただし、ここで注目すべきは、時短の進捗が不況の深刻化によって今後さらに制約されることがほぼ自明であり、ゆえに今後のわが国における雇用情勢悪化（失業率の上昇）が長時間労働を温存する形で進展することが容易に予想される点である。その意味で、予想失業率の水準のみを捉えて近未来のわが国の雇用情勢を「ヨーロッパ並み」と称することは必ずしも射的表現とはいえない。なぜなら、近未来のわが国においてほぼ確実に顕在化するであろう高失業率と長時間労働の併存は、少なくとも現時点までの先進資本主義国においてはほとんど経験されたこ

とのない特異な状況だからである。

## (2)時短とワーク・シェアリングの意義

一方に高水準の失業があり、他方で長時間労働が温存されている状況を想定しよう。容易に想像されるのは、政策当局が何らかの手段によって長時間労働に対する制約を強めれば、企業はそれによって不足する労働投入を新規雇用の増加で補うから、労働時間の短縮と失業率の低下という国民経済的に望ましい成果が得られるのではないかと、ということである。事実、こうした「時短で雇用を分け合う」というワーク・シェアリングの発想は、第1次石油ショック後に失業の激増に悩んだヨーロッパ諸国で生まれたものであった。国際労働機構（ILO）に依るワーク・シェアリングの定義（82年制定）は「人員削減を回避するために……労働時間を短縮することによって現存する人員に仕事を分担させること」というものであり、ワーク・シェアリングの主要な意義を「雇用創出」機能に認めていることがうかがえる。

ワーク・シェアリングが現実の雇用創出に貢献したかどうかに関してはひとまず置き、ここでは近年においてもヨーロッパ諸国で時短を軸とするワーク・シェアリングへの取り組みが継続されているという事実だけを指摘しておこう（注3）。

このように、ワーク・シェアリングは当初、もっぱら雇用創出を主な目的として提唱され

たものであったが、近年はむしろ「労働時間の再配分」、すなわち年齢や性別による労働時間の偏りを是正することによって、高齢化・少子化問題への対応を図るといった新しい枠組みの下で論じられる傾向が強まっている。

例えば、経済企画庁が87年に公表した『時間と消費』においては「時間的ゆとりに乏しい現役世代の労働時間を短縮し、現役世代と高齢者世代との間で雇用機会を再配分するという形の『日本的ワークシェアリング』」の推進が提唱されていた。いうまでもなく、ここでの狙いは高齢化の進行を睨んだ高齢者の雇用機会の確保である。

また、先進国が例外なく悩まされている少子化の進行に対して、ワーク・シェアリングの活用を提唱する動きも始まった。具体的には育児中の共働き夫婦が双方とも労働時間を大幅に短縮し、家庭での育児時間を捻出するというアイデアである。ベビーシッターなどの民間サービスを利用し、いわば育児を家庭外にアウトソーシングするアメリカ方式には、最も共働きが必要な低所得層に対して不利となるだけでなく、教育的な観点からも批判がある（注4）。一方、育児を公共サービスに委ねる北欧方式では、子育て支援のための財政支出の膨張が深刻化している。このように、夫婦双方のフルタイム労働と育児の両立は多くの先進国で壁に突き当たっており、それならば育児期間中の労働時間を思い切って削減し、家庭による育児を可能とする環境

を作ろう、という逆転の発想である。このコンセプトに沿って、オランダでは96年に改正労働時間法が施行され、労働者が一時期、パートタイム労働を選択した場合でも、賃金・社会保障面でフルタイム労働者との差別を付けることが禁止された。失業対策というよりも少子化対策としての色彩を強く帯びたワーク・シェアリングが政策的手段として導入されたのはおそらく世界で最初の例であろう。

かつての「前川レポート」に代表されるように、わが国では時短問題が「消費促進策」や「長時間労働への国際的非難（いわゆる「働き蜂中毒批判」）への対応」として論じられる傾向があった。しかし、時短を消費の拡大に結び付けるためには少なくとも雇用確保の問題と切り離して考えることはできないし、後者のような視点はわが国の長期不況と対照的なアメリカ経済の好調ぶりの中では今やほとんど省みられなくなっている。これに対し時短をワーク・シェアリングと結び付けて論じるアプローチは、現時点において重要な政策的なインプリケーションを引き出し得るだけの研究対象としての魅力を有しているように思われる。

### (3) 本稿の構成

本稿では、時短とワーク・シェアリングの問題をもっぱらワーク・シェアリングの雇用創出効果の側面から論じることとしたい。こうした問題の切り口を設定する最大の理由は、

近未来のわが国において急激な失業率の上昇がほぼ不可避の情勢にあり、雇用問題を緩和し得る方策はいかなるものであっても検討に値すると思うからである。さらに、わが国の労働時間が国際比較で高水準にあることは同時に時短の余地が大きいことを示しており、仮にワーク・シェアリングの雇用創出効果が存在するとすれば、その雇用創出効果もまた諸外国比で大きいはず、という政策的インプリケーションもまた容易に台頭し得るものであろう。

従来この領域における研究の多くは、時短、ワーク・シェアリング、雇用創出という3つの分析対象間の因果関係を明確に意識する形では行われてこなかったように思われる。例えば、ある国で時短が行われた前後の雇用状況を単純に比較しただけでは、時短の雇用創出効果を計測したことにはならない。雇用はその時々景気実勢の影響を受けるからである。雇用創出手段としてのワーク・シェアリングの機能を正しく評価するためには、これら3者の因果関係を計測可能な形で経済モデル化し、さらに正しく加工された統計データに基づく定量的分析のステップを踏む必要がある。

以上の問題意識に基づいて、本稿では以下の3ステップを踏んで時短とワーク・シェアリングの雇用創出効果を分析することとしたい。

まず、第1ステップとして、労働時間と雇

用との関係を簡単な経済モデルで表現し、比較静学によって時短の雇用創出効果を理論的に分析する(第2章)。その結果、一般的な見方とは異なり、時短が一意的に雇用の創出を保証するものではないことが示される。第2ステップでは、労働時間、雇用、賃金等の関係を計測可能な経済モデルで置き換え(第3章)、現実の労働時間と雇用の時系列データを利用して、時短が雇用を創出するか否かを定量的に検証する(第4章)。第3ステップ(第5章)ではここまでの考察結果を踏まえ、時短とワーク・シェアリングの今後の方向性を改めて検討することとしたい。なお、第4章で採用される共和分検定等の時系列分析手法に関しては巻末の付論に簡単にまとめている。

(注1) 大江田 [1994] は、ヨーロッパの労働時間調査が労働者に対する直接調査を基礎に算出されたものであり、サービス残業の一部が労働時間に含まれている可能性を指摘している。一方、「毎月勤労統計調査」は事業所ベース調査のため、賃金の支払われない労働時間であるサービス残業部分は基本的に除外されている(前市岡 [1997])。

(注2) ただし、中馬 [1995] が指摘するように、これらは生産労働者(ブルーカラー)の労働時間であり、管理職やホワイトカラーの労働時間は、内外を問わず信憑性に乏しいデータしか得られないことには留意する必要がある。なお、清家 [1993] によればアメリカの場合、全雇用者の30%強がexempt(残業手当のつかない労働者)であるという。また一方で、自宅への持ち帰り残業を含めると、欧米のホワイトカラー労働者はわが国以上に長く働いているという報告(労働省 [1993]) もある。

(注3) 90年代以降のヨーロッパにおけるワーク・シェアリングに関して最も有名なケースは、1993年のフ

ォルクスワーゲン(VW)社の労使協約である。業績不振を理由に3万人以上の人員削減を提案した経営側に対し、労組側は週所定労働時間の35時間から28.8時間への削減と、時短分の賃金カット(20%)を受け入れ、解雇を回避した。この間の事情については星 [1994] に詳しい。

(注4) いわゆる「3歳児神話」(3歳までは家庭で養育しないと成長に悪影響が出るという仮説)がその代表的存在である。もっとも、こうした見方には反論も多い。ここではそれらの是非については論じない。

## 2. 労働時間と雇用の経済モデル(理論的整理)

### (1) 時短と雇用のパラドクス

ここまでの記述においては、時短が雇用の創出に直結する(すなわちワーク・シェアリング)ことを暗黙のうちに仮定してきた。これはむしろ一般的な見解であり、ワーク・シェアリングの意義を認めるにせよ、否定するにせよ、多くの論者が自明として受け入れてきた命題である。

しかし、標準的なマイクロ経済学の枠組みでは、これは必ずしも自明な命題ではない。例えば、ある企業が資本(K)と労働投入(L)によって生産物(Y)を産出するという経済学ではごく一般的な状況を考えよう。いうまでもなく、Lは雇用者数(N)と1人当たり労働時間(h)を乗じたものである。また企業は1人当たり標準労働時間( $h_s$ )を十分に上回るhで操業中だとしよう。標準時間を超える労働に関しては通常の賃金率(w)に対し(1+a)倍の割増賃金が支払われている。

ここで政府が時短政策を採り $h_s$ をほんの少

しカットしたとする。企業にとってこれはLの投入コスト上昇を意味するので、価格理論の基本原則にしたがって所得効果と代替効果の2つが発生し、Lの投入量は確実に減少するが、Kの投入量は両者の強弱によって増加するケースもあれば逆に減少するケースもあり得る。しかし、減少するLの中でNとhの配分がどう変化するかについては両者の価格(=限界費用)の相対関係が時短によってどのように変化するかを確認しなければならない。

まず、労働時間hを限界1単位増やすためのコストは、総残業代のコスト、すなわち時間外賃金割増率(a)に1を加えたものに時間内賃金率(w)を乗じ、さらに雇用者数(N)を乗じたものであるから、 $h_s$ が変化してもhの限界コストが変わらないことは容易に確認できる。一方、Nを限界1人増加させるための費用は、残業代込みの1人当たり雇用コスト $wh + aw(h - h_s)$ である。これは明らかに時短、すなわち $h_s$ の減少に伴って増加する。したがって、合理的な企業は時短政策に直面すると、相対的に高コストとなる雇用(N)を減少させ、1人当たり労働時間(h)の増加によって代替させるような資源再配分政策を採用するはずである。もちろん、前述のように時短に伴ってLの絶対水準自体は減少しているの、hの絶対水準が時短前と比べて増加するか減少するかは一意には決定できない。

いずれにせよ、このケースでは時短政策がかえって雇用を減少させることになり、時短が雇用を増やすという一般的な命題とは対立的なパラドクスにわれわれは直面することになる。もちろん、いくつかの仮定を変更することにより、これとは逆の(すなわちわれわれの直観と整合的な)時短が雇用を増やすという結論を導出することもできる(注5)。

本章の目的は、こうした労働時間と雇用との関係をより一般的な経済モデルによって表現し、具体的な時短政策(標準労働時間のカット、あるいは時間外賃金割増率の引き上げ)が雇用に与える影響を理論的に考察することにある。なお、本章で採用する理論モデルは基本的にHart [1987]、Hart & Wilson [1988]、Hamermesh [1993]等に依拠しているが、原モデルに対しいくつかの修正・変更を施している。

