Kobe University Repository : Kernel

PDF issue: 2025-07-16

カレツキアン蓄積分配モデルの実証分析

畔津，憲司
小葉，武史
中谷，武

(Citation)
神戸大学経済学研究科 Discussion Paper,823

(Issue Date)
2008-12

(Resource Type)
technical report

(Version)
Version of Record

(URL)
https://hdl.handle.net/20.500.14094/81000826

カレツキアン蓄積分配モデルの実証分析*

畔津憲司† 小葉武史‡ 中谷武§

2008 年 12 月

＜概要＞

いわゆるカレツキアンは、所得分配の変化が生産水準やその成長率に与える影響を分析するための理論的枠組みを提供した。ただし、所得分配の変化が生産水準に与える影響は、総需要に含まれる各項目の弾力性に依存し、最終的な変化の方向は、理論的にはどちらもあり得る。したがって、最終的な変化の方向性を知るには、実証分析が必要である。本稿は、我が国における過去約20 年間のデータを用いて、所得分配の変化が生産水準とその成長率に与える影響を実証的に明らかにすることを試みた。カレツキアン蓄積分配モデルを導入した構造VAR(Vector of Auto Regression)モデルを推計し、インパルス応答分析を行った。結果として、利潤シェアの上昇は、長期的には、生産水準と成長率に正の影響を与えることが明らかになった。

キーワード：カレツキアン蓄積分配モデル、構造的ＶＡＲ、所得分配

* 理論経済学会関西部会、中谷ゼミ OB 研究会において、出席者の方々より、草稿段階の本稿に対して多くの有益なコメントをいただいた。記して感謝申し上げたい。なお含まれうる誤謬はすべて筆者らの責に帰す。

† 畔津憲司、大阪体育大学教養教育センター、Email:azetsu@ouhs.ac.jp

‡ 小葉武史、神戸大学海事科学部、Email:koba@econ.kobe-u.ac.jp

§ 中谷武、神戸大学大学院経済学研究科、Email:nakatani@econ.kobe-u.ac.jp

1. はじめに

利潤シェアの拡大など所得分配の変化が、生産水準や経済成長などの経済のパフォーマンスに与える影響を明らかにすることは、我が国の経済にとって重要な意味を持っている。「黄金期（golden age）」の終焉を迎えた他の先進諸国と同様に、我が国では1973年の第一次石油危機を期に高度経済成長が終焉を迎え、低成長経済へと移行した。低成長がもたらす諸問題からの脱却が課題となる中で、所得分配の変化が生産水準や経済成長に与える影響が議論されてきた。高い賃金シェアが企業利潤を圧迫し、投資を減退させて生産水準と経済成長に負の影響を与えるという議論がある一方で、低い賃金シェアが労働者家計の消費需要を減退させ、生産水準と経済成長に負の影響を与えるという議論もある。このように相反する議論が存在する中で、改めて既存の議論を整理し、実証分析による検証を行うことは有意義であると考えられる。

所得分配の変化が経済のパフォーマンスにいかなる影響を与えるかについては、カレツキアンの中心的な議論の対象であった。利潤シェアの拡大が総需要を増大させるとき、これを利潤主導型需要（profit-led demand）と呼び、逆に、賃金シェアの拡大が総需要を増大させるとき、これを賃金主導型需要（wage-led demand）と呼ぶ。また、利潤シェアの拡大が経済成長率を増加させるとき、これを利潤主導型成長（profit-led growth）と呼び、逆に、賃金シェアの拡大が経済成長率を増加させるとき、これを賃金主導型成長（wage-led growth）と呼ぶ。これまでカレツキアンによって、それぞれのレジームのメカニズムと、利潤主導型と賃金主導型の相反する二つのレジームのうち、どちらが優勢であるかを決定づける条件が理論面から整理されてきた。それによれば、利潤シェアの拡大が総需要ないしその成長率に与える効果は「両義的（two-sided role）」である(Bhaduri and Marglin, 1990)。すなわち、利潤シェアの拡大は、投資を増加させるが、同時に生じる賃金シェアの縮小が、労働者家計の消費を減少させる。分配の変化が総需要に与える効果は、それに対する消費と投資の反応度に依存し、一意には定まらない。さらに、所得分配の変化に対する政府の反応とその資金調達手段、輸出と輸入の反応も、総需要の変化の方向に影響する。所得分配の変化は総需要に含まれるそれぞれの要素に影

響を与え、その相対的な反応の大きさが最終的な総需要の変化の方向を定める。また所得分配の変化に対する総需要の変化の方向が不明である以上、それによって刺激される資本蓄積、すなわち経済成長率の変化の方向もまた一意には定まらない。

Blecker (2002) はこれまでのカレツキアンの議論を整理して、以下の各場合に経済が利潤主導型になりやすいことを示している。すなわち、(1) 投資が利潤シェアに対して弾力的に反応するとき、(2) 労働者の貯蓄性向が大きいとき、(3) 労働者に対する税率が大きいとき、(4) 国際競争が存在するとき、の各場合である。これらの条件は、利潤シェアの拡大に対して、総需要に含まれる各需要項目がそれぞれ反応する時、プラスに反応する項目が、マイナスに反応する項目よりも優勢となるための条件と言える。所得分配の変化が総需要またはその成長率に与える効果が両義的であり、変化の方向が理論的にはどちらもあり得るという状況の下では、データを用いて、利潤主導型と賃金主導型のどちらのレジームが実際には優勢であるのかを確認することが必要である。

本稿の目的は、我が国の最近約 20 年間のデータを用いて、どちらのレジームが優勢であるかを実証面から明らかにすることである。所得分配の変化が総需要ないし生産水準とその成長率に与える影響を明らかにするため、本稿では利潤シェア、稼働率、蓄積率の 3 変数による構造 VAR 分析を行う。同様の手法を用いた既存研究に、アメリカ・イギリス・フランスのデータを用いた Stockhammer and Onaran [2004]が挙げられるが、我が国のデータを用いた既存研究は少ない [1]。本稿は我が国における過去約 20 年間のデータを用いて、所得分配の変化が生産水準とその成長率に与える影響を構造 VAR 分析によって明らかにすることを試みる。

