

日本における技術的ショックと総労働時間

—新しいVARアプローチによる分析—

R. Anton Braun・塩路悦朗

本稿の目的は、日本においてプラスの技術的ショックが総労働時間を増加させるか、減少させるかを実証的に明らかにすることにある。近年のアメリカのデータを用いたいくつかの研究(例えばGalí(1999))は、技術水準の上昇が総労働時間を低下させると主張している。これに対する反論も多く提出されている。我々は既存の研究が用いてきた手法には重大な限界があると主張する。この限界を克服するため、Uhlig(2001)の提案した符号制約つきVARを拡張した独自の手法を提案する。その結果、技術水準の上昇は総労働時間を増加させる、という結論のほうがよりもっともらしいことが示される。この結果は、景気循環の主因を技術的ショックに求める理論と整合的である。

1. イントロダクション

本稿はプラスの技術的ショックが総労働時間を増加させるか減少させるかを日本のデータを用いて検証する。この問題は、ここ数年の欧米の学界において大きな論争の的となっているところである。この論争の出発点はGalí(1999)が米国においてはプラスの技術的ショックが総労働時間を減少させる、ということを実証したことにある。本稿では、まずGalíなどの既存の文献で用いられてきた手法の限界を指摘する。そして、この限界にとらわれない、よりフレキシブルな手法を提案する。この手法を用いてGalíらとほぼ同質の識別制約を課した分析を行う。その結果、プラスの技術的ショックがあったときに総労働時間は増加する、ということが示される。この結果は、景気循環の主因を技術的ショックに求める理論と整合的である。

この節では、この論文の背景を説明する。まず、技術的ショックと総労働時間という問題がなぜマクロ経済学において重要と考えられているのだろうか。景気循環の過程において総生産と総労働時間が強い正の相関を持つことはよく知られている。これは数量的な景気循環モデルが再現できなくてはならない一つの定型化された事実と捉えられている(例えばCooley and

Prescott(1995)を参照のこと)。例えば、美添ほか(2002)では米国の1964年第1四半期から2001年第4四半期にかけての両者の相関を計算している。この計算に当たり、Baxter and King(1999)の近似的バンド・パスフィルターによって両変数の景気循環の周期での変動を取り出している。その結果、0.89という高い相関を得ている。

King, Plosser and Rebelo(1988)で展開されているようなスタンダードな実物的景気循環モデルは、技術的なショックを景気変動の主因とするものである。その主張が事実であるためには、技術的ショックによって総生産と総労働時間の正の相関がもたらされることが説明できなくてはならない。このモデルの提唱者たちは、技術水準の上昇が実質賃金の上昇をもたらす、労働供給の増加を引き起こす、というメカニズムによってこの正の相関を説明している。

ところが、Galí(1999)の研究結果によれば、米国においてプラスの技術ショックは総労働時間を増加させるのではなく、減少させる。一方、総生産は増加する。この結果が正しければ、技術的ショックは総生産と総労働時間を反対方向に動かすことになる。データに見られる両者の相関は正であるから、技術的ショックは景気変動を説明する主要な要因ではありえないことに

なる。よって景気変動は両変数を同方向に動かすような別の要因によって説明されなくてはならないことになる。そこで、スタンダードな実物的景気循環理論以外の理論がより重要性を増すことになるのである。Galí(2004)はユーロ地域のデータを用いて同様の分析を行い、類似した結果を得ている。Francis and Ramey(2002)はさまざまな角度からGalíの推定した技術的ショックの性質をチェックし、Galíの結論の正しさを否定できないとしている。この問題に関するサーベイとしては、Galí and Rabanal(2004)が詳しい。

しかし、我々はGalíらの用いた実証分析の手法には限界があると考え、彼らは多くの場合Blanchard and Quah(1989)によって開発された、長期的な関係に制約を加えることでショックの識別を達成するVARを用いている。モデルは労働生産性と総労働時間(成年人口で割って基準化される)の2変数からなる。経済変動の要因は大きく技術的ショックと非技術的ショックに分類される。そして、長期的には技術的ショックだけが労働生産性の水準を変化させる、言い換えれば、非技術的ショックは長期的には労働生産性の水準に影響をもたない、という制約を課すことによってこの2種類のショックの識別を行う。この制約の根拠は新古典派成長モデルに求められている。たとえ経済が短期的に新古典派的成長経路から乖離するとしても、長期的にこのモデルの安定成長経路に収束するならば、上記の制約が正当化される¹⁾。

あとで説明するように、この推定を行うには、まず少なくとも労働生産性について1階の階差をとった上で誘導形VARを推定する必要がある。Galíは2変数の両方とも1階の階差をとっている。これは問題を発生させる。Sims, Stock, and Watson(1990)やDoan(2000)が強調しているように、階差をとることによってデータに含まれている重要な情報が廃棄されてしまうかもしれない。例えば、もし原系列が定常である場合、または原系列間に共和分関係が存在する場合には階差をとるとバイアスが生じてしまう。一方、階差をとらずにレベルのまま

