

ロシア経済と石油

久保庭真彰¹⁾

本稿では、ロシア経済と石油、特に国際原油価格(油価)との関係について、通時的かつ横断的な比較分析を試みる。まず、現代ロシア経済(1995-2011年)の主要マクロ変数が油価変動の強いインパクトを受けていることをみる。次に、石油輸入国である中欧諸国(1995-2010年)について、成長と油価の関係を見る。ロシアの成長は、油価→交易条件・交易利得という連鎖によるが、中欧の成長は、油価→対ロシア輸出、エネルギー利用効率という連鎖によることを示す。最後に、1960-1990年のソ連・ロシアにおける成長・油価・石油生産の関連を調べ、成長に大きく寄与したのは油価ではなく、石油産出だということを示し、現代ロシアの特殊性を浮き彫りにする。また、ソ連と現代ロシアの資源利用効率の比較分析により、移行の合理性を示す。

JEL Classification Codes: E31, P24, P28, P59

はじめに

筆者は、現代ロシア経済の景気循環、すなわち主要マクロ変数変動が油価変動の強いインパクトを受けていることを、「ロシア病」²⁾の症状とし、その診断を試みた(久保庭 2011a, b, Kuboniwa 2010, 2012)。本稿では、まず初めに、比較基準を明示するために、基本関係をこれまでとは異なった推計法、すなわち Johansen タイプのベクトル誤差修正モデル(vector error correction model; VEC)を利用して若干アップデートして示す。筆者が現代ロシア経済について、明示的に示して、強調しているのは、油価上昇(下落)→交易条件改善(悪化)・交易利得上昇(下落)→GDP 成長(下落)という連鎖関係である。

次に、ロシアに用いた手法を石油輸入中欧3ヵ国(チェコ CZ, ハンガリー HU, ポーランド PL)に適用して、横断的比較分析を試みた結果を報告する。サンプルは1995-2010年である。以下で示すように、ハンガリーでは成長と油価は、為替レートを含めて考えた場合、負の関係にあるが、チェコとポーランドでは両者は正の関係にある。ハンガリーではこの負の関係は、実質為替レート変動により相殺されているが、チェコでは実質為替レートは成長にほとんど係わっていない。驚くべきことに、石油輸入国チェコは石油輸出国ロシアと非常に近似した成長-油価回帰式を与える。現代統計解析に依拠するとこの関係はみせかけ(spurious)ではない。しかし、ロシアのような油価→交易条件→成長という連鎖関係はチェコには存在しない。2000-2007年の石油輸入国

について想定しうる経路の1つは、油価上昇→省エネ促進・エネルギー利用効率上昇→成長である。油価急騰はロシアの輸入ブームを引き起こしたことから考えると、もう1つの経路は、油価急騰→対ロシア輸出急増→成長である。すでに中欧の輸出パートナーは旧ソ連からドイツ・EUに大きくシフトしているが、年率数十パーセントという驚異的な対ロシア実質輸出増はマクロ成長に寄与するところが大きいと考えられる。ロシアは依然として中欧の主要な石油・ガス輸入パートナーであるが、油価上昇分を差し引いた石油・ガス実質輸入は少なくとも増加傾向にはないので、ロシアとの関係では実質純輸出は中欧経済成長の大きなプラス要因となりうる(油価急騰は名目では対ロ輸入急増をもたらすので、国際収支悪化を通じて、負の成長要因になりうるという側面もある)。本稿では、中欧について、油価→対ロシア輸出、エネルギー利用効率→成長という経路の実態を計量分析した結果を報告する。チェコについては、こうした経路の作用で、結果としてロシアに類似した成長パターンが現象したことを示唆する。また、中欧諸国全体について、各国とも2000年代のオイルショックを適切に切り抜け、油価高騰というコスト圧迫要因をプラスの成長要因に転化させてきたことを示唆する。

本稿では、さらに、1960-1990年のソ連・ロシアにおける成長・油価・石油生産の関連を調べる。ソ連公式国民所得統計を利用した場合と、ソ連の成長に関する公式統計の誇張バイアスを補正した CIA =マディソンの GNP 系列を利用した場合について

図 1.1 ロシアの経済成長と原油価格：1995Q1-2011Q4

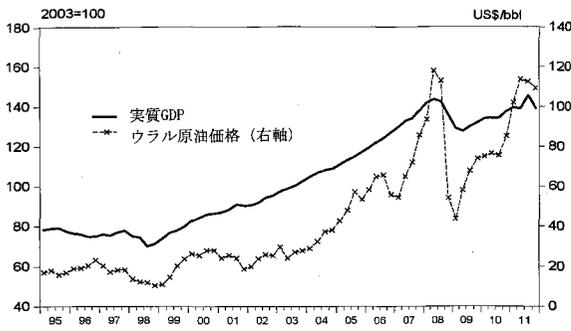
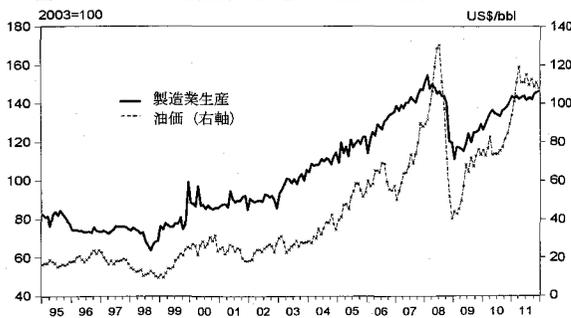