本稿の以下の構成は次の通りである。2 節では、本稿で用いる構造 VAR 分析の手法を概観する。この中で構造ショックの識別のために制約が必要であることが説明される。3 節では、識別制約を得るために用いるカレツキアン蓄積分配モデルを説明する。4 節では、本稿で得られた実証分析の結果を紹介する。まずショック対する各変数の反応を表すインパルス応答分析の結果を示し、我が国の経済は長期的には利潤主導型であることを見る。このとき、労働者家計では、短期的に賃金シェアの低下を被るが、長期的には生産水準と経済成長の

増加から利益を得られる可能性があることを、実証結果に基づくシミュレーションによって示す。5 節は本稿の分析で得られた結果をまとめる。

2. 構造 VAR 分析によるアプローチ

本稿では、簡単化されたカレツキアン蓄積分配モデルに従う資本蓄積率、資本稼働率、利潤シェアの 3 変数の動学的相互作用を、構造 VAR のアプローチにより、実証的に分析する。具体的には、それら 3 変数が従う動学的システムの推計を行い、各変数に直接影響を与えるそれぞれの構造ショックが、その他の変数にどのような影響をもたらすかをシミュレーションする。これにより、我々の主目的である利潤シェアの変化が、資本蓄積率と資本稼働率にどのような動学的作用をもたらすかを調べることができる。

1980 年代以降、経済変数間の動学的相互作用を実証的に分析する手法として、VAR モデルが幅広く利用されている。この手法は、分析対象である変数に対して、経済理論による事前知識を導入しないモデルを推計し、経済ショックが各変数にいかなる動学的作用を生むかを調べるものである。VAR モデルでは、分析対象となる変数は、互いの過去の値に依存し、経済ショックにより変動すると考える。したがって、想定するモデルは、n 個の経済変数の t 期の値を $n \times 1$ のベクトル X_t とすると、以下のような連立線形確率差分方程式となる。

$$X_t = \Gamma_1 X_{t-1} + \Gamma_2 X_{t-2} + \cdots + \Gamma_q X_{t-q} + v_t \tag{1}$$

ただし、$\Gamma_i \ (i = 1,2,\ldots,q)$ は $n \times n$ の係数行列、v_t は攪乱項であり $n \times 1$ の確率変数ベクトルで経済ショックを表す。このモデルは、線形性を除くと、事前知識をほとんど含まない。一方、VAR モデルと対立した手法として説明されることが多い連立方程式アプローチ（例えばケインズ型マクロ計量モデル）は、その分析者の判断でモデルの係数に先験的な数多くの制約が課されている。Sims[1980]では、数多くの信頼性の低い事前知識を導入せず、恣意的な前提の少ない VAR モデルを分析することを提案している [2]。しかしながら、(1)式のような VAR モデルによる分析では、経済理論を検証したり、推定結果を経済理論の観点から解釈したりすることができない。そこで、VAR モデルに経済理論に

よる事前知識を構造として導入したものが、構造 VAR である。

構造 VAR モデルにおいては、変数間の関係を説明する経済理論より、以下のような構造モデルを考える[3]。

$$BX_t = A_1X_{t-1} + A_2X_{t-2} + \cdots + A_qX_{t-q} + \varepsilon_t \tag{2}$$

ただし、B と A_i $(i = 1,2,\ldots,q)$は $n \times n$ の係数行列，ε_t は $n \times 1$のベクトルで経済ショックを表す確率変数のベクトルである。係数行列 B は変数間の同時点における相互関係を表す。経済ショック ε_t は、同時点及び異なる時点で互いに無相関であり、かつ平均が 0 の同一分布に従うとする。ε_t の共分散行列 Ω_ε は対角要素以外すべて 0 となり、ε_t の第 i 要素のショックは、t 時点では、X_t の第 i 要素にしか影響を与えない（構造ショックと呼ぶ)。(2)式のモデルは、(1)式のモデルとは異なり、特定の経済理論により変数間の同時点における関係を導入することができ、また、経済ショックも同時点では特定の変数にのみ影響を与える特有のショックを考えることができる。

構造モデル(2)式は、同時方程式バイアスにより、このまま推定することはできないため、推定作業においては、まずは(2)式の両辺に B の逆行列をかけ、以下の誘導形を得る[4]。

$$X_t = B^{-1}A_1X_{t-1} + B^{-1}A_2X_{t-2} + \cdots + B^{-1}A_qX_{t-q} + B^{-1}\varepsilon_t \tag{3}$$

この誘導形は、(1)式と同様のモデルであり $\Gamma_i = B^{-1}A_i \quad (i = 1,2,\ldots,q)$、$v_t = B^{-1}\varepsilon_t$ となっている。誘導形誤差項 v_t の共分散行列 Ω_v は、構造ショックの共分散行列 Ω_ε とは異なり、同時点間のショックは無相関ではないことに注意する。誘導形(3)式の係数行列 $B^{-1}A_i$ $(i = 1,2,\ldots,q)$は最小自乗法により推計されるが、誘導形の推定からは係数行列 B の情報を得ることができない。したがって、構造ショックも識別することができない。そこで、このアプローチでは，構造モデルと誘導形の誤差項の関係から B の識別を行う。誘導形を推定して得られた推計誤差 e_t とすると、誘導形推計誤差と構造モデルの誤差項 ε_t の間には以下の関係がある。

$$e_t = B^{-1}\varepsilon_t \quad \Leftrightarrow \quad \varepsilon_t = Be_t \tag{4}$$

このことから、構造形の共分散行列Ω_vと誘導形推定誤差の共分散行列Ω_eの間には以下の関係があることがわかる。

$$\Omega_\varepsilon = B\Omega_e B^{-1} \tag{5}$$

推定誤差の共分散行列Ω_eの$n \times n$個(正確には対称行列であるから$n(n+1)/2$個)の要素は誘導形推定により得られている。未知数は係数行列Bの要素、$(n \times n) - n$個（基準化すると対角要素はすべて 1)，と構造形の共分散行列Ω_vの要素、n個（対角要素以外はすべて 0）である。したがって、(5)式より係数行列Bを識別するには、少なくとも$n(n+1)/2$個の識別制約が必要となる。

係数行列Bを識別するための制約として、Sims[1986]では変数間の同時点の依存関係が順次拡大すると想定した。この制約は逐次(recursive)制約と呼ばれ、係数行列Bは下三角構造を持ち、対角より右上の要素に対してゼロ制約を課すものである。一方、Sims and Bernanke [1986]等では、係数行列Bに対して、経済理論などから、下三角構造に限定せず制約を課している。このような制約は非逐次制約と呼ばれる。本研究においては、簡単なカレツキアンの経済理論を用いて、係数行列に非逐次制約を課すことにより各構造ショックの識別を行う。