VARを推定する場合にはそのような問題は発生しない上、仮に系列に単位根があり共和分関係が存在しなくてもインパルス応答関数などの一致性は確保される(Sims, Stock and Watson)。したがって階差をとらずにレベルのままVARを推定したほうがよい。事実、VARを用いた最近の研究ではレベルを用いることが通常となってきている。しかしながら、Blanchard and Quahの手法にこだわる限りは、少なくとも1変数については階差をとって分析せざるを得ない。これは重要な限界である。

そこで本稿では、Galíらの識別制約のアイデアを基本的に踏襲しつつ、このような手法上の限界を乗り越えた手法を提示する。この手法はあらかじめ階差をとって分析する必要がないので、上記のような限界は発生しない。これはUhlig(2001)の開発したVAR手法の拡張版である。彼のアプローチではショックが変数に与える影響の符号(インパルス応答関数の符号)に制約を課すことでショックの識別を行う。ここではそのアイデアを拡張し、インパルス応答関数が長期的にある範囲に入らなくてはならないという制約を課して分析を進める。具体的には、非技術的ショックに対する労働生産性の反応の絶対値が長期的には充分小さくなってはならないという制約を課す。このアプローチの利点はこのような長期制約を課す場合にあらかじめ階差をとって推定を行う必要がないことである。この手法を用いて、我々は2変数の階差を取ったケース、労働生産性のみ階差をとったケース、両変数ともレベルのまま推定を行ったケースの3つを対比させる。その結果、推定結果は階差をとるかどうかによって大きく変化することが明らかにされる。階差による定式化を採用した場合には、Galíの結果と同じように、技術水準の上昇は総労働時間を減少させることが示される。その意味で、彼の結論は米国データに特有のものではなく、日本のデータでも同じ結論が得られることが明らかになる。しかし、レベルによる定式化を採用した場合には、技術水準の上昇は総労働時間を増加させるという、正反対の結論が得られる。したがって

階差を用いたときに得られる結論は、ロバストなものではない。先に述べたようにVARにおいてはレベルによる定式化のほうがより信頼できると我々は考えているので、その観点からは、以上の結果は技術的ショックが景気変動の主要因であるとする考え方と整合的なものであるといえる。

なお、この分析を日本のデータを用いて行うことの意義についてこれまで何人かの研究者から質問を受けたので、ここで論じておきたい。美添ほか(2002)は日本に関しても1955年第2四半期から2001年第1四半期にかけてのGDPと総労働時間(ともにトレンドからの乖離)の相関を計算し、0.53という数値を得ている。したがって、日本のデータにおいてもGDPと総労働時間の強い正の相関は存在し、景気循環モデルが説明すべき事実のひとつであることには変わりない。ただし、総労働時間の変動を1人当たり労働時間と労働者数の変動に分解すると日本とアメリカの間で際立った差が見られる。すなわち、日本では1人当たり労働時間の変動が比較的大きく、アメリカでは労働者数の変動が比較的大きい。ただ、本稿の焦点は総労働時間の変動にあるので、この差異によって直接影響を受けるわけではない。また、代表的個人を仮定する基本的な実物的景気循環モデルにおいては完全雇用の下で労働時間だけが変動し労働者数は(人口増によるトレンドを除いては)変動しない。むしろ、労働者数が大きく変動するアメリカの現実に合わせるために、Rogerson(1988)やHansen(1985)の分割不能な労働のモデルを後から追加してきたという経緯がある。よって、この差異をもってただちに、このタイプの理論はわざわざ分析するまでもなく日本のデータとは整合的ではありえない、と断じることにはできない。一方で、大日・有賀(1995)のように分割不能な労働のモデルに労働保蔵の要素を追加して日本のデータとより整合的にしようとする試みも存在する。しかし、こういったモデルにおいても総労働時間に関する基本的な実物的景気循環モデルの結論は大きく変化しないようである。大日・有賀は労働保蔵の程度に影響

するパラメーターの値を変えた時のカリブレーション結果のロバストさをチェックしているが、総労働時間の標準偏差とGDPとの相関はほとんど影響を受けないことが示されている。よって、データの特徴に多少の差異があっても日本のデータを用いて本稿のような研究を行うことの意義はアメリカのデータを用いる場合と比べて全く劣らないと考える。