図 1.2 ロシアの製造業成長と油価変動：1995M01-2011M12



調査している。ソ連期ロシアについては、公式デフレータを使用した準公式 GDP 系列利用の場合と、筆者独自の推計歴史統計系列を用いた場合について考察する。本稿では、ソ連期固有の「特別貿易収入」の名目公式系列に加えて、実質交易利得の試算結果を示す。特別貿易収入は、貿易価格建純輸出／ニューメレールー国内価格建純輸出で定義される。ニューメレールは、貿易価格建純輸出が黒字の場合、輸出品貿易価格／輸出品国内価格とされる。一方、交易利得は、(貿易価格建)名目純輸出／ニューメレールー(貿易価格建)名目純輸出で定義される。ニューメレールは多義的であるが、本稿では輸入価格を利用している。両者とも国際油価変動に歩調を合わせて変動したことを示す。1985年以前のソ連期ロシア共和国特別貿易収入は、ソ連総額の便宜的按分比率による算定であることも明示される。本稿は、ソ連期成長に大きく寄与したのは油価ではなく、石油・ガス産出だということを示し、現代ロシアの特殊性を浮き彫りにすることに力点を置いている。その他、石油・ガスの国際価格が国内価格を大幅に上回るという現在でも観察される事実は70年代の第一次オイルショック後に成立したことだということが示される。原油輸出価格が国際価格を下回るという事態も第一次オイルショック後のことである。また、マクロの名目輸出総額と石油・ガス名目輸出額の動向が第二次オイルショックとずれているという不可解

な事態も明示される、そして1985年以降について、公式貿易統計と公定為替レートから計算される原油輸出価格が国際価格を大幅に下回る、という不可思議な事態は、公定レートがすでに機能喪失していたことを強く示唆している。本稿の記述はデータ面でも価値は大きいと考えられるが、ソ連期の分析は、年次データ利用という制約に加えて、公式・推計系列に多くの問題があるため、試論の域を超えるものではない。さらに、ソ連と現代ロシアの資源効率の比較分析によって、移行の合理性を示す。

1. 現代ロシア経済と油価

1.1 データ

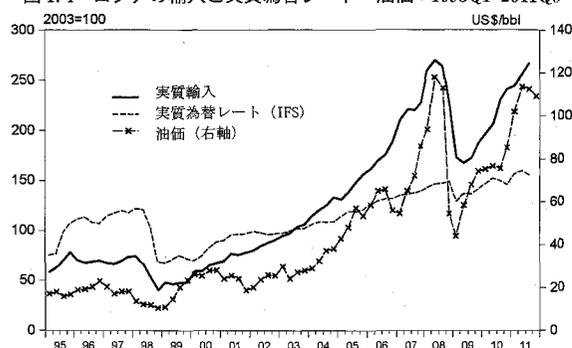
図 1.1 は、四半期ベースの実質 GDP(季節調整済)とウラル原油価格(名目)の推移を示している。GDP はロシア国家統計局 Rosstat の HP の四半期データを X-12 センサス法により季節調整している。所与の季節未調整のデータサンプルは 1995Q1-2011Q3 である。参照年次は 2003 年としている。2011 年第 4 四半期の GDP は、2010Q1-2011Q3 データと 2011 年次成長率速報値 4.3% を利用した推計値である。ロシア産原油の国際価格であるウラル油価は bloomberg による。ご覧のように視覚的にも GDP と油価の変動がかなり照応している。ただし、両者の関係にトレンドが介在するかどうかは回帰分析してみないと明らかではない。1995-2011 年における GDP と油価の年平均成長率はそれぞれ 3.8%、12.4% であった。年次データで見ると、2011 年の GDP レベルは 2008 年のピークレベルを 0.3% 上回っており、回復が印象づけられる。しかし、四半期データで見ると、2011 年第 3 四半期にピークの 2008 年第 2 四半期レベルを 1.4% 上回ったが、2011 年第 4 四半期には 2.3% 下回ったことから見ると回復は遅れている。2011 年に入ってから GDP 成長への油価上昇のインパクトが弱まっている。

図 1.2 は、ロシアの製造業生産指数と油価の推移を月次データで示している。1999M01-2011M12 については、製造業生産指数の公式値(Rosstat HP)を X-12 で季節調整している。1995M01-1998M12 については、鉱工業生産と製造業生産の回帰関係(1999M01-2011M12)を利用して遡及推計している。1995M01-1998M12 の鉱工業生産データは、IFS の指数を年次統計で調整した推計系列を利用している(IFS データは、月次データのリンクに失敗しており、月次データと年次データが不整合である)。

図 1.3 ロシアの交易条件と油価：1995Q1-2011Q3



図 1.4 ロシアの輸入と実質為替レート・油価：1995Q1-2011Q3



1995-2011年の製造業生産の年平均成長率は3.6%であった。GDP同様、年次データで見ると、2011年レベルはピークの2008年レベルを1%上回っており、回復が印象づけられる。しかし、月次データでみると、2011年12月の水準はピークの2008年2月のそれを6%も下回っており、回復が遅れていることになる。図示していないが、鉱業生産の成長(1995-2011年平均成長率2.8%)は製造業生産のそれを大きく下回っていることを注意しておきたい(Kuboniwa 2012)。

図 1.3 は、交易条件と油価の推移を示している。交易条件は、輸出価格÷輸入価格で定義される。輸出入価格算定のために、支出 GDP 統計の輸出入の名目値と実質値はともに X-12 で季節調整している。ご覧のように、交易条件は油価とほぼ比例的に推移している。輸入価格が輸出価格に比べて増加が鈍いので、油価が交易条件の適切な proxy となっていることを意味する。交易条件の変動に起因する交易利得の変動についてはここでは省略している(交易利得については久保庭 2011a, Kuboniwa 2012 参照)。以下の分析では 1999 年以降に関しては、交易条件は名目実効為替レート(IFS)の変動にも依存している。1998 年財政金融危機に生じた名目レート的大幅切り下げのため通時的に名目レートを導入することには無理がある。