3. 理論モデル

本稿の主目的は、所得分配が生産水準とその成長率にいかなる影響をもたらすかを議論することにある。この目的から本稿の理論モデルに課せられる要請は、カレツキアンの流れをくみ、利潤主導型レジームと賃金主導型レジームの両方の結果を包含することである。また時系列モデル推計上の制約により、簡潔なモデルであることが望ましい。所得分配が総需要と経済成長にもたらす影響を調べるために必要な、資本蓄積率g_t、資本稼働率z_t、利潤シェアπ_tの 3 変数を含んだ上で、できるだけ簡潔な構造モデルを構築する。本稿では Stockhammer and Onaran[2004]と同様に、Bhaduri and Marglin[1990]をベースとし、国際貿易を含み、利潤所得と賃金所得の両方からの貯蓄が存在するモデルを考察する。

＜資本蓄積率＞

投資は、企業によって過去の資本稼働率と利潤シェアに基づいて決定されるとする。投資をI_t、資本ストックをK_tとし、資本蓄積率を$g_t = I_t \big/ K_t$と表せば，g_tは過去の変数のみに依存する先決変数であり、他の変数から同時点の影響はない。

＜財市場均衡＞

r_t, K_t, w_t, N_tをそれぞれ利潤率、資本ストック、賃金率、雇用量とする。利潤所得$r_t K_t$と賃金所得$w_t N_t$からそれぞれ一定率s_K, s_Nが貯蓄されるとすれば、貯蓄S_tを次のように書くことができる。

$$S_t = s_K r_t K_t + s_N w_t N_t \tag{6}$$

一方、産出量をY_tとし、利潤シェアの定義$\pi_t = r_t K_t \big/ Y_t$より、利潤率$r_t$について、

$$r_t = \pi_t \frac{Y_t}{\bar{Y}_t} \frac{\bar{Y}_t}{K_t} = \pi_t z_t \sigma \tag{7}$$

である。ここで$\bar{Y}_t$は正常水準における産出量であり、生産技術を表す$\sigma = \bar{Y}_t \big/ K_t$を一定と仮定する。また、賃金率$w_t$について、

$$w_t = \frac{Y_t - r_t K_t}{N_t} = \frac{(1-\pi_t) z_t \sigma K_t}{N_t} \tag{8}$$

である。(6)(7)(8)を用いると、貯蓄率$s_t = S_t \big/ K_t$は次のようにかける。

$$s_t = \left\{ s_K \pi_t + s_N (1-\pi_t) \right\} z_t \sigma \tag{9}$$

また、資本ストックK_tで割った純輸出nx_tを次のように表すことができるとする。

$$nx_t = h(z_t, \pi_t), \quad h_1 < 0, \ h_2 > 0 \tag{10}$$

ただしh_1, h_2は関数$h(\cdot,\cdot)$をそれぞれz_t, π_tについて偏微分したときの係数である。純輸出nx_tは稼働率z_tの減少関数である。これは好景気で資本稼働率が高いときには、輸入が増加して純輸出が低下することを想定している。また純輸出は利潤シェアπ_tの増加関数である。これは利潤シェアの拡大は、賃金シェアの縮小と同じであり、賃金シェアの縮小による生産コストの低下が、輸出に有

利に働くからである。

財市場均衡式 $s_t = g_t + nx_t$ より、次を得る。

$$\left\{s_K\pi_t + s_N(1-\pi_t)\right\}z_t\sigma = g_t + h(z_t, \pi_t) \tag{11}$$

＜資本稼働率＞

次の稼働率関数を考える。

$$z_t = f(r_t), \quad f'(r) > 0, f'(\overline{r}) = 1 \tag{12}$$

ただし $\overline{r_t}$ は正常利潤率である。資本稼働率は利潤率の増加関数であり、企業は正常利潤率を超える利潤率の時には、正常稼働率以上の水準で資本を稼働させることを想定している。(7)と(12)より、次を得る。

$$z_t = f(z_t\pi_t\sigma) \tag{13}$$

＜均衡＞

以上より、本稿のモデルにおける均衡は、先決変数である g_t、(11)、(13)によって特徴付けられる。均衡解が存在する場合に、その近傍において陰関数定理を適用することにより、(11)(13)を次のように書くことができる。

$$z_t = \Phi(g_t, \pi_t) \tag{14}$$

$$\pi_t = \Psi(z_t) \tag{15}$$

$\Phi(\cdot,\cdot)$ の g_t, π_t についての偏微係数をそれぞれ Φ_1, Φ_2 と表し、$\Psi(\cdot)$ の z_t についての偏微係数を Ψ_1 と表すと、それぞれ以下となる。

$$\Phi_1 = \frac{1}{\left\{s_K\pi_t + s_N(1-\pi_t)\right\}\sigma - h_1} > 0 \tag{16}$$

$$\Phi_2 = \frac{h_2 - (s_K - s_N)z_t\sigma}{\left\{s_K\pi_t + s_N(1-\pi_t)\right\}\sigma - h_1} \tag{17}$$

$$\Psi_1 = \frac{1 - f'(r_t)\pi_t\sigma}{f'(r_t)z_t\sigma} \tag{18}$$

Φ_1 について、資本稼働率 z_t は、資本蓄積率 g_t の増加関数である。Φ_2 は同時点における利潤シェア π_t と資本稼働率 z_t の関係を表すが、理論的にはその符号は確定しない。利潤シェアが増加した場合の資本稼働率の変化の方向は、二種類の貯蓄率 s_K, s_N および輸出の利潤シェアに対する反応度 h_2 の相対的な大きさに依

存する。利潤所得からの貯蓄率のほうが賃金所得からの貯蓄率より大きい場合（$s_K > s_N$の場合）、利潤シェアπ_tの拡大（＝賃金シェアの縮小）は資本稼働率z_tを低下させやすい。賃金シェアの縮小は、消費を減少させ、総需要と資本稼働率を低下させるが、賃金所得からの貯蓄率が小さい（消費が大きい）場合には消費の減少を通じた効果がより強く働くためである。また、輸出の利潤シェアに対する反応度が大きい場合には、利潤シェアの拡大が、総需要を強く刺激して、資本稼働率を上昇させる。Ψ_1について、$f'(r_t)\pi_t\sigma < 1$が満たされると仮定すると$\Psi_1 > 0$である。この仮定は、稼働率上昇による利潤シェアの上昇が、さらなる稼働率上昇をもたらさないための仮定であり、稼働率調整が安定的である条件である。