本稿は以下の構成からなっている。第2節では、実証分析の手法を解説する。第3節ではデータを解説する。第4節では分析結果を報告する。第5節で結論を述べる。

2. 実証分析の手法

本稿では、VARの識別制約の課し方以外はできるだけGalí(1999)の分析方法を忠実に再現し、分析手法の相違による結論の変更点のみに焦点を当てる、というアプローチをとる。そのため、Galíと同じように労働生産性と総労働時間(成年人口で割って基準化)の2変数からなるVARを推定する。この2変数の変動は技術的ショックと非技術的ショックという二つの構造的ショックによって引き起こされていると仮定する。この2つは平均ゼロ、分散1で系列相関がなく、お互いに独立である。労働生産性、総労働時間のイノベーション(それらの過去の値から予測できなかった変動=誘導形VARの誤差項)とこれらの構造的ショックの間には線形の関係があると仮定される。この線形の関係をデータから見つけ出すのが「識別」の問題である。変数の定式化については、前節で説明したとおり、3つの異なる定式化を試す。(D,D)ケースは2変数が両方とも1階の階差の形でモデルに含まれるケースをさすことにする。(D,L)ケースは労働生産性は階差をとっているが総労働時間はレベルのままモデルに含まれるケースである。(L,L)ケースは両方の変数とともにレベルのままモデルに含まれるケースである。

ここで x_t を(2×1)の変数ベクトルとしよう。第1項が労働生産性(対数値)であり、これはレベル(これを y_t で表すことにする)の形で入る

かもしれないし1階の階差(Δy_t で表す)の形で入るかもしれない。第2項が総労働時間(成年人口で割って基準化した上で対数値を取る)であり,これもレベル(h_t で表される)または1階の階差(Δh_t で表される)の形で入る。いずれの場合にせよ,このベクトルは次のような動学方程式に従うとされる。

$$x_{t+1} = C_0 + C(L)x_t + u_{t+1}, \quad (1)$$

$$u_t \sim IID(0, \Sigma)$$

ここで L はラグ・オペレーターであり $C(L)$ はそれに関する多項式である, また u_t は (2×1) のイノベーション・ベクトルである。一方, (2×1) の構造的ショックのベクトルを ε_t で表すことにしよう。この第1項は技術的ショック ($\varepsilon_{TECH,t}$) であり第2項は非技術的ショック ($\varepsilon_{NON-TECH,t}$) である。先のイノベーション・ベクトルとこの構造ショック・ベクトルの間には $\varepsilon_t = Pu_t$ という線形の関係が存在すると仮定する。ただし, P は (2×2) 行列である。言い換えれば, 識別の問題とは次の式を満たす行列 P をいかに選ぶか, という問題である。

$$Px_{t+1} = PC_0 + PC(L)x_t + Pu_{t+1}, \quad (2)$$

$$E(Pu_t u_t' P') = I$$

この P の選び方をめぐって, 我々は Galí (1999) とは異なるアプローチを取る。ここではまず Galí のアプローチを紹介し, 次に我々の手法のもととなった Uhlig (2001) の手法を紹介しよう。

2.1 長期制約つき VAR

Galí (1999) などが用いたのは長期制約によって識別を達成する VAR 手法であり, これは Blanchard and Quah (1989) によって提唱されたものである。具体的には, 非技術的ショックは長期的には労働生産性に影響しない, という制約をおいている。この手法を応用するためには, 長期制約の対象となる変数, 労働生産性の差分をとる必要がある。ここでは Galí に従い

労働生産性だけでなく総労働時間も差分を取るものと仮定しよう。すなわち, $x_t = (\Delta y_t, \Delta h_t)'$ である。式(2)の VAR モデルが反転可能性を満たしているとする, 次のように書き直すことができる。

$$\hat{x}_{t+1} = \tilde{C}(L) \cdot \varepsilon_{t+1}$$

$$= \begin{pmatrix} \tilde{C}^{11}(L) & \tilde{C}^{12}(L) \\ \tilde{C}^{21}(L) & \tilde{C}^{22}(L) \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \varepsilon_{TECH,t+1} \\ \varepsilon_{NON-TECH,t+1} \end{pmatrix} \quad (3)$$

ここでベクトル \hat{x}_{t+1} は x_{t+1} からその長期平均値を差し引いたものである。また $\tilde{C}(L) = [P(I - C(L))]^{-1}$ である。ここで Galí らは $\tilde{C}^{12}(1) = 0$ という制約をおく。すなわち, 非技術的ショックの労働生産性の差分に対する累積的効果はゼロである。これはすなわち労働生産性のレベルに対する影響がゼロに収束する, ということの意味する。以上からわかるように, この手法の性質からいって, 労働生産性は1階の階差という形でモデルに入らざるを得ない。さもなければこのような長期制約を課すこと自体不可能である。

第1節で述べたように階差の使用は問題を含んでいる。このケースに即して言えば, 例えば総労働時間(成年1人当たり)が実は定常過程に従う場合, または労働生産性と総労働時間の間に共和分の関係が存在する場合, 階差の使用は結果にバイアスをもたらす。一方でレベルを用いた場合にはバイアスの問題は発生しない。この問題点は Christiano, Eichenbaum and Vigfusson (2003) によって指摘された。彼らはできるだけ階差を使わないようにするため総労働時間についてはレベルを用いたが, 労働生産性については相変わらず階差を用いた。これは, 上で述べたように, Blanchard and Quah の手法にこだわる限り, 後者については階差を用いる以外選択肢がないからである。その結果, 彼らは Galí とはまったく異なる結果を得た。それによれば, プラスの技術的ショックがあったときに総労働時間は減少するのではなく, 増加する。このように, 片方の変数をレベルに変えるだけでまったく異なる結果が得られること