図 1.4 は、ロシアの実質輸入と実質実効為替レ

ートの推移を油価と並べて示している。実質為替レートは IFS の CPI ベースのデータを使用している。輸入は X-12 で季節調整済みである。ご覧のように、油価バブルに対応して輸入ブームが出現し、バブル崩壊と同時に輸入も急減を示した。輸入増減による商業付加価値の推移についてはここでは省略している(詳細は久保庭 2011a, Kuboniwa 2012 参照)。ソ連期の第一次オイルショックの場合と異なり、ロシアでは名目貿易収支が赤字になることはなかった。赤字回避のためロシア中央銀行が為替レートを操作した成果と考えられる。

1.2 推計結果

回帰式の導出に OLS やその改良版である FMOLS や DOLS を利用すると、往々にして係数有意性と補正決定係数の値は申し分ないが、Durbin-Watson(DW)統計量が 2 を大幅に下回ることがある。この場合、みせかけの回帰かどうかを検定しなければならない。一般にこの場合、回帰の残差系列の検定を行うという選択肢と誤差修正モデルの利用による回帰式(長期均衡式としての共和分方程式)の導出という選択肢がある。本節と次節では、Johansen の VEC を利用した結果を示す。この方式は無意味な係数値を与えることが多々あるため、また設定 lag に大きく依存するため、本稿では他の推計方法を利用した場合と比較して問題がない推計結果を示すことにする。本稿の経済変量はすべて I(1) の非定常変数である(Kuboniwa 2012 参照)。なお、本稿ではダミー変数は一切利用していない。

表 1.1 は、ロシアの基本関係式の推計結果を示している。特に、断らない限り、油価は弱外生(weakly exogenous)変数として取り扱われている(係数 $\alpha_{21}=0$)。すなわち、油価変動の誤差修正項において、油価変動 $D(oil)$ は長期のバランス関係の影響をまったく受けけないものとされる。こうした取り扱いの可否は、係数制約の LR 統計量(χ^2)の有意水準によって決められている。

表の(1.1a)式はサンプル 1995Q3-2011Q3 の場合の GDP-油価方程式である。10% の油価上昇が GDP の 1.8% 成長をもたらすことを意味している。また、タイムトレンドは、この長期関係が年率 3% 弱の外生トレンドによって支えられていることを意味し、成長会計の TFP に対応している。実際、筆者の生産関数推計による TFP 2.5% と照応している(Kuboniwa 2011b)。この式を利用すると(誤差は除く)1995-2011 年の油価とトレンドの成長寄与シ

表 1.1 現代ロシアの基本的マクロ経済関係式

| 式番号 | 回帰(共和分)方程式 | | 調整係数 |
|--------|---|-----------|--------------------|
| (1.1a) | サンプル: 1995Q3-2011Q3 $gdp=0.178oil+0.0071t$ (年率 2.9%) [3.622] [4.134] | $D(gdp)$ | -0.150 [-3.279] |
| (1.1b) | サンプル: 1995Q3-2011Q4 $gdp=0.170oil+0.0069t$ (年率 2.8%) [2.686] [3.109] | $D(gdp)$ | -0.128 [-2.463] |
| (1.1c) | サンプル: 1995Q4-2009Q1 $gdp=0.122oil+0.0102t$ (年率 4.1%) [3.526] [7.650] | $D(gdp)$ | -0.220 [-4.308] |
| (1.2) | サンプル: 1995Q4-2011Q1 $gdp=0.474tot+0.0062t$ (年率 2.5%) [8.822] [7.832] | $D(gdp)$ | -0.178 [-2.751] |
| (1.3a) | サンプル: 1995Q3-2011Q3 $tot=0.438oil$ [23.688] | $D(tot)$ | -0.451 [-5.239] |
| (1.3b) | サンプル: 1999Q1-2011Q3 $tot=0.453oil+0.642neer$ [26.929] [4.263] | $D(tot)$ | -0.610 [-5.765] |
| (1.4) | サンプル: 1995M03-2011M12 <i>oil</i> 内生変数 $manu=0.280oil+0.0012t$ (年率 1.3%) [6.089] [1.956] | $D(manu)$ | -0.167 [-4.308] |
| (1.5) | サンプル: 1995M03-2011M10 $reer=0.300oil$ [5.283] | $D(reer)$ | -0.068 [-3.962] |
| (1.6a) | サンプル: 1995Q3-2011Q3 $m=1.562gdp+0.971reer$ [16.969] [9.728] | $D(m)$ | -0.217 [-1.596] |
| (1.6b) | $m=2.352gdp+0.812reer-0.0087t$ [16.130] [9.728] [-5.356] | $D(m)$ | -0.615 [-3.310] |

記号

 $gdp = \log(\text{実質 GDP})$ $oil = \log(\text{油価})$ $tot = \log(\text{交易条件})$ $reer = \log(\text{実質実効為替レート, IFS})$ $neer = \log(\text{名目実効為替レート, IFS})$ $manu = \log(\text{製造業生産})$ $m = \log(\text{実質輸入})$ $t = \text{線形トレンド}$ $D(x) = x$ の 1 次差分.[・] は、 t -値を示す.

シェアはそれぞれ 43% と 57% になる。ロシア経済成長への油価のインパクトは大きいですが、トレンドの寄与を過小評価すべきではない。

(1.1a)式は、誤差修正項の $D(gdp)$ に係わる調整係数が負の有意の値を示すことからみると長期均衡式だといえる。Johansen のランクテストによると共和分方程式ではないが、推計式の残差の単位根を調べると、単位根の存在は棄却され、推計式は共和分方程式だといえることがわかる(検定結果はすべて付録に収録)。(1.1b)式についても同様なことがいえる。

(1.1c)式と(1.1c')式は、ランクテストが 5% 有意水準で共和分方程式の存在を保証するケースを示している。(1.1c)式では、GDP の油価弾力性は 0.12 にまで低下し、トレンド係数は 4% にまで高まることになる。