## (2)モデルの基本設定

複数の企業が生産物市場において競争的であり、各企業がコスト最小化戦略を執っている経済を考える。簡単化のために資本ストック水準と生産技術は一定であると仮定する。各企業は例外なく単一交代制を採用していると考え。また、さしあたり、税(所得税、法人税)の存在は捨象する。

まず、1週当たりの総労働コスト( $C_L$ )を以下のように定義しよう。

$$C_L = [w(h) + z]N \quad (1)$$

ここで  $h$  は労働者 1 人当たりの週労働時間であり、 $z$  は雇用にかかわる準固定費用、 $N$  は企業が雇用する労働者の総数である。また  $w(h)$  は企業の直面する賃金率関数を示し、賃金率は労働者の余暇 = 労働時間選択行動によって既に以下のように決定されていると考える。

$$w(h) = \begin{cases} w_s h_s + a w_s (h - h_s) & \text{for } h > h_s \\ w_s h & \text{for } h \leq h_s \end{cases} \quad (2)$$

ここで  $w_s$  は標準労働時間内の賃金率、 $h_s$  は週標準労働時間であり、 $a$  は時間外労働に対する賃金割増率であり、 $a$  は  $0 < a < 1$  を満たす定数であると仮定する。

雇用に伴う準固定費用は以下のように定義される。

$$z = (q + r)Z \quad (3)$$

ここで  $Z$  は採用から初期の教育・訓練までを包含した雇用に必要な費用であり、 $q$  は転職率、 $r$  は利率である。

企業は労働投入  $L$  によって生産物  $Q$  を産出する。生産関数  $Q = f(L)$  については以下のような一般的な仮定を置く。

$$f'(L) > 0, f''(L) < 0 \quad (4)$$

労働投入量  $L$  については、雇用 ( $N$ ) の増加と既存労働者の労働時間 ( $h$ ) の延長とでは  $L$  に与える限界的な影響が異なるように定式化する必要がある。ここでは FitzRoy & Hart [1985] にしたがって以下のように定式化する (注 6)。

$$L = N^{1-a} \cdot g(h) \\ = N^{1-a} (h-s)^{\epsilon} \quad (5)$$

ここで  $\epsilon$  は  $0 < \epsilon < 1$  を満たす定数であり、同様に  $\delta$  は  $0 < \delta < 1$  を満たす定数である。ここで  $(1 - \delta) > \epsilon$  を仮定する。 $s$  は労働時間のうち生産活動に貢献しない留保時間を示し、当然に  $h > s$  が仮定される。また関数の定義から明らかであるが、

$$g(0) = 0, g'(h) > 0, g''(h) < 0 \quad (6)$$

の関係が成立している。

以上の設定の下で、企業は最小コストを実現する  $h$  と  $N$  を選択する。最小化のための 2 階の条件は充足されており、このとき  $h$  と  $N$  はいずれも  $Z$ 、 $q$ 、 $r$ 、 $h_s$ 、 $w_s$ 、 $a$ 、 $Q$  の関数として表現できる。また、当面、均衡における  $h$  は  $h_s$  を上回っていると考ええる。

なお、 $h$  と  $N$  との各変数に対して期待される符号条件は以下の通りである。なお、ここで添え字  $i$  は対応する変数に関する偏微分を表す。

$$\left. \begin{array}{l} \bar{N}_i < 0 \quad \text{for } i = Z, q, r \\ \bar{N}_i > 0 \quad \text{for } i = h_s, w_s, a, Q \end{array} \right\} \quad (7)$$

$$\left. \begin{array}{l} \bar{h}_i > 0 \quad \text{for } i = Z, q, r \\ \bar{h}_i < 0 \quad \text{for } i = h_s, w_s, a \\ \bar{h}_i = 0 \quad \text{for } i = Q \end{array} \right\} \quad (8)$$

ここで変数  $Z$ 、 $q$ 、 $r$  は労働者単位での労働コストを示しており、それらの増加は均衡において  $N$   $h$  の方向での代替効果を発揮すると考えられる。一方、 $h_s$ 、 $w_s$ 、 $a$  の増加は逆に  $h$   $N$  の代替効果を発揮すると考えられる

ので、期待される符号条件はこれらについては $h$ と $N$ とで全く逆とならなければならない(注7)。 $N_Q > 0$ は雇用における正の規模効果、すなわち生産量の大きい企業は雇用者数も大きいという関係を示している。一方、 $h_Q = 0$ は、規模の大小によって均衡労働時間にはそれほど差がないという経験則から導かれている。

(3)比較静学 (企業が均衡において $h_s$ よりも長い労働時間 $h$ で操業しているケース)

以上の設定の下で比較静学を行うために、まず $h - N$ 平面上に等労働投入量曲線(isoquant)  $LL'$ を描くことを考えよう。まず(5)式から、

$$\frac{dN}{dh} = -\frac{\partial L}{\partial h} / \frac{\partial L}{\partial N} = -\frac{\epsilon N}{(1-\alpha)(h-s)} < 0 \quad (9)$$

の関係が導出できるので $LL'$ の傾きは右下がりであることがわかる。さらに(9)式を $h$ について微分すれば、

$$d\left(\frac{dN}{dh}\right)/dh = \frac{\epsilon N}{(1-\alpha)(h-s)^2} > 0 \quad (10)$$

となり、 $LL'$ が原点に対して凸であることが示される。

次に等労働コスト曲線(isocost)  $C_L C_L'$ を考えよう。いうまでもなく、標準労働時間を示す点 $h_s$ を境に割増賃金率が課せられるので、 $C_L C_L'$ もこの点 $h_s$ において屈折するはずである。まず、 $h > h_s$ の領域では(2)式を(1)式に代入することにより、

$$C_L = [w_s h_s + a w_s (h - h_s) + z] N \quad (1)'$$

が得られる。このとき $C_L C_L'$ の傾きは、

$$\begin{aligned} \frac{dN}{dh} &= -\frac{\partial C_L}{\partial h} / \frac{\partial C_L}{\partial N} \\ &= -\frac{a w_s N}{w_s h_s + a w_s (h - h_s) + z} < 0 \end{aligned} \quad (11)$$

であり、 $C_L C_L'$ は $LL'$ と同様に右下がりである、さらにこの(11)式を $h$ について微分すれば、

$$\begin{aligned} d\left(\frac{dN}{dh}\right)/dh &= \frac{(a w_s)^2 N}{[w_s h_s + a w_s (h - h_s) + z]^2} > 0 \end{aligned} \quad (12)$$

が得られ、 $C_L C_L'$ はやはり $LL'$ と同様に原点に対して凸である。

一方、 $h < h_s$ の領域では同様に(2)式を(1)式に代入することにより、

$$C_L = (w_s h + z) N \quad (1)''$$

が得られる。以下、同様の手順により、

$$\frac{dN}{dh} = -\frac{\partial C_L}{\partial h} / \frac{\partial C_L}{\partial N} = -\frac{w_s N}{w_s h + z} < 0 \quad (13)$$

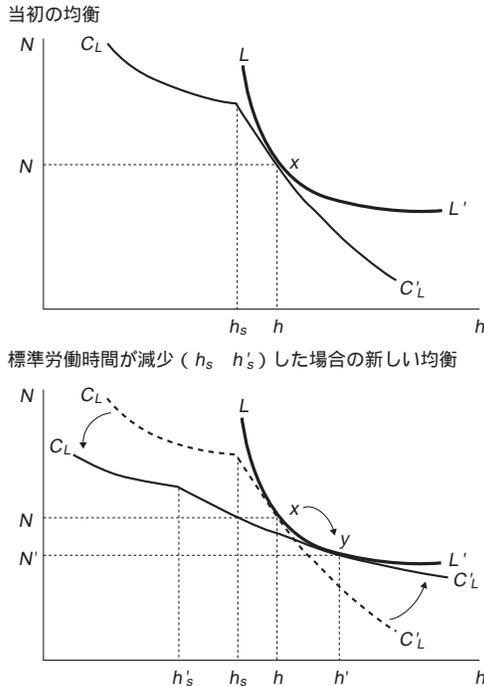
$$d\left(\frac{dN}{dh}\right)/dh = \frac{w_s N}{(w_s h + z)^2} > 0 \quad (14)$$

が得られ、 $C_L C_L'$ はここでも右下がりであり原点に対して凸である。

また、(11)式と(13)式を比較すれば、分子は(11)式の方が小さく、分母は(11)式の方が大きいから、負の符号を考慮すれば $C_L C_L'$ の傾きは明らかに $h > h_s$ の領域の方が急になる。

(図表2 - )は以上の設定の下での均衡状態を描いたものである。このとき企業は点 $x(h, N)$ を最適な労働時間と雇用者数の組

(図表2) 1人当たり労働時間と雇用者数の比較静学 (内点解のケース)



(資料) Hart & Wilson [1988] を一部加筆・修正。

み合わせとして選択しており、仮定より  $h' > h_s$  である。

ここで政策当局が時短政策を採り、標準労働時間を  $h_s$  から  $h'_s$  に引き下げたとしよう。こうした時短政策により、 $C_L C'_L$  の傾きはどのように変化するだろうか。(11) 式を  $h_s$  について偏微分することにより、

$$\frac{\partial \left( \frac{dN}{dh} \right)}{\partial h_s} = \frac{a(a-1)w_s^2 N}{[w_s h_s + a w_s (h - h_s) + z]^2} < 0 \quad (15)$$

が得られる。これより、標準労働時間  $h_s$  の減少は  $C_L C'_L$  の傾きをより平坦にすることが示される。

(図表2 - )は、以上の結果に基づいてよりフラットな傾きを持つ  $C_L C'_L$  に対し、均衡点がどのように移動するかを図示したものである。新しい均衡点は点  $y [h', N']$  であり、明らかに  $h' > h, N < N'$  の関係が成立していることがわかる。すなわち、時短政策によって労働時間は従来よりも延長され、雇用者数は従来よりも減少する。

同様に、 $z, s, w_s, a$  の変化によって  $C_L C'_L$  の傾きがどのように変化するかを計算すると以下のような結果にまとめ上げることができる。

$$\frac{\partial \left( \frac{dN}{dh} \right)}{\partial z} = \frac{a w_s N}{[w_s h_s + a w_s (h - h_s) + z]^2} > 0 \quad (16)$$

$$\frac{\partial \left( \frac{dN}{dh} \right)}{\partial s} = \frac{(\epsilon - 1) a w_s L^{1/(a-1)} (h - s)^{(\epsilon - a + 1)/(a-1)}}{(a - 1) [w_s h_s + a w_s (h - h_s) + z]} > 0 \quad (17)$$

$$\frac{\partial \left( \frac{dN}{dh} \right)}{\partial w_s} = - \frac{a N}{[w_s h_s + a w_s (h - h_s) + w_s / z]^2 (z / w_s^2)} < 0 \quad (18)$$

$$\frac{\partial \left( \frac{dN}{dh} \right)}{\partial a} = - \frac{w_s N}{[(w_s h + z) / a + (h - h_s)]^2 [(w_s h_s + z) / a^2]} < 0 \quad (19)$$