が示されたのである。これは階差を用いた結果に深刻なバイアスが発生していたことを示唆する。

片方の変数をレベルに変えただけで結論が大きく変わるのであれば、両方の変数をレベルに変えたらさらに結論が変化するのではないかと疑うのは当然である。しかし、Blanchard and Quahの手法はこの疑問に答えることはできない。そこで次小節以降では、レベルを用いても本質的に同じような分析ができる、新しい手法を提示する。

2.2 符号制約つき VAR

この手法は Uhlig(2001)によって提唱された。これはモンテ・カルロ法を活用し、モデルのパラメーター値をランダムに発生させることから出発する。シミュレーションの過程は2段階からなっている。まず誘導形の VAR モデルが推定されると、そこからこの誘導形モデルの係数と分散・共分散行列 Σ の事後分布を求めることができる²⁾。「第1段階」においては、この事後分布から誘導形モデルのパラメーターの値がランダムに抽出される。その各回について、「第2段階」のランダム抽出が行われる。これは行列 P^{-1} の要素についてのランダム抽出である³⁾。このランダムに発生させられたパラメーター群をもとに、インパルス応答関数を計算することができる。もしそのインパルス応答関数が研究者の定めた符号条件を満たすときには、このパラメーター群は後の分析のために保存される。もしそうでなければ、このパラメーター群は捨てられる。これによって符号条件と整合的なパラメーター群の範囲と、インパルス応答の範囲を求めることができる。第4節では、保存されたパラメーターの平均値から生成されたインパルス応答関数、および保存されたインパルス応答関数の平均周り66%のバンドが報告される。我々はこれまでに Braun and Shioji (2003a, 2003b, 2004)においてこの手法を活かした日米経済の実証研究を行ってきた。

この手法をそのまま技術的ショックと総労働時間の問題に応用した論文に Francis,

Owyang and Theodorou(2003)がある。彼らは技術的ショックは「長期的に」(例えば10年後に)労働生産性に対して正の影響を与える、という符号条件を制約にして VAR の分析を行った。ともにあらかじめ階差をとった労働生産性と総労働時間のデータを用いて、彼らは技術的ショックに対する総労働時間の反応は有意にゼロと異なることを報告している。しかし、彼らの課した制約は、Galíの課した制約(非技術的ショックが長期的に労働生産性に影響を持たない)とは本質的に意味が違うことに注意する必要がある。また、彼らはあらかじめ変数の階差をとるという定式化にこだわった分析を行っている⁴⁾。

2.3 範囲制約つき VAR

本稿では Uhlig のアプローチを次のように拡張することを提案する。Uhlig 自身は上記の手法を「符号」制約を満たすインパルス応答関数を見つけ出すために用いたが、上の議論から明らかのように制約の対象が「符号」(すなわち0の上・下)に限定されなければならない理由はない。より一般的に、Uhligの手法はインパルス応答の「範囲」ないし「領域」に関する制約を課するための手法と理解することができる。したがって、理論的に導かれた Galí の制約条件のアイディアを生かしつつ、Uhlig のような手法を応用するには次のような制約を課すことが考えられる。「長期」には(例えば10年後には)、非技術的ショックに対する労働生産性の反応は極めてゼロに近い領域内に入っていないとはならない。Galíの採用した手法と比較した場合、この手法の大きな利点は必ずしも変数の階差をとってから分析する必要がなくなることである。第1節で述べたように、階差を取った上で分析することに問題がある以上、この利点は非常に重要である。

3. データと分析の詳細

我々が用いるのは1955Q2-2003Q4の期間の四半期データである。1人当たり労働時間と就業者数のデータは厚生労働省の毎月勤労統計の

総実労働時間指数と常用雇用指数からそれぞれとられている。いずれも季節調整済み、30人以上の事業規模を持つ事業所を対象としたものである。農林水産業は対象からはずされ、1969年末まではサービス業もカバーされていない。両者の積を総務省による15歳以上人口で除することによって成年人口1人当たり総労働時間の指数を得る。一方、両者の積で実質GDP(季調済み)を割ることで労働生産性の指数が得られる⁵⁾。