(1.2)式は、GDP-油価方程式を一般化した GDP-

交易条件関係式である。ランクテストも誤差修正項も同式が共和分方程式であることを示している。(1.3a)式は、交易条件-油価関係式である。(1.2)式と(1.3a)式をリンクすると(1.1)式の GDP-油価関係が導出される。油価 10% 増は、交易条件 4.4% 増をもたらすからである。トレンド係数値は年率 2.5% である。(1.3b)式は 1999 年以後については、名目為替レートも交易条件にプラスの作用を及ぼすことを示している。

(1.4)式は、製造業生産への油価の強い正のインパクトを示している。油価 10% 増は製造業生産の 2.8% 増をもたらす。外生トレンド係数は、年率 1.3% にすぎない。この方程式を用いると、1995-2011 年の製造業生産への油価寄与シェアとトレンド寄与シェアは、それぞれ 73%、27% になる。

(1.5)式は、実質為替レートと油価が長期的に比例関係にあることを示している。

油価の 10% 増は実質為替レートの 3% 増をもたらす。

(1.6)式は輸入関数である。輸入と GDP が同一方向にパラレルに動くこと、そして実質為替レート変動が輸入増と正の強い関係を有することが示されている。

2. 中欧経済と油価

2.1 データ

図 2.1 は、1996-2010 年における中欧 3 国 (チェコ、ハンガリー、ポーランド) の GDP 成長と油価の動向を四半期データで示している。GDP データは、各国統計局 HP と EUROS-TAT の HP からえたものを X-12 で季節調整して作成されている。チェコの四半期データが 1996 年以降からしかとれないため、ロシアとの比較に若干ズレが生じるが許容範囲内であろう。油価はブレント価格(IMF)である。中欧諸国は 2006 年までほぼ肩を並べて成長したが、2007 年から明暗が分かれている。まず、ハンガリーが 2007-2008 年と減速し、リーマンショックでさらに落ち込んだ。チェコは、2008 年上半期まで好調な成長を示したが、油価下落と時を同じくして成長落ち込みを示した。2010 年の回復は十分ではなかった。これに対して、ポーランドは、リーマンショックによる成長減速を軽微に止め、持続的成長を示した。これら 3 国のうち、ロシアの成長パターンと類似性の高い成長経路を示

図 2.1 中欧諸国の GDP 成長と油価

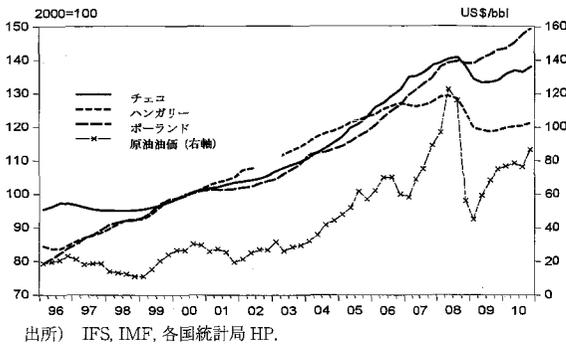


図 2.2 中欧諸国の交易条件と油価

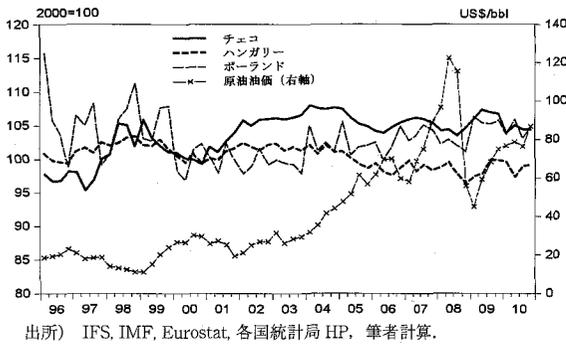


図 2.3 中欧諸国の対ロシア輸出(実質ベース)

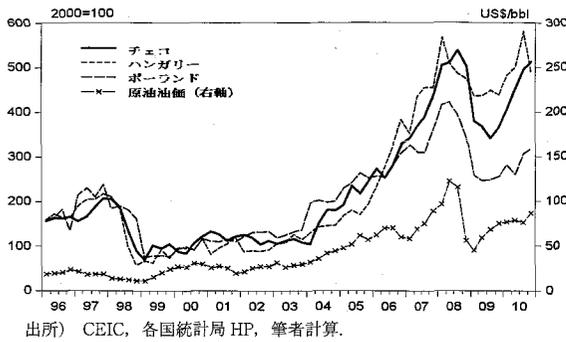
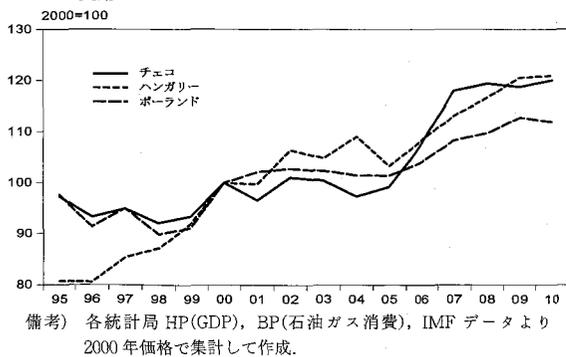


図 2.4 中欧におけるエネルギー利用率(GDP/石油ガス消費)の変動



したのはチェコだといえよう(相関係数 0.988).