＜同時点における 3 変数間の関係＞

以上より、線形化された 3 変数間の関係は、以下のように書ける。g_tを先決変数として、

$$z_t = \Phi_1 g_t + \Phi_2 \pi_t \tag{19}$$

$$\pi_t = \Psi_1 z_t \tag{20}$$

ただし、$\Phi_1 > 0, \Psi_1 > 0$である。この 3 変数間の関係を VAR モデルに導入することにより、構造ショックの識別を行う。

本節において展開されたモデルでは、Bhaduri and Marglin[1990]等のカレツキアン蓄積分配モデルのように、資本稼働率や利潤シェアがどのようにして資本蓄積率決定に影響を与えるか明示的には記述しなかった。しかし、このことは推計するモデルにおいて、資本稼働率や利潤シェアが資本蓄積率決定に影響しないことを意味するわけではない。後述する推計モデルでは、3 変数は同時点の関係だけでなく、それぞれの過去のラグ変数の影響を受ける。したがって、ラグ変数に関しては、Bhaduri and Marglin[1990]等のモデルより、一般的なモデルを想定しているといえる。

4. 実証分析

4.1 使用データ

本稿で注目する経済変数は、資本蓄積率、稼働率、利潤シェアの 3 つである。これらのデータを OECD Economic Outlook Database(OECD データベース)より得た [5]。具体的には、資本蓄積率は、「実質資本ストック」の対前期成長率として算出した。稼働率は、「実質 GDP・潜在 GDP 比率」の値を利用した。OECD データベースでは、生産関数を推計することにより潜在 GDP の値を推定しており、それと実際の GDP との比率が報告されている。利潤シェアについては、「名目雇用者報酬」を「名目 GDP」で除することで算出した。いずれのデータも四半期当期末のものを使用し、X12-ARIMA によって季節調整を行っている。推定期間はプラザ合意後の 1986 年 Q1 から最新年の 2007 年 Q4 とした。この推定期間の選択は、サンプル数の確保と推計モデルの安定性を考慮した結果である。推計に使用する 3 変数の時系列推移は図 1(a)-(c)にプロットしている。

表 1 は各変数に対する単位根検定の結果である。検定には Augmented Dickey Fuller の方法を用いている。いずれの変数も、水準系列においては単位根を持つという仮説が棄却されない。一方、一階差系列においては、単位根をもつという仮説が棄却されているため、いずれの系列も $I(1)$ 変数である可能性がある [6]。

4.2 計量モデルと推定方法

推定するモデルは以下の構造 VAR モデルである。

$$BX_t = C + D\,time + A_1X_{t-1} + A_2X_{t-2} + \cdots + A_qX_{t-q} + \varepsilon_t \tag{21}$$

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -\Phi_1 & 1 & -\Phi_2 \\ 0 & -\Psi_1 & 1 \end{bmatrix}, \quad X_t = \begin{bmatrix} g_t \\ z_t \\ \pi_t \end{bmatrix}$$

係数行列Bは、変数間の同時点での相互関係を表しており、3 節で展開した理論モデルより導かれたものである。係数に対するゼロ制約が 3 個課されており、識別条件を満たす。Cは3×1の定数項行列、Dは3×1のトレンド項係数行列、$A_i\,(i=1,2,\ldots.q)$は3×3のラグ変数係数行列を表す。ε_tは3×1の構造ショックであり、同時点及び異なる時点で互いに無相関であり、かつ平均が 0 の同一分布に従うとする。

推定においてはまず、（21）式を誘導形にして最小自乗法を用いて推定を行う。ラグ次数qは赤池情報量基準(AIC)が最大になるよう決定する（それよりもいくらか長いラグ次数をとっても本研究の結論に変化はない)。その後、FIML 推定により係数行列Bの推定値を得る。

本稿では Stockhammer and Onaran[2004]と同様に、上式の誘導形推定の際、いずれの変数も I(1)変数の疑いがあるにも関わらず、水準変数を用いて推計を行う。これは、非定常な変数が含まれている場合でも、水準による推定量は一致性をもち(Sims, Stock and Watson[1990])、各係数推定値に対する通常の検定が可能(Hamilton[1994])だからである。これと代替的な方法として、事前検定（単位根検定と共和分検定）によりモデルを選定し推計する方法がある。非定常変数を含む場合、非定常変数間に共和分関係が存在しないならば、階差系列を用いて推計を行い、共和分関係が存在するならば、ベクトル誤差修正モデル(VECM)を用いて推計を行う。しかし、事前検定に不備がある場合はモデルの選定を誤ってしまうリスクを伴う。表 2 は 3 変数に対する共和分検定の結果である。共和分関係がないという帰無仮説はトレース検定においては 5%有意水準で棄却されるが、最大固有値検定では棄却されない。このことから共和分関係の有無がはっきりしない。本稿では、モデル選定の失敗を回避するため、単位根や共和分の有無に依存しない水準変数を用いての推計を行う [7]。

4.3 構造パラメータの推定結果

3 変数間の同時点の影響を意味する構造行列Bの推計結果は表 3 に報告されている [8]。構造行列の推定結果は全体として、理論モデルの想定と矛盾しない

ことがわかる。係数Φ_1とΨ_1は有意水準1%でゼロであることが否定され、共に正の値をとると推定されている。一方、係数Φ_2に関しては、推定値は負であるが有意ではない。Φ_1とΨ_1がともに有意に正であることは、(19)(20)式で整理したように、理論と整合的な結果である。Φ_2の符号については理論的には確定されなかったが、実証分析の結果Φ_2の推定値の符号は有意ではないものの負である。(17)式を参照すれば、このことは$h_2-(s_K-s_N)z_t\sigma \leq 0$であることを示唆する。しばしば指摘されるように、利潤所得からの貯蓄率s_Kが賃金所得からの貯蓄率s_Nを十分大きく上回っているか、輸出の利潤シェアに対する反応度h_2がそれほど大きくないことが考えられる。

4.4 インパルス応答分析

ここまでで資本蓄積率、資本稼働率、利潤シェアの3変数動学システムが推計され、各変数に対する構造ショックの識別も可能となった。ここでは、それぞれの構造ショックが各変数にいかなる影響をもたらすかを調べるため、インパルス応答分析を行う。すなわち、推計された動学システムに対して、1回限りの標準誤差1単位の正ショックを与えたときの、各変数の動学的挙動をシミュレーションする。インパルス応答分析の結果は図2に示されている。