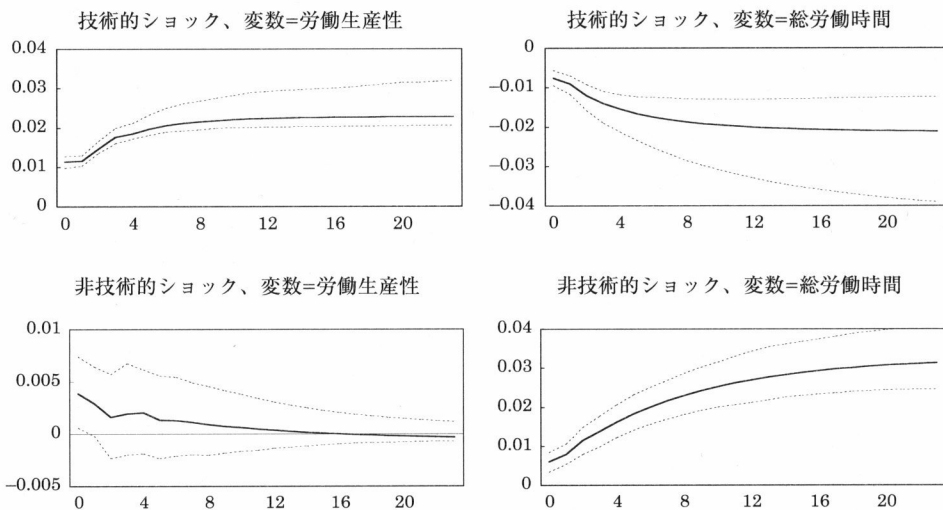
VARにおいては4期のラグを用いている。階差をとる必要性も考えると、実際の推定期間は1956Q2-2003Q4となる。全ての推定には定数項が含まれている。範囲制約としては、非技術的ショックに対する労働生産性の反応が80期、100期、120期後の全てにおいて-0.001と0.001の間に入っていないとしない、という条件を課した。また、インパルス応答関数の正規化(つまり、何を持って「正の」ショックとするかということ⁶⁾)の条件として、「正の」技術ショックは1期目に労働生産性を増加させ、「正の」非技術的ショックは1期目に総労働時間を増加させるものと仮定した。ただし、後で述べるように、ケースによってはこの正規化の仕方には問題が認められたので、別の正規化も

行った。ランダム抽出の回数は、「第1段階」が100回、そのそれぞれについて「第2段階」のランダム抽出が1,000回行われた。ただし、(D, L)ケースのみ、範囲制約を満たすようなランダム抽出の割合が低かったため、「第1段階」を300回行った。

4. 推定結果

この節では実証分析の結果を、主にインパルス応答関数と分散分解に焦点を当てて報告する。先に述べたとおり、3通りの定式化を試みている。(D, D)は2変数ともに階差をとったケース、(D, L)は労働生産性のみ階差をとったケース、(L, L)はともにレベルのまま分析したケースを表す。図1-3はそれぞれのケースにおけるインパルス応答関数を示している。分析の段階で階差をとっているかないかにかかわらず、全ての図はショックに対する変数のレベルの反応を表している。実線は制約条件を満たしたパラメータの平均値から計算されたインパルス応答を、点線は66%バンドを表している。表1-2は分散分解の結果を、技術的ショックの貢献という形で報告している。この場合も、全ては変数のレベルの予測誤差分散に対する貢献という形で計算している。表1は1期後の、表2は

図1. インパルス応答関数、(D, D)ケース



注) 実線は範囲制約条件を満たすパラメータ群の平均値から生成されたインパルス応答である。点線は範囲制約条件を満たすインパルス応答の中央値周り66%のバンドを表している。

表1. 分散分解：各変数の予測誤差分散のうち、技術的ショックによって説明される比率(%), 1期間内

定式化	労働生産性	総労働時間	生産
D, D	89.4	61.1	11.9
D, L	6.6	49.3	83.5
L, L	21.1	27.3	93.3

表2. 分散分解：各変数の予測誤差分散のうち、技術的ショックによって説明される比率(%), 20期後

定式化	労働生産性	総労働時間	生産
D, D	100.0	31.9	0.3
D, L	0.9	88.7	99.9
L, L	47.9	38.5	99.8

表3. 範囲制約を満たしたランダム抽出の割合(%)

定式化	範囲制約を満たした割合	「第1段階」のランダム抽出のうち、範囲制約を満たす「第2段階」抽出が一つでも見つかったものの割合
D, D	1.9	99
D, L	0.1	17
L, L	1.2	75

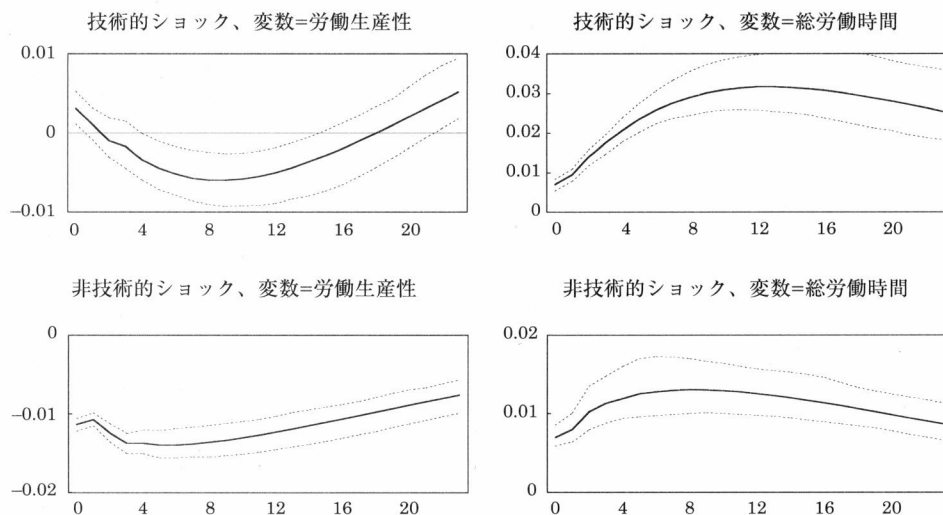
20期後の予測誤差分散の分解結果を報告している。表3は、それぞれの定式化について、ランダム抽出のうちの何%が範囲制約を満たしていたかを報告している。