図 2.2 は中欧諸国の交易条件の推移を示している。ロシアの場合と異なり、値域は狭く、油価の動向と一見したところほとんど相関がないようである。成長パターンの類似性は交易条件変動パターンの類似性によるものでないことはこの図からも明らかである。

図 2.3 は、3カ国の対ロ輸出の変動を四半期データで示している。データは各国からロシアへの米ドル表示名目輸出額に各国のマクロ輸出デフレーターを利用して作成されている。対ロ輸出の構成はマクロ輸出構成と同じではないが、対ロ輸出が特定産品に偏っているわけではないので、類似性が高いと想定するのは自然であろう。ご覧のように、各国とも 2000-2008 年上半期に油価急騰のインパクトを受けて対ロ輸出を急増させた。ハンガリーとチェコの対ロ輸出は 2000 年レベルの 5 倍以上に膨張した。ポーランドの対ロ輸出増が比較的穏やかであったが、それでも 2000 年レベルの 4 倍以上の水準に達した。対ロ輸出は油価下落とともに急速に縮小し、油価回復とともに再び急増を示している。ロシアのマクロ輸入の動向と同じである。

図 2.4 は、中欧諸国におけるエネルギー利用率(GDP/石油・ガス消費量)の変動を示している。データ制約により年次データ系列であり、分析に不整合が生じることになるがさしあたり仕方がない。石油とガスの消費数量データは BP の HP から来ている。両者を 2000 年国際価格(固定価格)で集計して、石油・ガス消費数量データを作成している。ご覧のように多少の差はあるが、3カ国とも油価高騰時にエネルギー利用率を大幅に引き上げている。

2.2 推計結果

表 2.1 は中欧諸国における油価と GDP、交易条件との関係式をまとめている。

チェコの GDP-油価関係式は驚嘆に値する。石油輸入国のチェコが産油国のような結果を示したからである。統計的にみれば、ロシアより結果は良好だといえよう。(2.1)式は、油価 10% 増は 1.6% の成長をもたらすこと、成長はトレンド係数年率 1.3% により支えられていることを示している。チェコの 1996-2010 年の年平均 GDP 成長率は 2.5% で、油価増加率は 10.2% であった。したがって、(2.1)式を利用すると、油価とトレンドの成長寄与シェアはそれぞれ 55%、45% とな

表 2.1 中欧諸国の GDP・油価・交易条件

| 式番号 | 回帰方程式 | 調整係数 |
|-------|--|-----------------------------|
| (2.1) | CZ: サンプル 1996Q3-2010Q4 $gdp=0.157oil+0.0033t$ [6.187] [3.487] (年率 1.3%) | $D(gdp)$ -0.140 [-4.810] |
| (2.2) | HU: サンプル 2000Q1-2008Q2 $gdp=-0.218oil+0.976reer$ [-2.028] [2.441] | $D(gdp)$ -0.022 [-5.780] |
| (2.3) | PL: サンプル 2000Q1-2010Q4 $gdp=0.442oil-0.837reer$ [7.245] [-2.307] | $D(gdp)$ -0.039 [-5.508] |
| (2.4) | CZ: サンプル 1997Q1-2010Q4 $tot=-0.142oil+0.024neer$ [-5.992] [5.517] | $D(tot)$ -0.122 [-3.137] |
| (2.5) | HU: サンプル 2000Q1-2008Q4 $tot=-0.031oil+0.169neer$ [-18.380] [9.298] | $D(tot)$ -0.939 [-4.310] |
| (2.6) | PL: サンプル 2000Q1-2010Q4 $tot=0.044oil$ [4.799] | $D(tot)$ -0.741 [-5.037] |

表 2.1a 中欧諸国の GDP と油価：油価のみを考慮する場合

| 式番号 | 回帰方程式 | 調整係数 |
|--------|--|-----------------------------|
| (2.1') | CZ: サンプル 1996Q3-2010Q4 $gdp=0.251oil$ [13.486] | $D(gdp)$ -0.084 [-7.018] |
| (2.2') | HU: サンプル 1999Q1-2010Q4 $gdp=0.196oil$ [4.478] | FMOLS |
| (2.3') | PL: サンプル 1999Q1-2010Q4 $gdp=0.284oil$ [8.447] | $D(gdp)$ -0.054 [-3.134] |

表 2.2 対ロシア輸出・油価・GDP：1999Q1-2010Q4

| 式番号 | 回帰方程式 | 調整係数 |
|---------|---|----------------------------|
| (2.7) | CZ $eru=1.205oil$ [15.735] | $D(eru)$ -0.174 [2.332] |
| (2.8) | HU $eru=1.392oil$ [14.464] | $D(eru)$ -0.124 [1.904] |
| (2.9) | PL $eru=0.951oil$ [15.463] | $D(eru)$ -0.351 [4.478] |
| (2.10) | CZ $gdp=0.219eru$ [19.118] | $D(gdp)$ 0.110 [2.660] |
| (2.11a) | HU $gdp=0.583eru$ [5.279] | $D(gdp)$ 0.015 [5.933] |
| (2.11b) | DOLS(lead=7, lag=4) $gdp=0.134eru$ [13.041] | *R ² =0.966 |
| (2.12) | PL $gdp=0.317eru$ [6.270] | $D(gdp)$ -0.037 [3.860] |

備考) $eru = \log$ (実質対ロ輸出), *R²: 補正決定係数.

り、油価寄与が突出している。しかし、(2.4)式に示されるように、この結果が交易条件によるものではないという点でロシア等産油国とは決定的に異なる。なお、チェコの GDP は、ロシア同様、GDP-

油価方程式への為替レート導入は有意ではない。

油価高騰期のハンガリーの場合は、為替レートを導入すると、油価は成長に負のインパクトを与える。これは実質為替レート (IFS) の変動によって相殺されている。交易条件は、油価の影響を弱く受け、名目為替レートの作用を強く受ける。

ポーランドの場合は、為替レートを導入した場合、ハンガリーと対称的に油価は成長にプラスのインパクトを有し、実質為替レートはマイナスに作用する。実際には、油価が上昇する時期に実質レートを引き上げ、油価が下落する時に実質レート引き下げている。特に、2009 年の油価大幅下落時には、実質レートを 15% 以上引き下げてプラス成長を維持したといえよう。交易条件は、他の 2 国と異なり、油価とプラスの弱い関係を有している。