以上より、労働コストのうち固定費部分 ( $z$  および  $s$ ) が増加すると  $C_L C'_L$  の傾きはより

フラットになる。このことは固定費が増加すると、合理的な企業は雇用を労働時間で代替する傾向を強めることを示している。逆に変動費部分 ( $w_s$  および  $a$ ) が増加すると、 $C_L C_L'$  の傾きはより急になり、企業は労働時間を雇用で代替する傾向を強めることになる。以上の結果は、われわれの直観ときわめて整合的なものである。

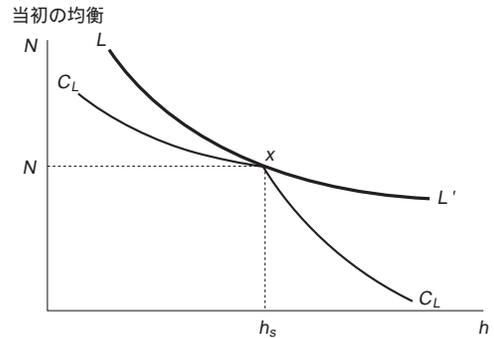
(4) 比較静学 (企業が均衡において  $h_s$  と等しい労働時間  $h$  で操業しているケース)

これは当初の均衡がいわゆる端点解となっているケースである(図表3 - )。ここで先ほどと同様に時短政策によって標準労働時間が  $h_s$  から  $h'_s$  へ引き下げられた状況を考えよう。

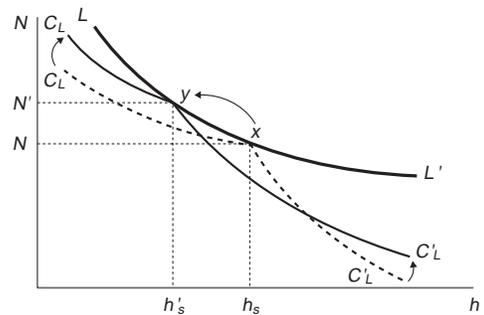
前ケースと同様にこれによって  $C_L C_L'$  の傾きはよりフラットになる。(図表3 - )は新しい均衡点もやはり端点解となると仮定して、均衡点の移動を図示したものである。先のケースとは対照的に、新しい均衡点  $y$  は古い均衡点  $x$  の左上に移動することがわかる。すなわち、雇用者数は増加し、労働時間は減少する、という先のケースとは全く逆の結論が得られる。

多くの企業が概ね標準労働時間の近傍で操業していることを考えれば、以上の結果はかなり現実整合的であると考えられるかもしれない。しかし、以上の結果はあくまで均衡点が端点から端点へ移動するという仮定によっ

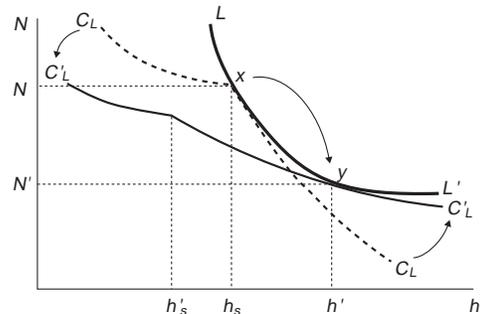
(図表3) 1人当たり労働時間と雇用者数の比較静学 (端点解のケース)



標準労働時間が減少 ( $h_s \rightarrow h'_s$ ) したときの新しい均衡



端点解が内点解に移行したときの新しい均衡



(資料)(図表2)と同じ。

てもたらされたものであることに注意しておこう。場合によっては、(図表3 - )に示されたように新しい均衡点が  $h > h_s$  の領域で内点解となる可能性もある。このとき時短による雇用と労働時間の変化の方向性を一意に決定することはできない。

(5)比較静学 (企業が均衡において $h_s$ よりも短い労働時間 $h$ で操業しているケース)

最後に、当初企業が標準労働時間 $h_s$ よりも短い労働時間 $h$ で操業していたケースを考えよう。すなわち、均衡点が $h > h_s$ の領域で内点解となっているケースである。

このとき、 $C_L C_L'$ の傾きは以下の通りである。

$$\frac{dN}{dh} = -\frac{w_s N}{w_s h + z} \quad (20)$$

(20)式はパラメータとして $h_s$ および $a$ を含んでいない。したがって、時短政策として標準労働時間の削減あるいは時間外賃金割増率の引き上げが行われたとしても、それは $C_L C_L'$ の傾きを何ら変化させず、当然に均衡点も移動しないことになる(注8)。

残る変数 $z$ 、 $s$ 、 $w_s$ について偏微分を計算した結果は以下の通りであり、先ほどの2ケースと同様の雇用・労働時間間の代替関係が成立することが示される(Rosen [1968])。

$$\partial \left( \frac{dN}{dh} \right) / \partial z = \frac{w_s N}{(w_s h + z)^2} > 0 \quad (21)$$

$$\begin{aligned} \partial \left( \frac{dN}{dh} \right) / \partial s &= \frac{(\varepsilon - 1) a w_s L^{1/(a-1)} (h-s)^{(\varepsilon-a+1)/(a-1)}}{(a-1)(w_s h + z)} \\ &> 0 \end{aligned} \quad (22)$$

$$\partial \left( \frac{dN}{dh} \right) / \partial w_s = -\frac{Nz}{[(h+z/w_s)w_s]^2} < 0 \quad (23)$$

(6)小括

一般にわれわれは、労働時間が短縮されれば企業は当然に雇用を増やして減少する労働投入を補う、という単純な思い込みのうえに、時短あるいはワーク・シェアリングを雇用創出手段として短絡に論じてしまう傾向がある。しかし、時短は労働投入コストを上昇させるので、合理的な企業は相対的に高価となった労働をより安価な資本によって代替させるはずである。したがって、この効果が大きければ、仮に労働時間延長の限界コストが雇用増の限界コストを上回るような(すなわち一見、雇用を増加させそうな)時短政策が行われたとしても、労働投入自体の減少に相殺されて、雇用が減少してしまうことは十分にあり得る。さらに本章の分析は、資本や生産技術をさしあたり一定とする設定の下でも、雇用と労働時間間の代替関係はモデルの仮定によってさまざまに変化し、一意に決定することはできないことを示している。さらに本章の分析では考慮されなかった企業や労働者のheterogeneityを考慮すれば、マクロ的にみたこれら生産要素間の代替関係はさらに複雑化することになり、方向性の一意な決定はほとんど困難になることが容易に想像できよう。

以上の考察結果は、ワーク・シェアリングの雇用創出効果を検討するためには理論的なアプローチだけでは不十分であり、現実のデータに基づいた実証研究の積み上げが不可欠であることを示している。また、そこでは労

働時間と雇用との間の相関関係の分析だけではなく、時短政策が労働時間に与えてきた影響の実証的な検討も行われなければならないだろう。自由主義経済においては、政策当局が直接に企業の労働時間をコントロールできるわけではなく、標準労働時間や時間外賃金割増率等の制御可能な変数によって間接的に労働時間に影響を及ぼすことしかできないからである。

以上の問題意識に基づいて次章以降では、わが国においてワーク・シェアリングが雇用創出手段として成立し得るかに関する実証研究を行うこととしたい。

(注5) 例えば、企業がもともと時短後の標準労働時間よりも短い労働時間で操業していたケースや、時間外割増率が時間外労働の増加に伴って累進的に高まるケース等では、時短が雇用を増やすとの結論が導出可能である。Hunt [1996] 参照。

(注6) (5) 式の定式化によって  $(1 - \alpha) >$  の仮定の下で、コスト最小化のための2階の条件は 
$$\frac{(1 - \alpha)aw_s L^2}{N(h-s)} \{ \epsilon - (1 - \alpha) \} < 0$$
 となり、常に成立することがわかる (Hart [1987])。

(注7)  $w_s$ 、 $a$ の符号条件についてはそれぞれ直観的に理解できよう。 $h_s$ については前節の例において、時短 ( $h_s$ のカット) が雇用  $N$  を減少させたことを想起すれば  $N_{h_s} > 0$  の関係が導かれる。

(注8) 以上の結論は、企業が選択する最適な労働時間が常に標準労働時間  $h_s$  よりも短い水準にあることを仮定している。この仮定は本節全体を通じて維持される。

### 3. ワーク・シェアリングの雇用創出効果の実証分析 (計測モデルの導出)

#### (1) ワーク・シェアリングが雇用を創出する3条件

前章の分析は、マイクロ経済理論的な枠組みでは、モデルの設定によっては時短が雇用を増加させる可能性、減少させる可能性がともに存在することを示した。したがって、実際にワーク・シェアリングが雇用創出効果を持つか否かは現実のデータを用いた実証分析を待つ必要がある。ただし、ここで留意しなければならないのは、こうした理論モデルは長期的な均衡状態における経済変数の相互関係を規定したものであり、短い時間軸で雇用と労働時間の関係を測定してもモデルを検証したことにはならない点である。また雇用情勢はその時々々のマクロ経済状況から独立ではあり得ないから、これら短期的ノイズの影響をコントロールしつつ、長期的な均衡状態における対象変数間の相互関係を計測できるようなモデリングが行われなければならない。以上の点を考慮して、本稿ではいわゆる多変量VAR (ベクトル自己回帰) モデルを採用し、時系列分析手法によって対象変数間の長期的関係の存在を検証するアプローチに立つ。

ここでわれわれが検討したいのは、ワーク・シェアリングが新規雇用を創出するという一般的な命題の妥当性である。Jacobson & Ohlsson [1996] によれば、ワーク・シェアリングが雇用創出手段として有効である

と結論づけるための条件は以下の3点である。

雇用者数と労働時間との間に長期的に負の相関が存在すること。

一般に雇用調整コストは労働時間調整コストよりも大きいので、時短が短期的に雇用増加をもたらす可能性は高い。しかし、仮にそうした短期的な負の相関を検出したとしても、それはワーク・シェアリングが緊急避難的な雇用創出策として有効だということを確認できたに過ぎない。われわれが検証したいのはワーク・シェアリングが恒久的な雇用創出手段として有効であるか否かであり、したがって長期的な相関関係の計測が不可欠である。

労働時間が長期的には雇用、賃金、生産に対して外生変数であること。

政策当局の時短政策がワーク・シェアリングを通じて雇用創出をもたらすためには、まず労働時間が長期的にみればモデル外から与えられる外生変数でなければならない。さらに、

労働時間は長期的には政策当局によってコントロール可能であること。

という付加的な条件も必要である。前述の通り、政策当局は直接労働時間を制御することはできず、標準労働時間や時間外割増率をコントロールすることによって間接的に影響を及ぼすことになる。いずれにせよ、政策当局が労働時間を一切コントロールできなければ、そもそも雇用創出手段としてのワーク・シェアリングは成立し得ない。