4.1 (D, D)ケース

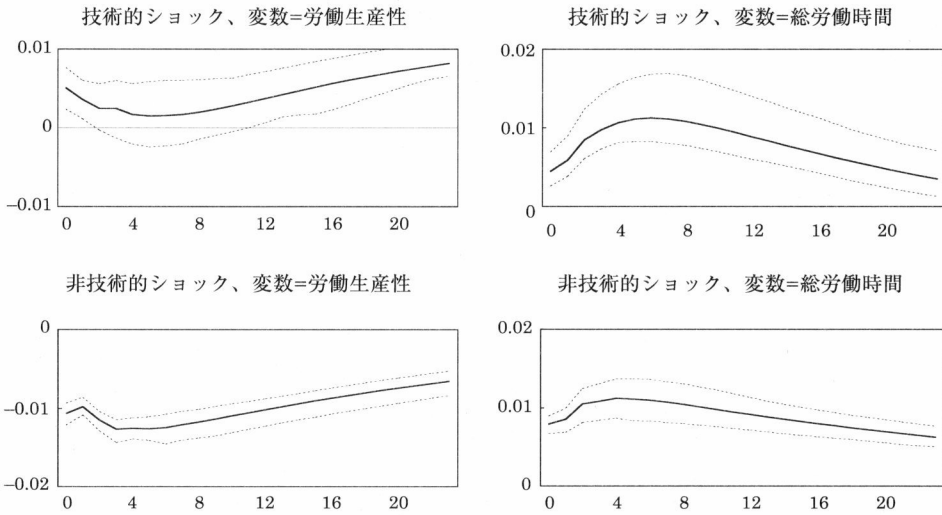
まずGalíのように両変数ともあらかじめ階差をとって推定を行ったケースから見ていこう。図1から明らかのように、このケースではプラスの技術的ショックは総労働時間を減少させる。これはGalíがアメリカのデータを用いて得た結果と方向性としては同じである。したがって、彼の得た結論はアメリカのデータに特有のものではなく、日本のデータからも導きうるものであることがわかった。なお、Galíが用いたのとまったく同じ手法をこのデータに応用した場合にも、ほとんどまったく同じインパルス応答関数を得た。したがって、実証手法を新しいものにスイッチしたことによる結果の変化はない。

次に、表1と表2の第1行目の分散分解の結果を見てみると、技術的ショックは労働生産性の変動要因としてはきわめて重要であり、総労働時間の変動要因としても短期的にはかなり重要である。しかしながら、このショックは両者の和である総生産(二つの変数が対数表示になっていることに注意)の変動については短期的にもわずか12%程度しか説明しない。これはこのショックが労働生産性と総労働時間を反対方向に動かすからである。この結果も、技術的ショックは景気変動の主要な要因ではないとい

図2. インパルス応答関数, (D, L)ケース



注) 実線は範囲制約条件を満たすパラメーター群の平均値から生成されたインパルス応答である。点線は範囲制約条件を満たすインパルス応答の中央値周り66%のバンドを表している。

図3. インパルス応答関数, (L, L) ケース

注) 実線は範囲制約条件を満たすパラメーター群の平均値から生成されたインパルス応答である。点線は範囲制約条件を満たすインパルス応答の中央値周り66%のバンドを表している。

う Galí の主張をサポートする結果となっている。

4.2 (D, L) ケース

図2のエラー・バンドを計算するに当たって、我々は当初は図1, 3と同じ正規化の条件、すなわち「正の」技術的ショックは1期目に労働生産性を増加させ、「正の」非技術的ショックは1期目に総労働時間を増加させる、という仮定を置いていた。しかし、その結果、極めて広くしかも不自然な形状のエラー・バンドが得られた。これは Waggoner and Zha (1997)の言う不適切な正規化の問題が発生したためと考えられた⁷⁾。このため、我々はこの場合に限り正規化の条件を変更し、技術的ショックに関する上記の条件を1期目でなく40期目の応答について課すことにした。その結果、図2に見られるようなエラー・バンドが得られた。

図2からわかるように、このケースには技術的ショックが総労働時間に及ぼす影響は符号を反転させてプラスになった。これは Christiano *et al.* (2003)がアメリカのデータを用いて得た結果と方向としては同じである。よって、日本のデータにおいても、総労働時間を階差からレベルに変えるだけで結論が反対になる、と