表 2.1a は、為替レート等やトレンドを一切無視して、油価のみを考慮した場合の GDP-油価関係式を示している。チェコの場合は、トレンドの無視により、油価弾力性は 0.16 から 0.25 へと増加している。ハンガリーの場合は、為替レート無視により、油価弾力性はマイナス値からプラス 0.2 へと変化している。油価のみを考えるとハンガリーの場合でも油価は GDP と正の関係を表すのである。ポーランドは、為替レート相殺効果の無視により、油価弾力性は 0.4 から 0.3 へと減少を示す。この表は、油価の成長率へのプラス効果に関する以下の分析を判断する資料として有用である。

表 2.2 の前段は、油価が各国の対ロ輸出に強いインパクトを有していることを示している。LR テストは油価を弱外生とすることを許容しないので、内生変数としている。(2.7)式は、チェコの対ロ輸出は油価が 10% 上昇すると 12% 増加することを意味する。ハンガリーの(2.8)式は、油価 10% 増が同国の対ロ輸出 14% 増をもたらすことを示す。(2.9)式は、油価 10% 増がポーランドの対ロ輸出 9.5% 増に帰結することを含意している。対ロ輸出の油価弾力性は、ハンガリーが最大で、チェコがそれに次ぎ、ポーランドが最低値を示す。

表 2.2 の後段は、各国の対ロ輸出の GDP 成長へのインパクトを示している。(2.10)式は、チェコの場合、対ロ輸出 10% 増は GDP 2% 増をもたらすことを示唆している。ランクテストは共和分方程式が存在することを示しているが、調整係数の符号は長期均衡が存在しないことを示している。他の推定法、例えば FMOLS も同様な係数値を与えるので表に掲載しているが、誤差修正項はダミー変数や適当な外生変数の導入を必要としている。(2.11a)式は、

表 2.3 エネルギー利用率・油価・GDP

| CZ 1997-2010 | |
|------------------------|---------------|
| $ef=0.148oil$ | * $R^2=0.765$ |
| [7.471] | DW=0.949 |
| $gdp=1.180ef+0.042eru$ | * $R^2=0.865$ |
| [35.841] [7.823] | DW=0.651 |
| HU 1999-2010 | |
| $ef=0.128oil$ | * $R^2=0.662$ |
| [5.195] | DW=1.168 |
| $gdp=0.873ef$ DOLS | * $R^2=0.670$ |
| [7.376] | DW=0.845 |
| PL 1999-2010 | |
| $ef=0.089oil$ | * $R^2=0.573$ |
| [7.750] | DW=0.901 |
| $gdp=2.495ef$ | * $R^2=0.757$ |
| [10.196] | DW=0.988 |

備考) $ef=\log(\text{石油}\cdot\text{ガス消費効率})$, 石油・ガス消費効率=GDP/石油・ガス消費。

表 2.4 チェコのエネルギー利用率

| | 2005 | 2006 | 2007 |
|-----------|-------|-------|-------|
| 石油・ガス中間投入 | 100.0 | 97.4 | 95.2 |
| 中間投入計 | 100.0 | 112.2 | 124.0 |
| GDP | 100.0 | 106.8 | 113.4 |
| エネルギー効率 | 100.0 | 109.4 | 118.1 |

備考) チェコ統計局・EUROSTATの実質産業連関表から計算。

ランクテストをパスするが、安定的ではないし、計数値も大きすぎる。そこで、DOLSを採用してみた。leadを7期間、lagを4期間とると(2.11b)式をうる。ハンガリーの場合、対ロ輸出10%増がGDP 1.3%増をもたらすことを示している。(2.12)式は、ポーランドの場合、対ロ輸出10%増がGDP 3%増に繋がることを示す。

表の前段と後段を結合して、油価→対ロ輸出→GDPという経路を考えると、中欧の場合、油価10%増は、結局、GDPの2~3%の成長をもたらすことになる。

表 2.3 は、油価とエネルギー効率の関係と、エネルギー効率とGDP成長の関係を示している。表の最上段は、チェコの場合、油価10%増→エネルギー効率1.5%増→GDP 1.7%増という経路が想定しうる。表の中段は、ハンガリーにおいては、油価10%増→エネルギー効率1.3%増→GDP 1.1%増という事態が観察されることを示している、表の最下段がポーランドについて示唆しているのは、油価10%増→エネルギー効率0.9%増→GDP 2.3%増という経路である。

表 2.2 の結果と表 2.3 のそれを単純に加算すると油価10%増は3~5%のGDP成長をもたらすことになる。表 2.3 のチェコの結果が示すように単純な加算には無理がある。対ロ輸出10%増は、エネルギー

効率と同時に考える場合、GDP 0.4%増しかもたらさないからである。チェコの場合、油価10%増は、2%強のGDP増に繋がるとみなしうる。この結果は、トレンドの存在を考えなければ、表 2.1a のGDP-油価方程式の結果と整合的だと考えられる。ハンガリーの場合は、単純加算で考えると、油価10%増は、GDP 2%強の増大を伴う。これは表 2.1a の油価10%増→GDP 2%増の場合より大きい、許容範囲内である。ポーランドの場合、単純加算の油価10%増→GDP 5%増は、表 1a の油価10%増→GDP 3%増を大幅に上回るので一層の検討を要するといえよう。

2.3 産業連関表による省エネ効果分析

省エネ効果について産業連関表データによりいまい少し詳しくみておきたい。中欧3カ国は、EUメンバーとして、EUROSTAT標準仕様の産業連関表を公表している。実質ベースの表は、チェコの場合、2006年と2007年の表が利用可能である。いずれも、前年価格表示で各年連鎖方式によって作成されている。ハンガリーについては、名目表と実質表が2002~2007年について完備されている。実質ベース表は各年連鎖方式による。ただし、EUROSTATがHPで公表している実質表はユーロ表示で、為替レートについては、前年レートではなく当年レートが使用されている。ここでは為替レートについても前年レート使用により補正した表を使用する。チェコ統計局公表の実質表は自国通貨表示なのでこうした操作は不要である。ポーランドの実質表は公表されていない。