以下、本章では、この3条件の成立を検証するための計測モデルの導出を行うこととしよう。

## (2) 計測モデルの基本的枠組み

計測モデルは、Jacobson & Ohlsson [1996] がスウェーデンの労働市場分析に用いた計測モデルを基本的に踏襲したものであり、代表的企業(1社)、複数の同質な家計、単一の労働組合の3主体からなる。企業は生産量と雇用量を制御変数として利潤を最大化する。家計は労働時間を制御変数として自己の効用を最大化する。労組は賃金を制御変数として労組自身の効用を最大化する。

企業部門(生産関数と労働需要関数の特定化)

まず、生産関数を以下のCES型関数に特定化する。

$$Y_t = \theta_t^* H_t^\alpha N_t^\beta \quad (24)$$

ここでYは生産量、Hは労働者1名当たりの労働時間、Nは雇用者数である。 $\theta_t^*$ は外生的な労働生産性を示す変数である。 $\alpha$ 、 $\beta$ はそれぞれ労働時間、雇用の生産量に対する弾力性を示すパラメータであり、 $0 < \alpha < 1$ 、 $0 < \beta < 1$ を仮定する。雇用と労働時間は技術的に完全代替の関係にあると仮定する。このとき企業が雇用者数のみを制御して利潤最大化を行うと、以下の労働需要関数が得られる。

$$N_t = (\rho \theta_t^*)^{\frac{1}{1-\rho}} W_t^{-\frac{1}{1-\rho}} H_t^{-\frac{\beta}{1-\rho}} \quad (25)$$

ここで $W$ は生産物で測られた実質賃金である。このとき、生産（所得）における賃金のシェア $W_s$ を計算すると、

$$W_{s,t} = \frac{W_t H_t N_t}{\theta_t^* H_t^{\delta} N_t^{\rho}} = \rho \quad (26)$$

となり、雇用の生産に対する弾力性（定数）と一致することに注意しておこう。

さらに（25）式より、雇用者数と1人当たり労働時間の弾力性は（賃金水準は一定として） $-(1 - \rho) / (1 - \rho) < 0$ となり、両者は負の相関を持つことがわかる。また、これより、

$$-\frac{1-\delta}{1-\rho} \geq -1 \Leftrightarrow \rho \geq \delta \quad (27)$$

の関係が導かれる。すなわち、雇用者数と労働時間の間の弾力性は、それぞれの生産に対する弾力性の大小関係によって決定される。例えば、生産に対する雇用者数の弾力性が労働時間に対する弾力性よりも大きい（ $\rho < \delta$ ）であれば、労働時間の減少はそれ以上の率で雇用者数を増加させる。また、（25）式より、外生的な労働生産性 $\tau$ の上昇は、常に雇用者数を増加させることもわかる。

仮に労働時間が（制度、または立法・規制等により）外生的に $H$ の水準に決定されたとすれば、この $H$ を（25）式に代入することにより、労働需要が一意に決定される。

労働組合部門（賃金関数の決定）

労働組合は、代表的な組合員の所得による効用を最大化するように賃金率を決定する。

労組の効用関数は以下のように近似化される（注9）

$$U_t = N_t - LF_t + (\tau_t^* W_t \bar{H}_t)^{\lambda} \quad (28)$$

ここで、 $LF$ は家計の数を示し、 $\lambda$ は1 - 所得税率、 $\tau$ は労組の選好を示すパラメータ（定数）で、 $0 < \lambda < 1$ を仮定する。外生的な労働時間の下で、労組は労働需要関数（25）式の制約の下で（28）式を最大化する。これより、

$$W_t = \Gamma_0^* (\rho \theta_t^*)^{\frac{1}{1-\lambda(1-\rho)}} (\tau_t^*)^{\frac{\lambda(1-\rho)}{1-\lambda(1-\rho)}} (\bar{H}_t)^{\frac{1-\delta+\lambda(1-\rho)}{1-\lambda(1-\rho)}} \quad (29)$$

ただし、

$$\Gamma_0^* = \left( \frac{1}{(1-\rho)\lambda} \right)^{\frac{1-\rho}{1-\lambda(1-\rho)}}$$

である。この（29）式より、労働時間 $H$ の減少、労働生産性 $\tau$ の上昇はともに実質賃金を増加させることがわかる。また減税（ $\tau$ の上昇）は、実質賃金を減少させる。この（29）式を（25）式に代入することにより、

$$N_t = \Gamma_1^* (\rho \theta_t^* \tau_t^*)^{\frac{\lambda}{1-\lambda(1-\rho)}} (\bar{H}_t)^{\frac{\delta\lambda}{1-\lambda(1-\rho)}} \quad (30)$$

が得られる。ただし、 $\Gamma_1^*$ は定数である。この（30）式における労働時間の弾力性パラメータの符号が（25）式とは異なり、正に転じていることに注目しよう。これは賃金決定プロセスを内生化したことにより、労働時間と雇用との間の負の相関が時短に伴う実質賃金の上昇によって相殺されてしまったためである。

家計部門（労働供給関数の特定化）

個々の家計は、共通の効用関数の下で最適な余暇 - 労働時間選択を行い、以下のように近似化される労働供給関数を決定する（労働時間の内生化）。

$$H_t = (\tau_t^* W_t)^\eta \quad (31)$$

ここで、右辺の（ ）内は税引後実質賃金であり、 $\eta$  は労働供給の賃金弾力性を示すパラメータである。 $\eta$  の符号は所得効果と代替効果の大小関係により正にも負にもなり得る。なお、家計の労働時間決定は労組の賃金決定に先行して行われると考える方が自然である。まず、(31) 式を (25) 式に代入することにより、労働需要関数は以下のように書き換えられる。

$$N_t = (\rho\theta_t^*)^{\frac{1}{1-\rho}} (\tau_t^*)^{-\frac{\eta(1-\delta)}{1-\rho}} (W_t)^{-\frac{1+\eta(1-\delta)}{1-\rho}} \quad (32)$$

これより、外生的労働生産性  $\gamma$  の上昇は雇用者数を増加させる。また、 $\delta > 0$ （すなわち賃金が増えると家計は労働時間を増やす）の下では、所得減税（ $\tau_t^*$  の増加）は雇用者数を減少させる。同様に、 $\delta > 0$  の下では  $1 + \eta(1-\delta) > 0$  となり、実質賃金の上昇は雇用者数を減らす（注10）。

労働供給内生化の下での労組の賃金決定

このとき労働組合は、企業の労働需要関数 (32) 式と、家計の労働供給関数 (31) 式の双方を制約条件として、自らの効用を最大化する。この結果、得られる賃金関数は、  

$$W_t = \Gamma_0^* (\rho\theta_t^*)^{\frac{1}{\gamma}} (\tau_t^*)^{-\frac{\gamma-1}{\gamma}} \quad (33)$$

となる。ただし、

$$\gamma = (\eta + 1) [1 + \lambda(1 - \rho)] - \eta\delta$$

であり、また

$$\Gamma_0^* = \left[ \frac{1 + \eta(1 - \delta)}{(1 - \rho)(\eta + 1)\lambda} \right]^{\frac{1}{\gamma}}$$

である。

ここでも、 $\delta > 0$  の下で、外生的労働生産性  $\gamma$  の上昇は実質賃金を引き上げ、減税（ $\tau_t^*$  の上昇）は実質賃金を引き下げる。

以上の関係より導出される雇用者数（N）と1人当たり労働時間（H）の誘導型方程式は以下の2式となる。

$$N_t = \Gamma_1^* (\rho\theta_t^* \tau_t^*)^{\frac{\lambda(\eta+1)}{\gamma}} \quad (34)$$

$$H_t = \Gamma_2^* (\rho\theta_t^* \tau_t^*)^{\frac{\eta}{\gamma}} \quad (35)$$

また、この2式よりNとHの関係は、

$$N_t = \Gamma_3^* H_t^{\lambda(1+\eta)} \quad (36)$$

にまとめあげることができる。なお、 $\Gamma_i^*$  は全て弾力性パラメータからなる定数である。

(34) (35) の両式より、外生変数である労働生産性と所得税率の変化は、 $\delta > 0$  の下では雇用者数と労働時間を同じ方向に変化させる（正の相関を持つ）ことが確認できる。

(3) 確率変数バージョンへのモデル拡張

計測モデルを構成する各変数が長期的な均衡関係にあるか否かは、各変数が共和分関係にあるか否かを計測することによって定量的

に検定することができる。各変数が共和分関係にあるということは、各変数が共通の確率的トレンドを持つこと、すなわち一見バラバラにみえる各変数の動きも全変数をまとめてみれば、何本かの「均衡」直線の回りを変動していること、を意味している。したがって、計測に先立ち、経済モデルの示唆する「均衡」直線の本数（あるいは共和分関係の個数）を事前に確認しておく必要がある。本節ではそのために、前節のモデルを確率変数バージョンに拡張する作業を行う。

企業部門

以下、簡単化のために変数は全て対数変換を施す。対数変換後の変数は全て小文字で表記される。まず、生産関数は以下の通りとなる。

$$y_t = \theta_t + \delta h_t + \rho n_t \quad (37)$$

ここで、 $\theta_t = \ln \theta_t$  である。この外生的労働生産性変数は以下のランダム・ウォーク過程にしたがうと仮定する。

$$\theta_t = \theta_{t-1} + \varepsilon_{t,\theta} \quad \varepsilon_{t,\theta} \sim i.i.d.N(0, \sigma_\theta^2) \quad (38)$$

この定式化により、生産関数における過去の生産性イノベーション（誤差）の影響は永久に減衰しない。すなわち、労働生産性変数は確率的トレンドを持つ。このとき、雇用者数のみを制御変数とした企業の利潤最大化行動により与えられる労働需要関数（25）式は、

$$n_t = \frac{1}{\rho - 1} [w_t + h_t - (\ln \rho + \theta_t + \delta h_t)] + \varepsilon_{t,n} \quad \varepsilon_{t,n} \sim i.i.d.N(0, \sigma_n^2) \quad (39)$$

のように書き換えられる。また、賃金シェア関数（26）式は、

$$w_{s,t} \equiv w_t + h_t + n_t - y_t = \ln \rho + (1 - \rho) \varepsilon_{t,n} \quad (40)$$

に置き換えられる。ここで（40）式の最右辺は明らかに定常（I(0)）であるから、各変数がI(1)、すなわち1階の階差をとることによって定常化されるという仮定の下では、 $w_t$ 、 $h_t$ 、 $n_t$ 、 $y_t$ の4変数は共和分関係になければならない。

ここでもさしあたり、労働時間 $h_t$ は外生変数 $h_t$ として扱うこととし、以下の1階の自己回帰過程にしたがうと仮定する。

$$\bar{h}_t = \pi \bar{h}_{t-1} + \varepsilon_{t,\bar{h}} \quad \varepsilon_{t,\bar{h}} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{\bar{h}}^2) \quad (41)$$

ここで  $\pi \leq 1$  であり、 $\pi = 1$  のとき労働時間はランダム・ウォーク、すなわち確率的トレンドを持つ。

労働組合部門

労働組合の効用最大化から導出される賃金関数は、（29）式を対数変換し、賃金ショック  $\omega_t$  を加えた（42）式となる。

$$w_t = \ln \Gamma_0^* + \frac{1}{\gamma'} (\ln \rho + \theta_t) - \frac{\gamma' - 1}{\gamma'} \tau_t - \frac{\gamma' - \delta}{\gamma'} \bar{h}_t + \omega_t \quad (42)$$