いう結果が得られた。

表1と表2の第2行目の分散分解の結果を見ても、技術的ショックは1期間内の労働生産性の変動の10%未満しか説明せず、総労働時間の変動の50%弱しか説明しない。この意味ではこのタイプのショックの貢献は落ちている。しかしながら、総生産についてはその変動の実に80%以上を説明している。これはこのショックが労働生産性と総労働時間を同方向に動かすからである。この結果も、技術的ショックは景気変動の重要な要因であるという、Galíとは反対の主張をサポートする結果となっている。

4.3 (L, L) ケース

最後に、我々が最も注目している、両変数ともレベルの形で推定に含まれるケースを見てみよう。図3より、このケースにもやはり技術水準の上昇は総労働時間を増加させることがわかる。ただし、図2と比較すると、増加の期間はやや一時的になっている。既に説明したとおり、我々はVARにおいてもっとも信頼できるのはこの (L, L) のケースであると考えている。よって我々は日本のデータにおいては正の技術的ショックは総労働時間を増加させる、と結論づ

ける。また、図3の結果を図1・2と比較すると、 (D, L) の結果は (L, L) の結果と大まかには似た形状を示しているのに対し、 (D, D) のケースだけがまったく異なる形状を示している。ここから、階差をとることによるバイアスは主に総労働時間の階差をとることから発生しているのではないか、ということが推察される。

表1と表2の第3行目の分散分解の結果を見てみると、技術的ショックは1期間内の労働生産性と総労働時間の変動の20~30%程度しか説明しない。しかし、総生産についてはその変動の実に90%以上を説明している。これもやはりこのショックが労働生産性と総労働時間を同方向に動かすことに起因している。この結果も、技術的ショックは景気変動の重要な要因であるという、Galíとは反対の主張をサポートする結果となっている。

5. 結論

本稿では、技術的ショックが総労働時間を増加させるのか、減少させるのかという疑問に答えるために、範囲制約付きのVARを提唱し、日本のデータに応用した。この手法により、Galí(1999)らと同趣旨の制約をVARに課しつつ、レベルによる推定も可能になることが論じられた。推定結果は、階差をとるかレベルで推定するかによって大きく変わることが示された。Galíと同様に全ての変数についてあらかじめ階差をとって分析したときには、技術水準の上昇は総労働時間を減少させる、という結果が得られる。しかし、階差をとることによりバイアスが発生する危険を考えると全ての変数をレベルのまま推定するのがもっとも信頼できる定式化であると我々は考える。そして、この定式化を採用したときには、正の技術的ショックは総労働時間を増加させる、という結果が得られた。この結果は実物的景気循環モデルのような、技術的ショックを景気変動の主因として重視するモデルと整合的な結論である。したがって、少なくとも技術的ショックと総労働時間の関係という視点から見ると、これらのモデルを簡単に否定することはできない、ということがわか

った。

今後の研究テーマとしては、本稿で「技術的ショック」と呼ばれたものの詳細の再検討が挙げられる。近年の実物的景気循環モデルの研究においては、技術的ショックが新規の資本ストックに体化されたものか、そうでないかによって諸変数の反応が大きく異なることが明らかにされている。技術的ショックの性質としてどちらの解釈がより妥当かを分析するのは、重要な研究課題である。

(東京大学大学院経済学研究科・経済学部
/ 横浜国立大学大学院国際社会科学研究所)

注

* 本論文の初稿に関してエディターから頂いた詳細なコメントに感謝したい。また、一橋大学経済研究所定例研究会、学習院大学研究会、統計研究会金融班夏季コンファレンスの参加者から多くの有益なコメントを得た。特に櫻川昌哉氏によるディスカッションは本稿を完成させるにおいて有益であった。この研究は科学研究費補助金課題番号12124202による研究支援を受けている。

1) 生産関数が一次同次であること、技術水準が労働増進的であることを必要とする。

2) Uhlig(2001)は、事前分布にdiffuse priorを用いた場合には、前者の事後分布は正規分布に、後者の逆行列の事後分布はWishart分布になることを示している。

3) 詳細は次の通り。行列 Σ の事後分布から抽出されたものを $\hat{\Sigma}$ で表し、その固有値を μ_1 と μ_2 で、それぞれに対応する固有ベクトルを v_1 と v_2 で表すことにしよう。Uhlig(2001)は行列 P^{-1} の第1列(これを a で表すことにしよう)は次のような条件を満たすことを示している： $a = \sum_{m=1}^2 \alpha_m \cdot \sqrt{\mu_m} \cdot v_m$ 、ただし a は二つの固有ベクトルのそれぞれに与えられるウェイトである。このウェイトについては次のような基準化の条件を課すことにする： $\sum_{m=1}^2 \alpha_m^2 = 1$ 。これにより、我々には自由度1が残されることになる。我々は a を一樣分布からランダムに発生させた上で、上の基準化の条件を満たすように変形を施す、という手続きを踏んでいる。