表 2.4 は、実質ベース表を利用して、チェコのエネルギー利用率を算定した結果を示している。石油・ガス価格高騰期の2005~2007年において、チェコは石油・ガスの実質投入量を5%減少させている。中間投入全体は、活発な産業再編成に対応して同期間に24%増加している。GDPも13%増加している。エネルギー利用率(GDP/石油・ガス中間投入)は18%増となる。期間は短い、油価高騰期のチェコの省エネ・エネルギー利用率向上の実態を知ることができる。

表 2.5 は、各年実質ベース表による、ハンガリーのエネルギー利用率変遷の実態を示している。油価高騰期の2001~2007年において、ハンガリーはGDPを22%成長させたが、石油・ガスの実質投入量はわずか0.2%増を示したにすぎなかった。中間投入全体は、チェコ同様、活発な産業再編成に対応して同期間に34%増加している。エネルギー利用

表 2.5 ハンガリーのエネルギー利用効率

| | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 |
|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 石油・ガス中間投入 | 100.0 | 98.8 | 100.2 | 98.3 | 105.3 | 105.5 | 100.2 |
| 中間投入計 | 100.0 | 103.9 | 110.3 | 116.3 | 121.7 | 129.8 | 134.4 |
| GDP | 100.0 | 104.1 | 108.3 | 113.2 | 116.8 | 121.0 | 121.9 |
| エネルギー効率 | 100.0 | 105.3 | 108.1 | 114.9 | 111.4 | 115.6 | 121.7 |

備考) EUROSTAT の実質産業連関表系列から計算。
ただし、為替レートも前年基準で調整。

効率は 22% 増となる。ここでも、ハンガリーが着実な省エネ・エネルギー利用効率向上で油価高騰に対処していることを確認することができる。ただし、2007 年の成長減速への油価の作用は別途検討を要する事項である。

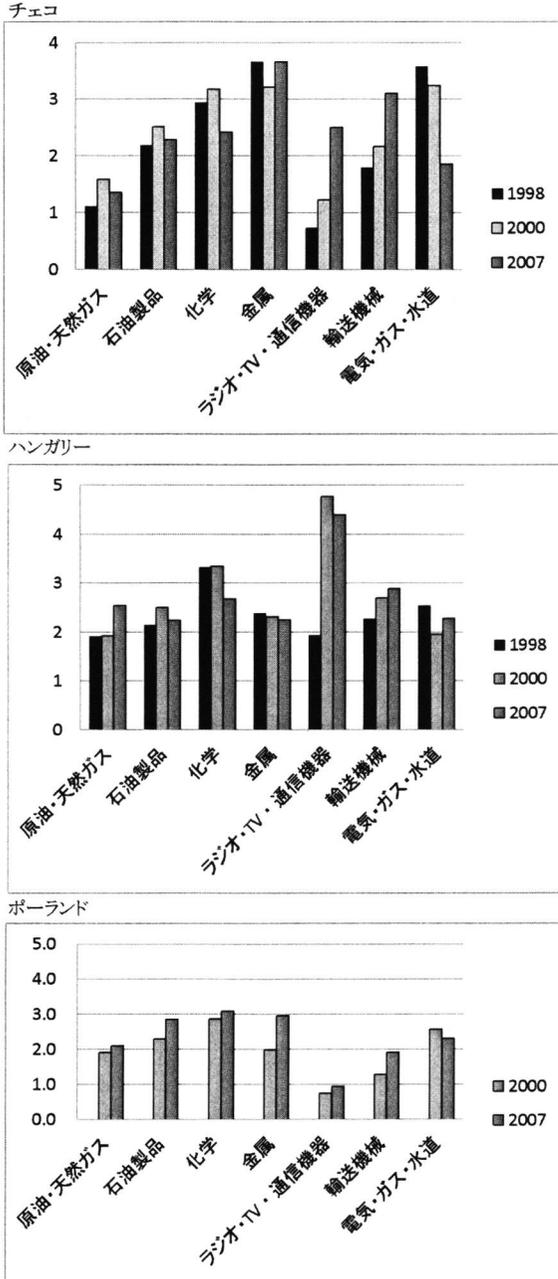
図 2.5 は、中欧 3 ヶ国が経済全体としていかなる中間投入財をどの位のウエートで中間投入しているかを示している。データは名目ベース産業連関表である。ポーランド表では原油・天然ガスについての明らかな系統的誤記があるので訂正している。

チェコの場合、油価高騰前の 1998 年と油価高騰後の 2000 年と 2007 年の実態を示している。原油・ガスの中間投入係数(原油・ガスの中間財としての投入総計をマクロ産出で除した値)は、2000 年に増加しているが 2007 年には下落を示している。石油製品についても同様な事実を確認できる。電力使用を中心とする「電気・ガス・水道」部門供給財の中間投入については通時的に一貫して急速な下落を示していることが特徴的である。名目面でさえ急速な省エネの進行を観察することができる。中間投入の増大は、「ラジオ・TV・通信機器」と「輸送機械」の供給する財の中間投入拡大によるものである。すなわち、自動車や家電等の耐久消費財生産のための部品等中間財の投入の拡大である。金属財の中間投入係数は一貫して高水準を維持しているが、増加幅は大きくない。2007 年における増加は上記の耐久消費財用中間財投入拡大の波及効果によると考えられる。

ハンガリーにおける原油・ガスの中間投入比率は 2000 年から 2007 年にかけて増加しているが、石油製品のそれは逆に低下を示している。原油・ガスの中間投入拡大は名目面で同国のコスト圧迫要因となっている。石油製品使用節約により相殺を図っているが十分ではない。電気についても 2007 年にかけて増加しているが、比率のレベルは 1998 年水準より低い。同国の中間投入拡大の主要な要因は「ラジオ・TV・通信機器」部門供給の中間財(部品等)投入拡大である。輸送機械中間投入もチェコほどではないが、拡大している。こうした中間投入構造再編は外資によるところが大きいと考えられる。