ここで、 $\gamma' = 1 + \gamma$ （ $\gamma = \gamma - 1$ ）である。また、外生変数である賃金ショック  $\omega_t$  と税率変数  $\tau_t = \ln \tau_t$  については、それぞれ以下のような1階の自己回帰過程にしたがうと仮定する。

$$\omega_t = \zeta \omega_{t-1} + \varepsilon_{t,\omega} \quad \varepsilon_{t,\omega} \sim i.i.d.N(0, \sigma_\omega^2) \quad (43)$$

$$\tau_t = \varphi \tau_{t-1} + \varepsilon_{t,\tau} \quad \varepsilon_{t,\tau} \sim i.i.d.N(0, \sigma_\tau^2) \quad (44)$$

ここで、それぞれ  $\lambda \leq 1$  ,  $\rho \leq 1$  であり、  
 $\lambda = 1$  ,  $\rho = 1$  のとき賃金ショック、税率は  
 それぞれ確率的トレンドを持つ。

以上の設定の下で労働需要関数(39)式に  
 (42)~(44)式を代入して整理すると、

$$w_t = \frac{1}{\lambda} n_t - \bar{h}_t - \tau_t + \frac{1}{\gamma' - 1} [\gamma' (\ln \Gamma_0^* + \omega_t) - (1 - \rho) \varepsilon_{t,n}] \quad (45)$$

これより、賃金ショック  $w_t$  と税率変数  $\tau_t$  がともに定常(すなわち、 $\lambda < 1$  ,  $\rho < 1$ )であるとの仮定の下では、 $w_t$ 、 $n_t$ 、 $h_t$ の間には、  
 $(w_t + h_t) - n_t$  が定常となるような共和分関係が存在しなければならぬことがわかる。

家計部門

続いて、労働供給を以下の(46)式にしたがって内生化する。

$$h_t = \eta (\tau_t + w_t) \quad (46)$$

先に提示した税率変数  $\tau_t$  が定常という仮定の下では、 $h_t$  と  $w_t$  の間には  $h_t - \eta w_t$  が定常となるような共和分関係が存在しなければならぬ。

労働供給内生化の下での労組の賃金決定

ここでの賃金決定関数(確率変数バージョン)は(34)式を対数変換し、賃金ショック  $w_t$  を付け加えることによって得られる。

$$w_t = \ln \Gamma_0^* + \frac{1}{\gamma} (\ln \rho + \theta_t) - \frac{\gamma - 1}{\gamma} \tau_t + \omega_t \quad (47)$$

この(47)式に(39)式と(45)式を代入すれば、

$$n_t = \lambda (1 + \eta^{-1}) h_t + \varepsilon_{t,n} + \frac{1}{\rho - 1} (\gamma \ln \Gamma_0^* + \omega_t) \quad (48)$$

ここでも、賃金ショック  $w_t$  が定常である

との仮定の下では、(48)式より、 $n_t - (1 + \eta^{-1}) h_t$  が定常となるような共和分関係が存在しなければならない。一方、賃金ショック  $w_t$  が単位根を持つI(1)変数であれば、賃金は右上がりのトレンドを持ち、その結果、他の条件を一定とすれば雇用者数は減少することになる。

(4)小括

以上の考察を簡単にまとめておこう。まず、前節の考察が示唆する潜在的な共和分関係の個数は1個以上、最大3個までである。このことは、p変量VARモデルにおいては、各変数がI(1)という仮定の下で、共和分関係の個数は1から(p-1)まで存在し得る、というEngle & Granger [1987]の指摘と整合的な結論である。以下、共和分の個数と対応する共和分関係および各外生変数の定常性との関係を整理しておこう。

共和分関係が3個存在するケース(ケースa)

共和分関係が3個存在するケースは2つ考えられる。まず1つは、労働生産性  $y_t$  のみが確率的トレンドを持ち、賃金ショック  $w_t$  と税率変数  $\tau_t$  は定常で、労働供給は内生のケースである。このとき、予想される3つの共和分関係は以下の通りである。

(イ) (40)式……  $w_t + h_t + n_t - y_t$

(ロ) (45)式……  $h_t - \eta w_t$

(ハ) (48)式……  $n_t - \lambda (1 + \eta^{-1}) h_t$

このうち(ロ)と(ハ)については、実質賃金と

雇用者数の長期的関係を示す  $(+1)w_t - n_t$  の形にまとめ上げることができる。

共和分関係が3個存在するケース(ケースb)

もう1つは、上記ケースにおいて労働供給を外生として扱った場合である。このとき、予想される3つの共和分関係は以下の通りである。

(ニ) (40)式……  $w_t - \bar{h}_t + n_t - y_t$

(ホ) (48)式……  $\lambda(w_t + \bar{h}_t) - n_t$

(ヘ)  $\bar{h}_t$  (労働生産性  $\theta_t$  のみが確率的トレンドを持つ)  $\rightarrow \bar{h}_t$  は定常)

なお、(ハ)ゆえに、(ホ)は  $w_t - n_t$  の形に簡略化できる。

共和分関係が2個存在するケース(ケースc)

このケースも2つ考えられる。まず、労働供給を外生として扱い、しかも非定常だと仮定すれば、ケースbの(ニ)、(ホ)の2個の共和分関係だけが残される。

共和分関係が2個存在するケース(ケースd)

もう1つは、労働供給を内生化したケースで、税率変数が非定常となるケースである。このとき、上記ケースaのうち(イ)と(ハ)の2つの共和分関係のみが残される。

共和分関係が1個しか存在しないケース(ケースe)

さらに賃金ショックが非定常であれば、ケースbの(ニ)の共和分関係のみが残される。

以上の ~ の関係については、各変数の単位根検定と共和分関係を構成する各変数間の共和分検定によって検証することができる。

次章では、わが国の雇用者数・労働時間に関する長期時系列データを使用してこの作業を行い、ワーク・シェアリングの雇用創出効果に定量的なメスを入れることとしたい。

(注9) 近似化の手順については、Jacobson & Ohlsson [1996] のAppendix Aを参照。なお、近似の過程で雇用時の超過効用は失業時と比較して家計数(労働力)と同じ比率で増加することが仮定されている。

(注10)  $< 0$  であっても、その絶対値が1を超えて相当に大きくない限り、 $1 + (1 - )$  の符号は正である。すなわち、実質賃金が雇用者数と負の相関を持つという関係は変わらない。また  $> -1$  より小さいことは、家計が賃金上昇率以上の率で労働時間を減らす(手取り賃金の減少)ことを意味するので、現実的な仮定ではないように思われる。

#### 4. ワーク・シェアリングの雇用創出効果の実証分析 (多変量VARモデルの計測)

##### (1) 多変量VARモデルの定式化

本章では、現実のわが国労働時間、賃金等のデータを用いて、前2章で構築した理論モデルの示唆する共和分関係を定量的に検証する(注11)。

本章で採用する多変量VAR(ベクトル自己回帰)モデルは以下のように定式化できる。

$$X_t = \mu + \Psi D_t + \sum_{j=1}^p \Pi_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad t=1, 2, \dots, T \quad (49)$$

ここで  $X_t$  は  $m$  変数の確率変数ベクトルであり、各要素は  $I(1)$ 、すなわちレベルでは非定常データである。また  $D_t$  は季節ダミーであり、 $j$  は有理ラグを示し、その適切なラグ期数は  $p$  である。また、 $\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \Sigma)$  を

仮定する。

グランジャー表現定理より、この(49)式は以下の(50)式のように推計可能なECM(誤差修正モデル)形式に書き直すことができる。

$$\Delta X_t = \mu + \Psi D_t + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta X_{t-j} - \alpha \beta X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (50)$$

ただし、ここで

$$\Gamma_i = \sum_{j=i+1}^p \Pi_j$$

$$\alpha \beta' = \Pi = I_m - \sum_{j=1}^p \Pi_j$$

である。ここで行列のランクが共和分の個数を示し、それは必ず $m$ よりも小さい。なぜなら、 $\Gamma$ がフルランクであれば、左辺の $X_t$ が $I(0)$ であるので、両辺の和分関係に矛盾をきたす( $X_{t-p}$ の各変数はレベルでは全て $I(1)$ )からである。言い換えれば、共和分の個数はランク落ちの程度を測定することによって知ることができる。

本章では $X_t' = [y_t, w_t, h_t, n_t]$ という関係を想定して、計測を行う。

## (2) データの出所等について

本章で採用するデータの出所、算出方法等に関しては以下の通りである。なお、計測期間は1973年1～3月期から98年1～3月期までである。

労働者1人当たり労働時間( $H_t$ )

労働省「毎月勤労統計統計」所収の男子労働者総労働時間(月次データ)を4半期データに平均値変換した。

雇用者数( $N_t$ )

同じく「毎月勤労統計調査」の男子雇用者数(月次データ)を4半期データに平均値変換した。

賃金( $W_t$ )

「毎月勤労統計調査」の男子雇用者平均賃金(月次データ)を卸売物価指数で除して数量化し、さらに(1-租税負担率)を乗じたうえで、4半期データに平均値変換した。租税負担率は大蔵省主計局「財政統計」の各年版によった。

生産( $Y_t$ )

実質GDP(90年価格、4半期データ)を採用した。

これらのデータは推計に当たって全て対数変換されている。また、租税負担率を除く全データは日経NEEDS-GEAR(Economy)からダウンロードしたものである。なお、本稿における統計処理は全てWinRATS-32(Version 4.31)およびCATS-in-RATS(Version 1.01)をPC/AT互換機(CPU: Intel Pentium 120MHZ)上で駆動して行っている。

## (3) 各変数の単位根検定

まず、分析の前提となる4変数が非定常、すなわち $I(1)$ データであるかどうかを、拡張ディッキー=フラー(ADF)検定およびフィリップス=ペロン(PP)検定によって確認した。結果は(図表4)にまとめられてい

(図表4) 各変数の定常性の検定結果

ADF検定		
変数名	DFの値	P値
生産 ( $y_t$ )	0.688	0.997
実質賃金 ( $w_t$ )	1.924	0.642
労働時間 ( $h_t$ )	1.639	0.777
雇用者数 ( $n_t$ )	1.001	0.944

PP検定		
変数名	PPのZ値	P値
生産 ( $y_t$ )	3.080	0.933
実質賃金 ( $w_t$ )	13.947	0.225
労働時間 ( $h_t$ )	4.326	0.867
雇用者数 ( $n_t$ )	4.465	0.858

る(注12)。双方の検定において、4変数のいずれについても単位根を持つという帰無仮説は10%以下の有意水準で棄却できない。すなわち、これら4変数は単位根を持つ非定常データである。

#### (4) 共和分階数の決定

次に、これら4変数間の共和分の個数(共和分階数)を知るためにJohansen [1988] の導入した2つの尤度比検定方法(Trace検定と最大固有値検定)を行った。