まず、各変数に与えたショックに対する、ショックを受けた変数自身の反応を見る。これらは図2の左上から右下方向の対角線上にあるパネル(A)(E)(I)に示される。パネル(A)(E)(I)は順に資本蓄積率に与えたショックに対する資本蓄積率自身の、資本稼働率に与えたショックに対する資本稼働率自身の、利潤シェアに与えたショックに対する利潤シェア自身の反応をそれぞれ表す。各変数ともショックを受けて反応し、その後、他の変数や自分自身の過去の値の影響も反映しながら緩やかに元の値に戻っていくことがわかる。なお、ショックを受けた変数自身がこのように振る舞うことはほぼ自明な結果である。

次に、資本蓄積率に与えた構造ショックに対する資本稼働率と利潤シェアのインパルス応答を見る。これらは順にパネル(B)(C)にそれぞれ示される。パネル(B)について、資本稼働率はショックと同時に上昇し、ショックが生じた時点

から起算して 4 四半期（1 年ほど）高い水準を維持した後に、緩やかに低下しながら元の値に収束している。パネル(C)では利潤シェアはショックと同時に上昇し、その後 20 四半期（5 年）程度の間、大きく低下し、その後、上昇して元の値に戻る。

次に、資本稼働率に与えた構造ショックに対する資本蓄積率と利潤シェアのインパルス応答を見る。これらは順にパネル(D)(F)にそれぞれ示される。パネル(D)では、資本蓄積率が先決変数であるため、同時点における反応はなく、長期的にもショックに対する資本蓄積率の反応はほとんどない。パネル(F)では、利潤シェアはショックと同時に大きく上昇するが、直ちに減少を始め、やや元の値を下回りながら収束する。

最後に、利潤シェアに与えたショックに対する資本蓄積率と資本稼働率の反応を見る。所得分配の変化が、経済成長や生産水準に与える影響を検討することを主目的とする本稿が、もっとも注目する結果である。これらはそれぞれパネル(G)(H)に示される。パネル(G)は、利潤シェアに与えたショックに対する資本蓄積率の反応を示す。ショックに対する資本蓄積率の同時点における変化はない。これは資本蓄積率が先決変数だからである。その後、資本蓄積率はごく短期の間（半年以内）わずかに減少したのちに上昇に転じ、その時点から数えて 4 年程度の間、上昇を続けた後、緩やかに元の値に収束する。結果として、ショックは資本蓄積率に対して、約 1 年は負の効果を与えるが、その後 10 年ほどは正の効果を与えている。

パネル(H)は、利潤シェアに与えたショックに対する資本稼働率の反応を示す。資本稼働率は、利潤シェア拡大のショックと同時に減少し、半年程度減少する。その後、反転し、5 年間ほど上昇を続けた後、元の値へ緩やかに収束する。結果として、ショックは資本稼働率に対して、3 年程度は負の効果を与えるが、その後の約 9 年は正の効果が持続する。

以上より、利潤シェアが上昇すると、資本蓄積率および資本稼働率は短期的には負の効果を与えるが、長期的には正の効果を与えることが分かった。よって経済は少なくとも長期的には利潤主導型であると言える。

4.5 利潤シェア上昇による利潤所得と賃金所得への影響

前節のインパルス応答分析により、利潤シェアの拡大は長期的には資本蓄積率と稼働率に対して正の影響を与えることがわかった。つまり、利潤シェアの拡大は生産水準及びその成長率を引き上げ、経済を刺激する効果があると考えられる。しかし、この結果が正しいとしても、利潤所得を得る資本家と、賃金所得を得る労働者が、双方共に、利潤シェアの拡大を許容するインセンティブを持つか、否かは議論される必要がある。利潤シェアの拡大により、利潤所得と賃金所得の両方が増加する場合、資本家と労働者は協調し、利潤シェア拡大を行うインセンティブを持つと考えられるからである。

利潤シェアへのショックに対する資本蓄積率、資本稼働率及び利潤シェアのインパルス応答の結果を用いて、利潤所得($r_t K_t$)と賃金所得($w_t N_t$)の変化を計算してみる（ここでは信頼区間は計算しない)。それぞれ(7)式と(8)式より、

$$r_t K_t = \pi_t z_t \sigma K_t$$

$$w_t N_t = (1-\pi_t) z_t \sigma K_t$$

である。資本ストックの初期値とσを 1 に基準化し、資本蓄積率、資本稼働率、利潤シェアの初期値をサンプル期間の最終期である 2007Q4 の値と設定する。利潤シェアのインパルス応答の結果により、賃金所得と利潤所得の時系列変化の数値例を計算し、以下を求めた。

$$\frac{\text{利潤所得（ショックあり）}}{\text{利潤所得（ショックなし）}}、\qquad \frac{\text{賃金所得（ショックあり）}}{\text{賃金所得（ショックなし）}}$$

図 3 は、それらを図示したものである。利潤所得は、利潤シェアの正ショックと同時に増加する。次の期において利潤シェア、資本蓄積率及び資本稼働率が低下することから、利潤所得も大きく低下する。その後、資本蓄積率と資本稼働率は除々に上昇して行き、利潤所得は増加を続け、約 5 年後にピークに達する。一方、賃金所得は、利潤シェアのショックと同時に大きく低下する。これは賃金シェアの低下によるものである。その後、資本蓄積率と資本稼働率が上昇していくことから雇用が増え、賃金所得も増加する。ショック後、約 4 年で、ショックがなかった場合の賃金所得と同じ水準に戻り、その後も賃金所得の増加は続き、約 10 年でピークに達する。

以上より、利潤シェアへのショックに対して、利潤所得は一貫して上昇するが、賃金所得についても、ショック後4年間は負の効果があるものの、長期的には増大することが明らかになった。この結果は、我が国の終身雇用制度と企業内労働組合のあり方と大きく関係していた可能性がある。すなわち、労働組合が賃金要求を企業収益と連動させるように自制することは､短期はともかく、長期的には雇用維持と賃金所得の増大に繋がっていた可能性があるからである。しかし、この点はより詳細な検討を要する。