4) これよりさらに強い結果を得るために、彼らは「総労働時間の技術的ショックに対する反応は長期的にきわめて小さくなる」という制約を追加した分析も行っている。これは我々の「範囲制約」と近い考え方である。しかし、この制約もGalíの考え方とは異なるし、新古典派成長モデルから導出される制約でもない。

5) このように、実質GDPは全ての産業をカバーしているのに対し、総労働時間は農林水産業を除いて

いるという差がある。この問題の影響を見るため、実質 GDP に占める農林水産業のシェアを年次データから推定して除いた生産指数も構築してみた。この指数を用いて推定をやり直してみたところ、結果にはほとんど違いは見当たらなかった。

6) 直交化の条件や範囲条件のみではランダムに発生させられたインパルス応答関数が正のショックに対する反応なのか負のショックに対する反応なのかは定められない。

7) この文献を我々に紹介して下さった Christopher A. Sims 氏(プリンストン大学)に感謝したい。

参 考 文 献

- 大日康史, 有賀健(1995)「人的資本の形成と労働保険: RBC 理論の日本の労働市場への応用」, 『フィナンシャル・レビュー』第 35 号, pp. 1-26.
- 美添泰人, 大平純彦, 塩路悦朗, 勝浦正樹, 元山斉, 大西俊郎, 沢田章, 児玉泰明(2002)『景気指標の新しい動向』, 内閣府経済社会総合研究所『経済分析』第 166 号.
- Baxter, Marianne and Robert G. King (1999) "Measuring Business Cycles: Approximate Band-pass Filters for Economic Time Series," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, No. 4, pp. 575-593.
- Blanchard, Olivier Jean, and Quah, Danny (1989) "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, September, pp. 655-73.
- Braun, R. Anton and Etsuro Shioji (2003a) "Monetary Policy and Economic Activity in Japan and the United States," CIRJE Discussion Paper CF-251, available at <http://www.e.u-tokyo.ac.jp/cirje/research/dp/2003/2003cf251.pdf>.
- Braun, R. Anton and Etsuro Shioji (2003b) "Aggregate Risk in Japanese Equity Markets," CIRJE Discussion Paper CF-250, available at <http://www.e.u-tokyo.ac.jp/cirje/research/dp/2003/2003cf252.pdf>.
- Braun, R. Anton and Etsuro Shioji (2004) "Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates in Japan," forthcoming in *Journal of Money, Credit, and Banking*, also CIRJE Discussion Paper CF-252, available at <http://www.e.u-tokyo.ac.jp/cirje/research/dp/2003/2003cf252.pdf>.
- Christiano, Lawrence, Martin Eichenbaum and Robert Vigfusson (2003) "What Happens After a Technology Shock?" NBER Working Paper 9819.
- Cooley, Thomas F., and Edward C. Prescott (1995) "Economic Growth and Business Cycles," in Thomas F. Cooley ed., *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- Doan, Thomas (2000) *RATS version 5 User's Guide*, Estima, Evanston.
- Francis, Neville R., and Valerie Ramey (2002) "Is the Technology-driven Real Business Cycles Hypothesis Dead? Shocks and Aggregate Fluctuations Revisited," NBER working paper 8726.
- Francis, Neville R., Michael T. Owyang, and Athena T. Theodorou (2003) "The Use of Long Run Restrictions for the Identification of Technology Shocks," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, November/December 2003, Vol. 85, No. 6, pp. 53-66.
- Galí, Jordi (1999) "Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?" *American Economic Review*, Vol. 89, No. 1, pp. 249-271.
- Galí, Jordi (2004) "On the Role of Technology Shocks as a Source of Business Cycles: Some New Evidence," forthcoming in *Journal of the European Economic Association*.
- Galí, Jordi and Pau Rabanal (2004) "Technology Shocks and Aggregate Fluctuations: How well Does the RBC Model Fit Postwar US Data?" forthcoming in *NBER Macroeconomics Annual*.
- Hansen, Gary D. (1985) "Indivisible Labor and the Business Cycle," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 16, No. 3, pp. 309-327.
- King, Robert G., Charles I. Plosser, and Sergio T. Rebelo (1988) "Production, Growth and Business Cycles I: The Basic Neoclassical Model," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21, No. 2/3, pp. 195-232.
- Rogerson, Richard (1988) "Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21, No. 1, pp. 3-16.
- Sims, Christopher A., James Stock and Mark Watson (1990) "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots," *Econometrica*, Vol. 58, No. 1, pp. 113-144.
- Uhlig, Harald (2001) "What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure," Unpublished manuscript, Humboldt University, available at http://www.wiwi.hu-berlin.de/wpol/papers/uhlig_effects-monetarypolicy-output.pdf.
- Waggoner, Daniel F., and Tao Zha (1997) "Normalization, Probability Distribution, and Impulse Responses," Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper 97-11.