これら2つの検定方法の詳細については付論を参照されたいが、前者は「たかだか $r$ 個の共和分関係が存在する」という制約を全く共和分階数に対する制約のないケースと比較する検定方法であり、後者は「追加的に1個の共和分関係が存在する」という制約をその制約の加えられないケースと比較するものである。

(図表5)にまとめられた結果はやや微妙なものである。まずTrace検定では、共和分階数0~1個の帰無仮説は10%以下の水準で

(図表5) 共和分階数の尤度比検定結果

固有値	$LR_{TRACE}$	$LR_{MAX}$	帰無仮説	共有 トレンド数	$LR_{TRACE}$ 10%臨界値	$LR_{MAX}$ 10%臨界値
0.3573	75.96	43.32	$r=0$	-	43.84	17.15
0.1820	32.64	19.69	$r \leq 1$	3	26.70	13.39
0.1068	12.95	11.07	$r \leq 2$	2	13.31	10.60
0.0190	1.88	1.88	$r \leq 3$	1	2.71	2.71

(注) 臨界値はJohansen [1990]の数表1に基づく。

棄却されているが、2個以下という帰無仮説は10%水準の棄却域にわずかに足りず、採択される。一方、最大固有値検定では共和分階数0~2個の帰無仮説はいずれも10%以下の水準で棄却される。また、双方の検定が同値となる共和分3個以下の帰無仮説は採択されている。以上の結果からは、これら4変数間に2個または3個の共和分関係が存在することになるが、Trace検定において採択された共和分個数2個以下という帰無仮説に対する尤度比検定量は10%棄却域にきわめて近かったので、一応、共和分関係は3個存在すると判断しておく。以降の分析は、モデルの共和分階数が3であることを前提に進められる。

#### (5) 各変数の弱外生性の検定

前章における計測モデルの定式化過程で、労働供給がモデルに対し外生的か内生変数であるかが、モデルの共和分構造に大きな影響を与えることが示された。

ある変数 $x$ がモデルに対して外生であるかどうかを定量的に検定することは困難である。ここでは、Engle, et al [1983]の定義した弱外生性(weak exogeneity)、すなわちモデルのパラメータ推定に関して当該変数 $x$

の存在が影響を持つか否かを、Hansen & Juselius [1995] の提示した検定方法を用いて行った(注13)。

結果は(図表6)にまとめられている。共和分ランクが3であるという仮定の下で、1人当たり労働時間(対数値)を示す変数 $h_t$ が共和分関係を示すパラメータの推定に対し弱外生であるという仮説は、1%以下の有意水準で棄却される。すなわち、 $h_t$ はモデル内部で決定される内生変数として取り扱われるべきであることがわかった。

(図表6) 各変数の弱外生性に関する尤度比検定結果

変数名	尤度比検定統計量	P値
生産 ( $y_t$ )	8.33	5%以下
実質賃金 ( $w_t$ )	10.71	2.5%以下
労働時間 ( $h_t$ )	33.31	0.1%以下
雇用者数 ( $n_t$ )	16.15	0.5%以下

(注1) 共和分階数が3という仮定の下で、各尤度比検定統計量は漸近的に自由度3の $\chi^2$ 分布にしたがう。

(注2) P値はHamilton[1994]巻末の $\chi^2$ 分布表により判定した。

### (6) 共和分ベクトルの決定

以上の計測結果と、前章で想定した複数の共和分関係のうち最も整合的なものはケースa、すなわち労働供給が内生的に決定される下で、以下の3つの共和分関係が存在するケースである。

$$(i) w_t + h_t + n_t - y_t$$

$$(ii) h_t - \eta w_t$$

$$(iii) n_t - \lambda(1 + \eta^{-1})h_t$$

以上の結果をわかりやすく言い換えれば、雇用者数( $n_t$ )、労働時間( $h_t$ )、実質賃金( $w_t$ )、生産( $y_t$ )の4変数は、短期的な「ゆ

らぎ」を伴いながらも、長期的には1つのトレンド(労働生産性 $\tau_t$ )の回りで、一定の規則性をもって変動する関係を有している、ということである。

さて、理論モデルの示唆する共和分ベクトルが推定された共和分空間の内部に存在するという仮定の下で、各変数間の関係を示す共和分ベクトルの推定値に(i)~(iii)の制約を加えて基準化された共和分ベクトルは以下のようになる(注14)。

$$\hat{\beta}_R = \begin{bmatrix} -1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0.174 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0.224 & 1 \end{bmatrix} \quad (51)$$

いうまでもなく(51)式に示された行列の各行が上から順に共和分関係(i)~(iii)に対応している。ここで下の2行を連立させ、と

について解くと、

$$\hat{\eta} = -0.174 \quad (52)$$

$$\hat{\lambda} = 0.047 \quad (53)$$

という2つの推計値が得られる。

まず、労働供給の弾力性パラメータ推定値 $\hat{\eta}$ の符号が負であることは、家計の労働供給決定において賃金の上昇が労働時間を減少させる効果(すなわち所得効果の優越)を持つことを示している。また、われわれは賃金決定関数(28)式において、労組の選好パラメータ $\eta$ に対し、 $0 < \eta < 1$ という仮定をおいたが、(53)式の推計パラメータ $\hat{\eta}$ の値はこの仮定と整合的であった。さらに共和分関係(iii)と(53)式を対応させることにより、雇用者数 $n_t$ と1人当たり労働時間 $h_t$ の間には

長期的に負の相関関係が存在することもわかる。

#### (7) 所定内労働時間と総労働時間の間の共和分関係

最後に、時短政策のうち標準労働時間（所定内労働時間）の削減が雇用創出のための政策ツールとして有効か否かを検討するため、所定内労働時間 $h_{st}$ と総労働時間 $h_t$ との間の共和分関係をチェックしてみた。

具体的には $X_t' = [h_t, h_{st}]$ という関係を想定し、(50)式の多変量VARモデルに代入してTrace、最大固有値の2つの共和分検定を行った。なお、所定内労働時間 $h_{st}$ については、行政当局が自らの意思でコントロールできるとの仮定の下で、弱外生変数として取り扱うこととした。

結果は(図表7)にまとめられている。双方の検定において0個の共和分が存在する(すなわち共和分関係が存在しない)という帰無仮説に対する尤度比検定統計量は10%棄却域にわずかにとどかず、帰無仮説は採択される。一方、共和分が1個以下という帰無仮説は採択されている。以上の結果は、総労働時間と標準労働時間との間には共和分関係が

(図表7) 共和分階数の尤度比検定結果

固有値	$LR_{TRACE}$	$LR_{MAX}$	帰無仮説	$LR_{TRACE}$ 10%臨界値	$LR_{MAX}$ 10%臨界値
0.102	10.85	10.49	$r = 0$	13.31	10.60
0.004	0.36	0.36	$r \leq 1$	2.71	2.71

(注) 臨界値はJohansen [1990] の数表1に基づく。

存在しないことを示唆している。すなわち両者は長期的にみて安定的な関係を有していない。したがって、時短のための政策的ツールとして標準時間のコントロールが有効であるという一般的な見解とは対立的な計測結果が得られたことになる。

#### (8) 小括

本章では、ワーク・シェアリングが長期的な雇用創出手段として有効であるか否かを定量的に検証する目的で、前章で構築された理論モデルを現実のわが国労働市場データを用いて計測した。その結果、雇用者数、労働時間、実質賃金、生産の4変数は共和分されており、その階数が3であることから、長期的にみれば4変数は労働生産性という1つの共通トレンドの回りを一定の規則性を保って変動しているということがわかった。

前章冒頭で提示したワーク・シェアリングが雇用創出手段として有効であることを保証する3条件は以下の3つであった。

雇用者数と労働時間の間の(長期的)負の相関関係

労働時間変数のモデルに対する外生性

労働時間の(政策当局による)制御可能性

本章で行った実証分析により、 $\rho$ については成立が確認されたが、 $\beta$ については棄却され、 $\gamma$ についても否定的な計測結果が得られた(注15)。

以上の結果を総合すれば、政策的に標準労

働時間をカットして労働時間を削減し、それによって雇用創出を図るという「ワーク・シェアリング」政策がわが国において現実に新規雇用を創出することは難しい、という結論に到達することになる。

本章におけるもう1つのファクト・ファインディングは、わが国家計の労働供給決定過程において、労働供給（労働時間）の賃金弾力性を示すパラメータが負の値をとっている点である。このことは労働時間決定に際し、いわゆる所得効果が代替効果を凌駕していること、言い換えれば、わが国家計が「実質賃金が上昇すると労働時間をむしろ縮小させる」という余暇重視型の余暇=労働時間選択を行っていることを示している。こうした労働供給における所得効果の優越を前提とすることにより、わが国特有の雇用慣行としてしばしば指摘される「不況期の賃下げによる雇用確保」（注16）という労使の協調行動を、不況期における労働時間の下げ渋りという経験則と整合的に理解することができよう。

（注11）共和分概念や共和分関係の検定に関しては巻末の付論に簡単にまとめてあるが、より詳細な説明は川崎 [1992]、Hamilton [1994] および参考文献欄に掲げたJohansen一派による一連の論文を参照されたい。

（注12）なお、本稿では分析の際のラグ期（当期を含まず）については全て3期に統一している。これは当期を含め過去1年間の影響のみを測定に当たって考慮することを意味する。

（注13）弱外生性に先決性が加わった概念を強外生性と呼ぶ。先決性は一般に「グランジャー因果性」の存在

を検定することによって確認される。これら概念の簡略な説明はMaddala [1992] 邦訳第8章を参照。

（注14）厳密には、こうした共和分ベクトルへ制約を課すことの妥当性を検定する必要があるが、やや複雑なので今後の課題としたい。

（注15）長期的に雇用者数と労働時間が負の相関を持つとの計測結果は、共通トレンドである労働生産性の趨勢的な上昇が雇用者数と賃金を増加させ、さらに後者が所得効果を通じて労働時間を減少させた、という因果関係を検出しているように思われる。

（注16）これを「日本型ワーク・シェアリング」と呼ぶこともある。中馬 [1994] 参照。

## 5. 総括

### (1) 雇用創出の実効性に欠けるワーク・シェアリング

一方に長時間労働が存在し、もう一方に失業率の趨勢的上昇という状況がみられる現下にあっては、ごく自然な発想として、標準労働時間のカットや所定外賃金割増率の引き上げによって政策的に労働時間を削減すれば、時短と新規雇用増という2つの好ましい果実がもたらされる、という「ワーク・シェアリング」政策への期待感が生まれる。本稿では、こうした「ワーク・シェアリング」仮説を理論・実証の両面から検討し、理論的には時短が必ずしも雇用創出を保障するものではないという結論を得た。またわが国の実際の労働統計データを用いた実証分析によっても、長期的な雇用創出策としてワーク・シェアリングが有効であるとの結果は得られなかった。

週35時間労働制（2000年以降）を義務づける時短法がフランスで成立するなど、ヨーロッパでは新規雇用創出を期待した時短の動き

が進んでいる。しかし、こうした動きに関する実証研究の多くは、時短によるワーク・シェアリングが期待ほどの雇用創出効果をもたらしていないことを指摘している（注17）。新規雇用創出策としてのワーク・シェアリングが実効性に欠けることは、概ね国際的に共通する認識のように思われる。