5. まとめ

分配の変化が生産水準とその成長率に与える影響について、本稿ではカレツキアン蓄積分配モデルをベースとした構造VAR 分析を行い、インパルス応答分析を行った結果、我が国の経済は長期的には利潤主導型であることを示唆する結果を得た。すなわち、利潤シェアの拡大は、長期的には資本蓄積率と資本稼働率に対して正の影響を与える。

ところで、利潤シェアの拡大は賃金シェアの縮小と同じであるから、労働者家計の反発を招くかもしれない。しかしその一方で、長期的な生産水準と経済成長率の増加から労働者も恩恵を受ける可能性がある。そこで本稿では、利潤所得を得る資本家と、賃金所得を得る労働者を考え、双方共に、利潤シェアの拡大を許容するインセンティブを持つか否かを、実証結果に基づくシミュレーション分析を行うことで確認した。その結果、利潤シェアの拡大により、長期的には利潤所得と賃金所得の両方が増加することが示された。これは長期雇用を重視する労働組合が企業と協調行動をとるインセンティブとなりうる。我が国の企業内労働組合が長期にわたって成立している根拠を、このような視点から検討することは今後の重要な課題であろう。

本稿の分析は、我が国の経済は全体として利潤主導型であるという事実を確認したものであり、なぜ利潤主導型であるのかという理由についてはより詳しい分析が必要である。先に述べたようにBlecker (2002) はカレツキアンの議論をまとめ、経済が利潤主導型になりやすい条件を整理している。本稿の分析で

は、どのような理由によって我が国の経済が利潤主導型であるのかについては明らかにされない。この原因を特定することは、利潤主導型から賃金主導型へのレジーム転換が如何にして可能になるかを明らかにする上で重要である。この点については今後の研究課題としたい。

文末注

1) 我々の知る限りでは、石倉[2007]による報告が唯一である。石倉報告と我々の論文の違いについては後に議論する。また、池田[2005]はカレツキアンの議論を整理すると共に、我が国のデータを用いた実証分析を行って、「利潤圧縮論」についての議論を行っている。

2) VAR アプローチと連立方程式アプローチのそれぞれの長所と短所の比較については、例えば宮尾[2006]、畠中[1996]、Hamilton[1994]などで議論されている。カレツキアン蓄積分配モデルの実証分析において、連立方程式アプローチによるものは、例えば Bowles and Boyer [1995]がある。

3) 構造 VAR アプローチの詳しい解説は、例えば Enders[2004]、Hamilton[1996]、宮尾[2006]を参照。

4) 同時方程式バイアスの問題は、構造モデルの誤差項と説明変数間に相関があることから発生する。このまま、推定すると推定量は不偏性も一致性も得られないため、推定の際には、何らかの対処が必要となる。

5) 分析に使用した OECD データベースは、各国の国民経済計算をベースに OECD が独自に計算したものであり、既存研究である Stockhammer and Onaran [2004]においても使用されている。このデータの他、「法人統計季報」により産出した資本蓄積率と利潤シェア、経済産業省発表の稼働率を用いた分析も行ったが、本研究の主要な結果は変わらなかった。

6) I(1)変数とは、1 次の和分過程に従う系列のことであり、1 階の階差をとると定常過程となる変数である。このような I(1)変数を含む推計においては、「見せかけの相関」が発生するなど、推計上の問題が発生するため注意を要する。詳しくは、例えば Enders[1995]、Hamilton[1994]を参照。

7) 1990 年代に起きたバブル崩壊の影響による構造変化の可能性があるため、1990 年代の各年を境に、前半期と後半期で推定式の係数及び分散共分散構造が安定しているか、尤度比検定を行った。結果としてこの推定式に関して構造変化は認められなかった。

8) 石倉[2007]においては、I(1)変数の定常化のため、階差をとった系列を使用し分析を行っている。また、本研究とは異なり、VAR モデルに逐次制約を課すことによって構造ショックの識別を試みている。

6. 参考文献

[1] Bhaduri, A., Marglin, S., [1990], ``Unemployment and the real wage: the economic basis for contesting political ideologies,' Cambridge Journal of Economics 14, 375-393.

[2] Blecker, R., [2002], ``Distribution, demand and growth in neo-Kaleckian macro-model,'' in Setterfield, M. ed., The economics of demand-led growth, Edward Elger.

[3] Bowles, S., Boyer, R., [1995], ``Wage, aggregate demand, and employment in an open economy: an empirical investigation,'' in Epstein, G., Gintis, H. ed., Macroeconomic policy after the conservative era, Studies in Investment, Aaving and Finance, University Press, Cambridge.

[4] Enders, W., [1995], Applied Econometrics Time Series. Wiley, New York.

[5] Hamilton, J., [1994], Time Series Analysis, Princeton University Press,

Cambridge.

[6] Lavoie, M., [1992], Foundations of Post-Keynesian Economic Analysis, Aldershot, Edward Elgar.

[7] MacKinnon, J., [1996], Numerical Distribution Functions for Unit root and cointegration tests, Journal of Applied Econometrics, 11, 601-618.

[8] Marglin, S., Bhaduri, A., [1990], ``Profit squeeze and Keynesian theory,'' in Marglin, S., Schor, J. ed., The golden age of capitalism: reinterpreting the postwar experience, Oxford: Clarendon Press.

[9] Sims, C., Stock, J., Watoson, M., [1990], ``Inference in linear time series models with some unit roots,'' Econometrica, 58, 113-144.

[10] Stockhammer, E., Onaran, O., [2004], ``Accumulation, distribution and employment: a structural VAR approach to a Kaleckian macro model,'' Structural Change and Economic Dynamics, 15, 421-447.

[11] 池田毅 [2006] 『経済成長と所得分配』日本経済評論社.

[12] 石倉雅男[2007]「ネオカレツキアン蓄積・分配モデルと日本経済」, 経済理論学会第 55 回大会発表論文, 未刊行.

[13] 照山博司 [2001]「VAR による金融政策の分析：展望」『フィナンシャルレビュー』, 59, 74-140.

[14] 宮尾龍蔵 [2006] 『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞社.

[15] 畠中道雄 [1996] 『計量経済学の方法』創文社.