#### (2)時短がウェイジ・シェアリング化する可能性

にもかかわらず時短が雇用創出に有効であるという見解がそれなりの説得力をもって流布している背景には、既に指摘したような資本＝労働間の調整コストの差に起因する短期的な雇用創出効果が過大評価されている可能性、あるいは労働生産性の趨勢的な上昇に起因する雇用者増と労働時間の短縮という因果関係が逆転して評価されている可能性等が指摘できる。

さらに、ヨーロッパにおける高水準の失業給付やわが国における雇用調整準備金の存在が非労働所得の増加を通じて実質賃金の低下を相殺し、みかけ上は雇用の維持・増加と労働時間の短縮を両立させてきた可能性も少なくない。

もちろん、こうした施策が好ましい効果を発揮するのは、雇用情勢が周期性を持ちかつ趨勢的には上昇トレンドを伴っており、ゆえに周期的に訪れる不況下の雇用維持のみが政策課題となるケースである。幸いなことに、

従来のが国の不況は概ねこのケースに当てはまるものであった。冒頭で指摘したように、将来的にわが国失業率が趨勢的上昇に転じることを所与とすれば、こうした弥縫的な雇用維持策が長期的には維持できなくなることはほぼ自明であるように思われる。こうした状況における時短政策の断行は、かえって雇用に悪影響を及ぼすか、あるいは雇用維持のための大幅な賃下げを伴うものとなる可能性が高い。いわばワーク・シェアリングではなく、ウェイジ・シェアリング時代の到来である。

高水準の所得を実現しているわが国においては、こうした賃下げを伴う時短も有効な政策選択肢足り得るという主張もみられなくはない（注18）。しかし、乏しきを等しく分かち合う経済が縮小均衡の罅に落ち込んでいく危険性は旧社会主義国の惨状をみれば明らかであるし、現役世代に対する社会保障制度においてヨーロッパ各国の水準に相当に劣後しているわが国の場合、こうしたいわば現役世代窮乏化政策に対して国民的な支持が得られる可能性もまたきわめて低いように思われる。

いずれにせよ、安易な思い込みのうえに拙速に時短政策を導入することは、所期の期待とは裏腹に、かえって雇用状況を悪化させる可能性をはらんでいるといえよう。

(3)労働生産性向上に直結し得る時短政策を  
本稿の分析が示したように、新規雇用の創出と一律的な時短政策を同一の枠組みで論じ

ることは、理論的にもまた現実のデータに基づく実証結果を通じて、きわめて問題の多いアプローチであるように思われる。仮に、諸外国比で決して短いとはいえない長時間労働の実態を変革していくことに対し国民的な合意が存在するとしても、それは雇用創出とは切り離して論じられなければならないし、逆に雇用創出以外の目的で時短政策を断行する際には、当然ながらそれが雇用に対し負の影響を發揮する可能性をも考慮した慎重な政策対応が不可欠となるように思われる。

結局のところ、長期的に時短と雇用創出を両立させていくためには制度面のみをやりくりしても不十分であり、労働生産性の趨勢的な上昇がその不可欠な前提となる、というのが本稿の分析から得られる主要なインプリケーションといえよう。一律的な時短政策やそれを可能とするための諸助成金制度は、中長期的にみればむしろ労働生産性の上昇を阻害する効果も考えられ、その意味では望ましい政策的選択肢とはいえないように思われる。以上のような枠組みで考えれば、フレックスタイム制や裁量労働制、あるいは勤務地・勤務場所の自由選択、等のオプションを労働者に与えることは、仮にそれが直接的な時短につながらなかったとしても、労働生産性の向上を通じて長期的な雇用増と時短を両立させる可能性を持ち、その意味でより好ましい政策選択肢となり得るのではなからうか。このことはとりわけ、知識集約型労働の趨勢的増

加という近未来におけるわが国労働市場の構造変化の方向性を所与として、今後の労働生産性向上問題を考える場合に、きわめて重要な手がかりを与えてくれるように思われる。

(98.7.16)

(E-mail: niimi@ird.jri.co.jp)

(注17) 前述のJacobson & Ohlsson [1996] はスウェーデン、Hunt [1996] はドイツを対象国にワーク・シェアリングの雇用創出効果を検討し、いずれも否定的な結果を得ている。

(注18) 例えば前市岡 [1997] は、経済成長路線を放棄し、経済を縮小均衡させるための時短の意義を主張している。

付論：共和分概念と共和分階数の検定方法について

(1) 「見せかけ」の相関

一般に経済データのほとんどは右上がりのトレンドを持つ非定常データである。こうした非定常データを以下のようなモデルにレベル・データのままだてはめて回帰分析を行なったとしよう。

$$y_t = \beta x_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2) \quad (A1)$$

ここで右辺の  $x_t$  を左辺に移項すれば、左辺は1階の差分により定常化される  $I(1)$  変数、右辺 (誤差攪乱項) は仮定より定常 ( $I(0)$  変数) となり、両辺の和分階数が異なることが明らかである。こうした和分階数の違いを無視して (A1) 式に通常最小二乗法 (OLS) を適用すると、いわゆる「見せかけ」の相関の検出に陥ることが80年代に入り広く知られ

るようになった。すなわち、(A1)式のOLS推定結果は全く信頼性を持ち得ない。

こうした「見せかけの相関」を回避する最も簡単な方法はI(1)変数である $y_t$ と $x_t$ の1階の差分をとって定常化した変数 $y_t$ と $x_t$ を(A1)式に当てはめることである。しかし、こうした差分をとると、今度は $y_t$ と $x_t$ の間の長期的な関係を分析することが困難になってしまう。 $y_t$ と $x_t$ との関係を回帰することは、あくまでそれぞれの1期前データとの差同士の対応関係を調べる短期的視点からの分析に過ぎないからである。

## (2) 共和分概念

$y_t$ と $x_t$ がともにトレンドを持つ非定常変数であることを前提に、両者の長期的関係(共通トレンド)と、両変数の短期的なダイナミクス(それぞれの持つトレンドからの乖離)を一まとめに把握しよう、というのが共和分の基本的な概念である。

上記2変数ケースにおける共和分関係の成立は以下のように定義される。

### [定義]

$y_t$ と $x_t$ がともにI(1)変数であると仮定する。このときある定数 $k$ が存在して、 $z_t = x_t - ky_t$ で定義される変数 $z_t$ が定常となる時、 $y_t$ と $x_t$ とは共和分されているという。また、このときベクトル $(1, -k)$ を共和分ベクトルと呼ぶ。

この定義から明らかなように、共和分ベクトルは2変数間の長期的な関係を表している。

## (3) ECMと多変量VARモデル

続いて、こうした共和分関係を用いて非定常データ間の関係を分析するための手段として頻繁に用いられる誤差修正モデル(ECM)と多変量ベクトル自己回帰モデル(VAR)との関係を整理しておこう。

まず、 $y_t$ と $x_t$ とを成分とする以下の2変量自己回帰モデル(2期ラグ)を考えよう。

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-2} \\ y_{t-2} \end{pmatrix} \\ &+ \begin{pmatrix} \mu_x \\ \mu_y \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \\ &= \Pi_1 \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \Pi_2 \begin{pmatrix} x_{t-2} \\ y_{t-2} \end{pmatrix} + M + E \quad (A2) \end{aligned}$$

ここでMは定数項、Eは誤差項を示す列ベクトルであり、Eの両要素は通常の誤差項に要求される諸仮定を満たしている。

このとき(A2)式は、1階の差分行列形態によって、以下のように書き換えられる。

$$\begin{pmatrix} \Delta x_t \\ \Delta y_t \end{pmatrix} = \Gamma \begin{pmatrix} \Delta x_{t-1} \\ \Delta y_{t-1} \end{pmatrix} - \Pi \begin{pmatrix} x_{t-2} \\ y_{t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_x \\ \mu_y \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \quad (A3)$$

ここで $\Gamma = \Pi_1 - \Pi_2$ 、 $\Pi = \Pi_2$ であり、Iは $2 \times 2$ 単位行列である。

仮定より、左辺は明らかにI(0)である。両辺の和分階数が等しくなる(すなわち右辺もI(0))ためには、 $\Gamma$ がゼロ行列となるか、 $\Pi \begin{pmatrix} x_{t-2} \\ y_{t-2} \end{pmatrix}$ がI(0)となるか、しかない。すなわち、前者は(A2)式を2変数の階差をとっ

て回帰する通常的手法に対応し、後者がここで取り上げている共和分概念に対応していることがわかる。

後者のとき、 $2 \times 2$  行列  $\Pi$  は、 $2 \times 1$  行列  $\begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix}$  と  $1 \times 2$  行列  $\begin{pmatrix} \beta_1 & \beta_2 \end{pmatrix}$  の積の形を用いて以下のように書き直すことができる。

$$\begin{aligned} \Pi \begin{pmatrix} x_{t-2} \\ y_{t-2} \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} (\beta_1, \beta_2) \begin{pmatrix} x_{t-2} \\ y_{t-2} \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \alpha_1 \cdot EC_{t-2} \\ \alpha_2 \cdot EC_{t-2} \end{pmatrix} \quad (A4) \end{aligned}$$

ここで、 $EC_{t-2} = \beta_1 x_{t-2} + \beta_2 y_{t-2}$  である。

この (A4) 式を (A1) 式に代入することにより、

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \Delta x_t \\ \Delta y_t \end{pmatrix} &= \Gamma \begin{pmatrix} \Delta x_{t-1} \\ \Delta y_{t-1} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} \alpha_1 \cdot EC_{t-2} \\ \alpha_2 \cdot EC_{t-2} \end{pmatrix} \\ &\quad + \begin{pmatrix} \mu_x \\ \mu_y \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \quad (A5) \end{aligned}$$

が得られる。これは通常のECM表現に他ならない。このように、多変量VARモデルとECMは1対1の対応関係にある(グランジャー表現定理)。後述するようにこの定理は、モデル内の共和分関係の個数を考えるうえで重要な意味を持つてくる。

さて、(A4)式におけるベクトル  $\begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix}$  が先の定義における共和分ベクトルに対応し、一方、ベクトル  $\begin{pmatrix} \beta_1 & \beta_2 \end{pmatrix}$  を送出ベクトルと呼ぶ。後者のネーミングは、誤差修正項をそれぞれ、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  倍してモデル(システム)に送り出すことに由来している。