図 1－(a)：資本蓄積率の動き

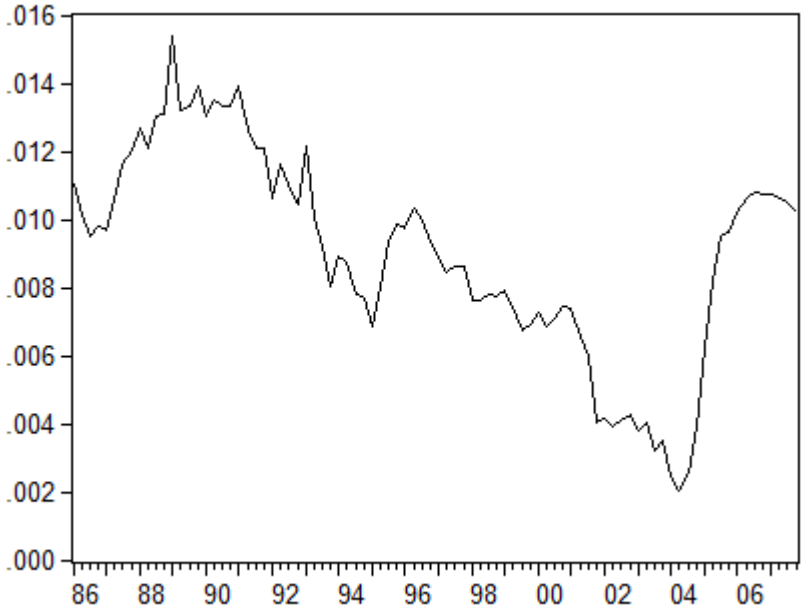


図 1－(b)：稼働率の動き

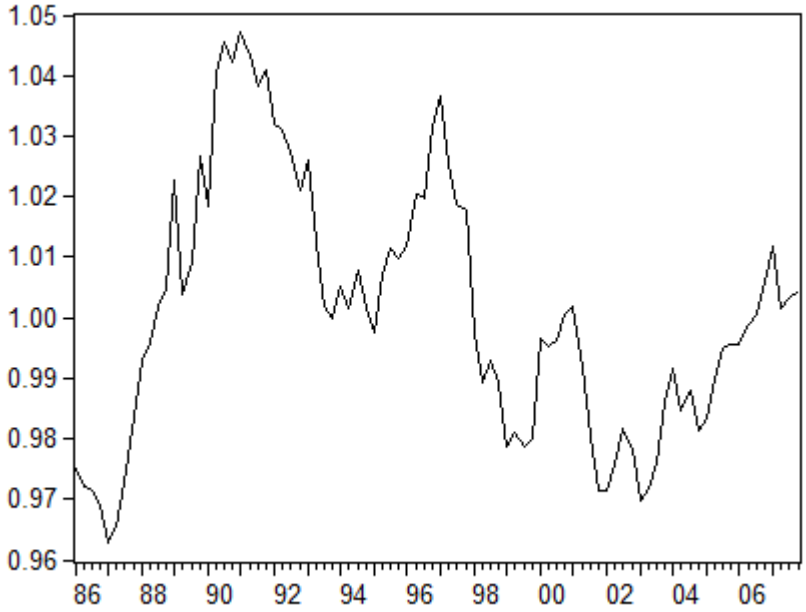

1.05
1.04
1.03
1.02
1.01
1.00
0.99
0.98
0.97
0.96
86
88
90
92
94
96
98
00
02
04
06

図 1－(c)：利潤率の動き

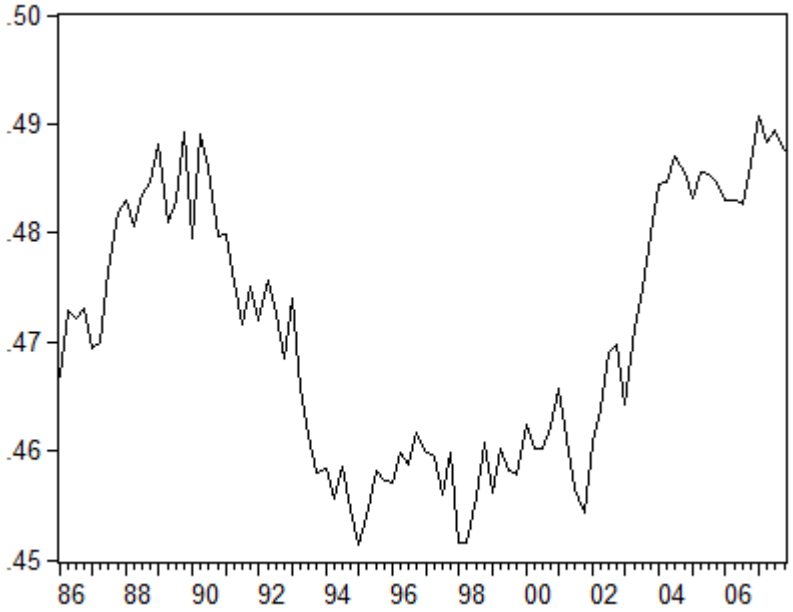


表 1：単位根検定の結果

変数	水準		一階差	
	検定統計量	ラグ次数	検定統計量	ラグ次数
ACCU	−2.550	3	−4.104**	2
CU	−2.270	4	−4.529**	3
PS	−0.865	1	−12.080**	0

注：上表は各変数に対する Augmented Dickey-Fuller テストの結果である。水準変数に対するテストは、定数項とトレンド項を含むモデルを使用し、階差変数に対しては、定数項のみ含むモデルを使用した。ラグ次数の選択は赤池情報量基準(AIC)によって行っている。各検定統計量は単位根が存在するという帰無仮説に対するものであり、MacKinnon の[1996]の臨界値に従って、帰無仮説を有意水準 5%の下で棄却された場合に*、有意水準 1%の下で棄却された場合に**と記している。

表 2：共和分検定の結果

固有値	トレース検定 統計量	最大固有値 検定統計量
0.197	32.808*	19.316

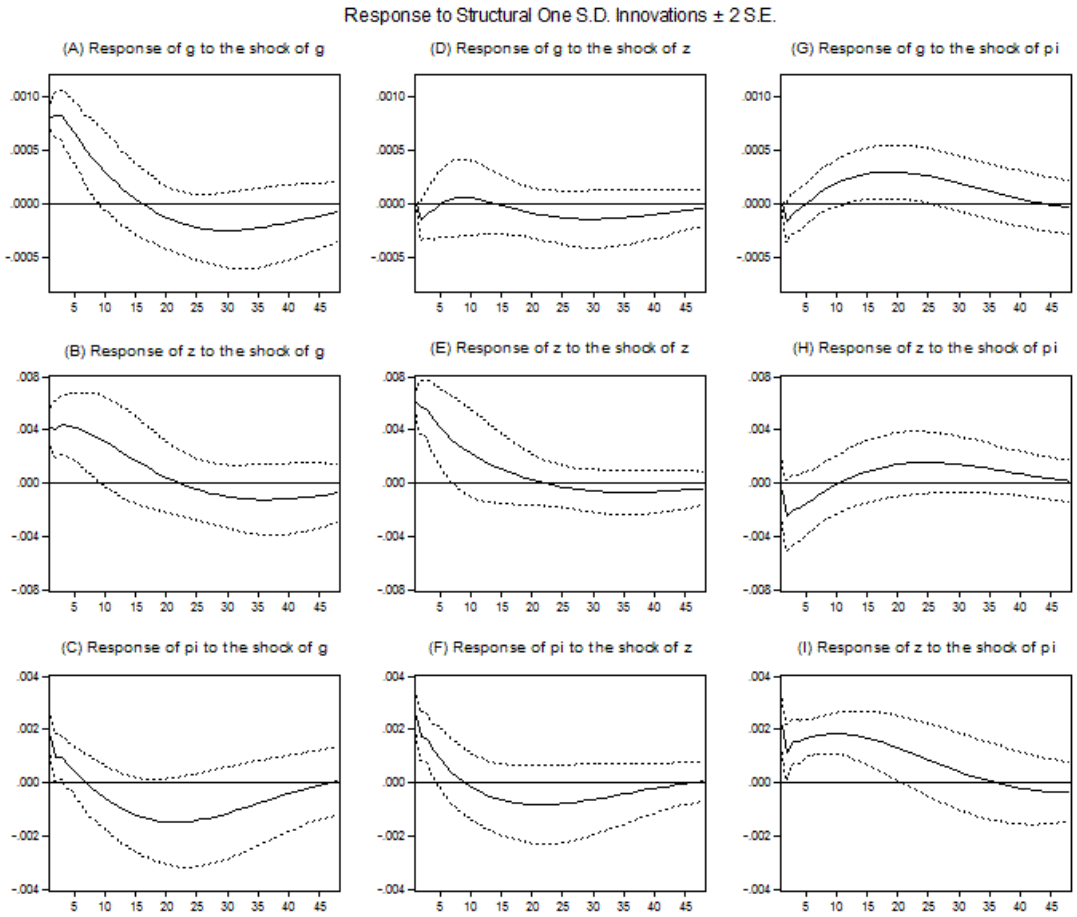
注：上表は ACCU、CU、PS の 3 変数に対する Johansen の共和分検定の結果である。共和分の数が 0 であるという帰無仮説としたトレース検定統計量、最大固有値検定統計量を報告している。MacKinnon et al [1999]の臨界値に従って、5%有意水準の下で帰無仮説が棄却された場合に*を記している。トレース検定と最大固有値検定における 5%臨界値は、それぞれ 29.7970、21.1316 である。ラグ次数の選択は AIC によって行っている。

表 3：同時点効果の係数推定結果

係数	推定値	標準偏差	z 値
ϕ_1	5.794**	1.564	3.705
ϕ_2	−0.300	0.602	−0.498
ψ_1	0.413**	0.062	6.785

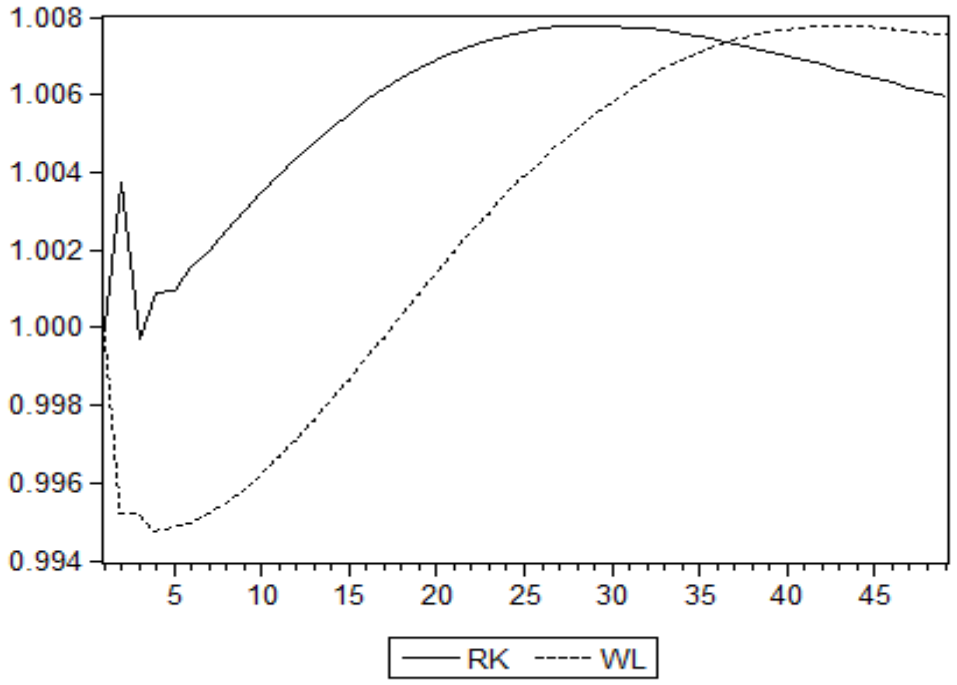
注：上表は、VAR の構造パラメータの推定結果である。各係数が 0 であるという帰無仮説が、1%有意水準の下で棄却された場合に**を記している。

図 2：インパルス応答



注：左から順に、蓄積率、稼働率、利潤シェアへの独立ショックについて、上から順に、蓄積率、稼働率、利潤シェアの反応を表す。実線はショックに対するインパルス応答、点線は 95%信頼区間を表している。ただし、上図で示される信頼区間は、非定常変数が含まれる VAR におけるインパルス応答の信頼区間として必ずしも適切ではないことに注意が必要である。詳しくは、例えば照山[2001]を参照。

図 3：利潤シェアへのショックが利潤所得と賃金所得に与える影響



注：上図はそれぞれ、以下を図示したものである。

$$Responce\ of\ rK = \frac{\text{利潤所得（ショックあり）}}{\text{利潤所得（ショックなし）}}$$

$$Responce\ of\ wN = \frac{\text{賃金所得（ショックあり）}}{\text{賃金所得（ショックなし）}}$$