#### (4) 誤差修正メカニズムの経済学的解釈

ところで、(A5)式のような経済モデル

のECM表現は、経済学的にはどのように解釈できるだろうか。

まず、誤差修正項  $EC_{t-2} = \beta_1 x_{t-2} + \beta_2 y_{t-2}$  が定常であるということは、長期的には両変数  $y_t$  と  $x_t$  が安定した関係(均衡関係)にあり、そこに短期的な「ゆらぎ(誤差攪乱項)」が載って誤差修正項を形成していることを示している。これに対し、差分項、 $\Delta x_{t-1}$ 、 $\Delta y_{t-1}$  は過去の各変数の変動を示している。つまり、今期の変動、 $\Delta x_t$ 、 $\Delta y_t$  を、それぞれの過去の変動である、 $\Delta x_{t-1}$ 、 $\Delta y_{t-1}$  と、変数間の長期的な関係(およびそこから「ゆらぎ」)を表現する誤差修正項  $EC_{t-2} = \beta_1 x_{t-2} + \beta_2 y_{t-2}$  によって表現しようというのが、経済学的にみたECMあるいはVAR表現の意味であると考えることができる。

#### (5) 多変量VARモデルにおける共和分階数の決定(Johansen検定)

2変数モデルにおいては、共和分関係の個数は1個しかありえない。しかし、一般にp変数VARモデルを考える場合、共和分の個数は複数存在し得る。

一般にp変数ベクトル  $X_t$  をラグk期のVARモデルで表現すると、

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (A6)$$

のようになる。ここで、 $X_t$  の成分が全てI(1)であるという仮定の下では、

$$\Pi = I_p - \Pi_1 - \dots - \Pi_k$$

のランクは必ずpよりも小さい(つまり共和

分関係は1個以上(p-1)個まで存在し得る)。なぜなら、(A6)式を以下のようにECM表現すれば、

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} - \Pi_{t-k} X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (A7)$$

となり、 $\Gamma$ がフル・ランクであるならば、左辺がI(0)、右辺がI(1)となって両辺の和分階数が一致しないからである(注19)。

以上のような基本的アイデアに沿ってJohansen [1988] は、共和分個数の測定を行列のランク(落ち)を測る問題、すなわち、 $\lambda$ に対応する固有ベクトルの1次独立・従属を判断するための固有値問題に置き換えて、以下のように定式化している。

まず、(A7)式を以下のように書き直す。

$$\Delta X_t = \alpha \beta' X_{t-k} = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \varepsilon_t \quad (A8)$$

ここで仮に $\beta$ が既知であれば $\beta_1, \dots, \beta_{k-1}$ の一致推定量はOLSで得ることができる。このとき、右辺から $X_{t-j}$ を取り去れば誤差項 $\varepsilon_t$ のみが残される。さらに、 $X_t$ と $X_{t-j}$ を別々に $X_{t-j}$ にOLS回帰してそれぞれの残差ベクトルを $R_{0t}$ と $R_{kt}$ としよう。このとき(A8)式における $X_t$ と $X_{t-k}$ をそれぞれ $R_{0t}$ と $R_{kt}$ に置き換えることにより、以下の(A9)式が得られる。

$$R_{0t} + \alpha \beta' R_{kt} = \varepsilon_t \quad (A9)$$

この(A9)式の尤度関数Lは以下の通りである。

$$L(\alpha, \beta, \Lambda) = |\Lambda|^{-\frac{1}{2}} \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (R_{0t} + \alpha \beta' R_{kt})' \Lambda^{-1} (R_{0t} + \alpha \beta' R_{kt}) \right\} \quad (A10)$$

をさしあたり所与とすれば、 $R_{0t}$ を $R_{kt}$ にOLS回帰することにより、 $\hat{\alpha}$ および(A10)式における $\alpha$ の推定値 $\hat{\alpha}$ を $\alpha$ の関数としてそれぞれ以下のように得ることができる。

$$\hat{\alpha}(\beta) = -S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \quad (A11)$$

$$\hat{\Lambda}(\beta) = S_{00} - S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1} \beta' S_{k0} \quad (A12)$$

ここで $S_{00}$ 、 $S_{0k}$ 、 $S_{k0}$ 、 $S_{kk}$ はそれぞれ回帰残差の積率行列である。

Johansen [1988] は、この対数尤度関数Lの最大化問題が、 $|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}|$ の最小化と同値であることを示した。すなわち $\hat{\alpha}$ は固有値問題

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0 \quad (A13)$$

の解であるp個の固有値を値の大きい順に並べた $\lambda_1 > \dots > \lambda_p > 0$ のうち、有意に0と異なる部分に対応する固有ベクトル(すなわち $\hat{\alpha}$ )を求めることによって得られる。

Johansen [1988] は、共和分ベクトル $\hat{\alpha}$ の個数あるいは $\Lambda$ のランクを決定する方法として、以下の2つの方法を提示している。

#### Trace検定

Johansenの基本的アイデアは、最高でr個の共和分関係が存在する、すなわち有意に0と異なる固有値がr個存在する、という仮説を、残りの(p-r)個の固有値が全て0であるという帰無仮説に置き換えて尤度比検定しようというものである。

まず、Trace検定とは、最大 $r$ 個の共和分関係しか存在しない下では、 $(r+1)$ 個 $\sim p$ 個までの共和分関係(固有ベクトル)を追加したとしてもモデルの尤度はもはや大きくは変化しないはずだ、という考え方にに基づき、共和分 $r$ 個の帰無仮説をもっとも冗長な無制約モデル(すなわち共和分は $p$ 個以下)の下での対立仮説と比較するものである。

帰無仮説に対応する尤度比検定統計量は

$$LR_{TRACE} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (A14)$$

である(注20)。

#### 最大固有値検定

帰無仮説はと同様であるが、対立仮説を $(r+1)$ 個の共和分関係が存在すると置き換えて、尤度比検定を行なうものである。この際の尤度比検定統計量は

$$LR_{MAX} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (A15)$$

である。

なお、 $\lambda$ の検定統計量とも小標本分布は明らかではないが、極限分布はブラウン運動に依存する形で定式化されている。通常用いられる1%、5%、10%の有意水準に対応する極限分布表はJohansen [1988]の行ったモンテカルロ・シミュレーションによって、5変数ケースまでが利用可能である。

(注19) 共和分概念を幾何的に表現すれば、ベクトルの各行ベクトルのうちいくつかは1次従属となっている状況を示している(すなわちのランク落ち)。もしがフル・ランクとなっていれば、全ての行ベクトルが1次独立となっている状況を意味する。このとき、当然に(A7)式の右辺は $I(1)$ となる。

(注20) 対立仮説は、共和分ベクトルの存在を考えない無制約モデルである。なお、式中の $T$ はサンプル数を表している。

#### 参考文献

- Engle, R., D.F. Hendry and J.F. Richard [1983] "Exogeneity" *Econometrica*, Vol 51, 1983
- Engle, R. and C.W.J. Granger [1987] "Co-Integration and Error Correction: Representation and Testing", *Econometrica* 55, 1987
- Greene, W. [1997] "Econometric Analysis 3rd Edition", Prentice Hall
- Hamermesh, D.S. [1993] "Labor Demand", Princeton University Press
- Hamilton, J.D. [1994] "Time Series Analysis", Princeton University Press
- Hansen H. and K. Juselius [1995] "CATS in RATS Cointegration Analysis of Time Series", Estima
- Hart, R.A., & N. Wilson [1988] "The Demand for Workers and Hours: Micro Evidence from the UK Metal Working Industry", (Hart, R.A. (ed) "Employment and Labor Utilization", Unwin Hyman, Inc.)
- Hart, R.A. [1987] "Working Time and Employment", Allen & Unwin, Inc
- Hunt, J. [1996] "Has Work-sharing Worked in Germany?", NBER Work-

- ing Paper 5724, August 1996
- Jacobson, T. and H. Ohlsson [ 1996 ]  
“ Working Time, Employment, and Work Sharing: Evidence from Sweden ”, Stockholm School of Economics Working Paper, November 1996
  - Johansen S. and K. Juselius [ 1992 ]  
“ Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK ”, Journal of Econometrics 53 ( 1992 )
  - Johansen S. and K. Juselius [ 1994 ]  
“ Identification of the Long-run and the Short-run Structure: An Application to the ISLM Model ”, Journal of Econometrics 63 ( 1994 )
  - Johansen, S.[ 1988 ] “ Statistical Analysis of Cointegration Vectors ”, Journal of Economic Dynamics & Control 12 ( 1988 )
  - Johansen, S. [ 1992 ] “ Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-equation Analysis ”, Journal of Econometrics 52 ( 1992 )
  - Johansen, S. [ 1995 ] “ Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models ”, Oxford University Press
  - Maddala, G.S. [ 1992 ] “ Introduction to Econometrics 2nd Edition ”, Prentice Hall ( 和合 肇訳著 『計量経済分析の方法 ( 第2版 )』、CAP出版 )
  - Rosen, S. [ 1968 ] “ Short-run Employment Variations on Class-I Railroads in the US, 1947-1963 ”, Econometrica, 36 ( 1968 )
  - 馬場善久 [ 1995 ] 「エラー・コレクションモデルによる貨幣需要関数の推定」( 本多佑三編 『日本の景気 - - バブルそして平成不況の動学実証分析』、有斐閣、所収 )
  - 中馬宏之 [ 1994 ] 『日本型「雇用調整」』、集英社
  - 中馬宏之 [ 1995 ] 『労働経済学』、新世社
  - 星 健孝 [ 1994 ] 「VWが採用したワークシェアリングの教訓 - - 地域・企業文化に支えられて始めて成功する」、毎日新聞社、『エコノミスト』、1994年1月18日号
  - 細井雅夫 [ 1996 ] 「大量失業とワークシェアリング」、社会主義協会、『社会主義』、396号 ( 1996 )
  - 細野 薫 [ 1995 ] 「マネー、クレジットおよび生産」( 本多編、前掲書、所収 )
  - 川崎能典 [ 1992 ] 「Johansenの共和分検定について」、日本銀行金融研究所、『金融研究』、第11巻2号 ( 1992 )
  - 前市岡楽正 [ 1997 ] 「労働時間短縮の意義」、神戸大学 『国民経済雑誌』、175巻2号 ( 1997 )
  - 森棟公夫 [ 1995 ] 「非定常時系列」( 本多編、前掲書、所収 )

- ・小倉一哉[1996]「労働時間に関する研究の系譜」、早稲田大学産業経営研究所、『産業経営』、22号(1996)
- ・小野 旭[1991]「統計より200時間多い日本の労働時間」、毎日新聞社、『エコノミスト』、1991年12月16日号
- ・大江田清志[1994]「主要5カ国における労働時間の比較」、函館大学『函大商学論究』、27巻1号(1994)
- ・大橋 弘[1994]「政府の雇用対策に欠落しているもの -- 日本でもワークシェアリングの検討を」、毎日新聞社、『エコノミスト』、1994年1月18日号
- ・労働省編[1997]『平成9年版労働白書 -- 構造転換期の雇用・賃金と高齢化への対応』、日本労働研究機構
- ・清家 篤[1993]「アメリカにおけるイグゼンプトとは」(労働省編[1993]『ホワイトカラー労働者の労働時間：国際比較研究結果報告書』、所収)
- ・和合 肇・伴 金美[1995]『TSPによる経済データの分析(第2版)』、東京大学出版会
- ・山田 久[1998]「悪化する労働需給と雇用創造への課題 日米雇用創出パターン比較からのインプリケーション」、日本総合研究所『Japan Research Review』、1998年7月号