ポーランドの場合、原油・ガスと石油製品の中間投入係数は 2000 年から 2007 年にかけて増加しているが、電気のそれは低下を示している。ポ

図 2.5 中欧諸国の投入係数(%)：名目ベース



備考) 各国統計局、EUROSTAT の産業連関表から作成。

図 3.1 ソ連の成長, 原油生産, 油価

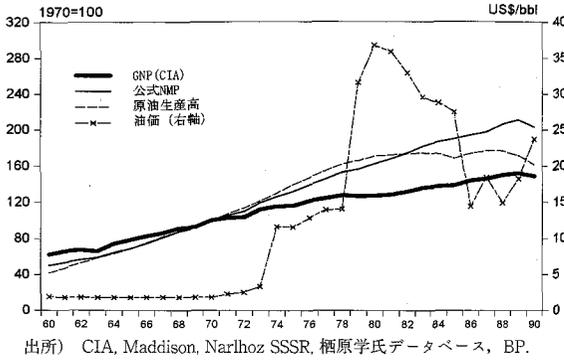


図 3.2 ソ連期ロシアの成長, 原油生産, 油価

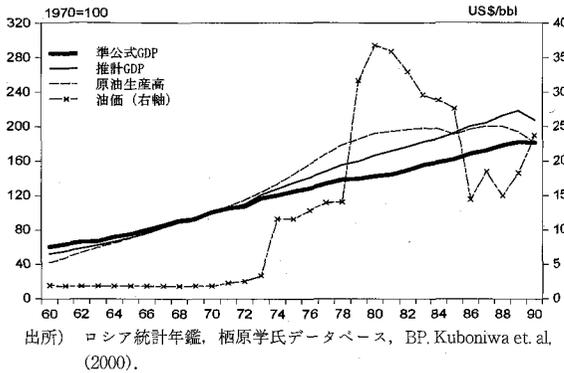
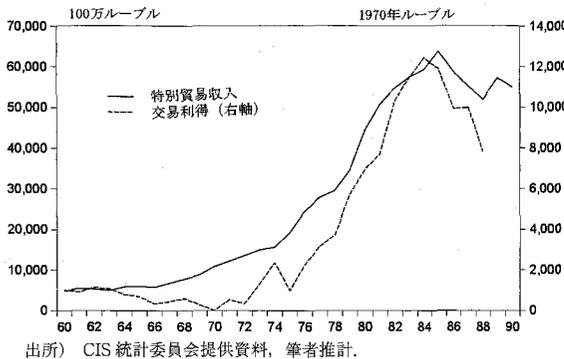


図 3.3 ソ連の特別貿易収入と交易利得



ーランドでも輸送機械中間投入は拡大しているが他の2カ国に比べると目立たない。同国の中間投入拡大は金属投入急増によってもたらされている。

いずれにしろ原油・ガスの相対価格の変化を考慮すると、中欧では名目面でも省エネ・エネルギー利用効率改善が進められていることを確認することができる。

以上の分析から、中欧諸国全体について、各国とも2000年代のオイルショックを適切に切り抜け、油価高騰というコスト圧迫要因をプラスの成長要因に転化させてきたことが示された。中間投入構造についての一層の検討は別の機会に譲らざるをえない。

3. ソ連・ソ連期ロシア経済と石油

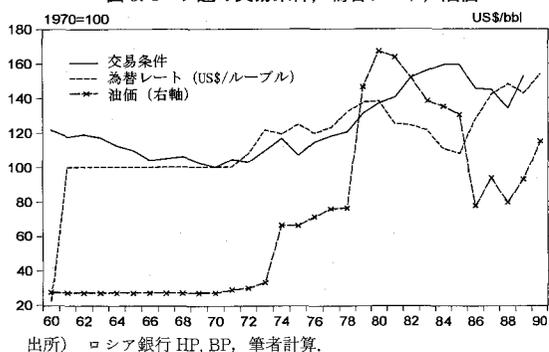
3.1 ソ連データによる概観とその問題点

図 3.1 は、ソ連の経済成長と原油生産の動向を油価変動と並べて示している。経済成長は、ソ連の公式国民所得統計である実質 NMP (物的純生産) 数字と CIA (JEC 1990) による実質 GNP 推計系列 (1982 年価格) の両者で示している。原油生産はトンベースのソ連公式統計に依拠している。油価は BP の HP に掲載されている油価歴史統計 (US\$ 時価表示) である。1960-1990 年における公式国民所得と CIA 推計 GNP の平均成長率はそれぞれ 4.8%, 3.0% である。公式統計は推計より 6 割も高い。この間の油価の年平均増加率は 8.8% で、ソ連の産油量のそれは 4.6% である。公式国民所得と原油生産の相関は高く、相関係数は 0.977 である。1970-1990 年についてみると、公式国民所得と CIA 推計 GNP の平均成長率はそれぞれ 3.6%, 2.0% で、公式値は推計値より 8 割も誇張されている。この間の油価と原油生産の年平均増加率はそれぞれ 13.8%, 2.4% である。

図 3.2 は、ソ連期ロシア共和国の経済成長とロシア域内原油生産の変動を油価と並べて示している。経済成長は、準公式実質 GDP 数字と Kuboniwa-Ponomarenko による実質 GDP 推計系列の両者で示している (Kuboniwa and Ponomarenko, 2000)。準公式系列も筆者達の推計であるが、公式デフレーターを利用しており、公式国民所得系列の示す成長経路とほとんど同じである。推計系列では、CIA 同様、実物アプローチに依拠して、鉱工業部門付加価値成長率の大幅下方調整が施されている。1960-1990 年については、準公式 GDP と推計 GDP の平均成長率はそれぞれ 4.7%, 3.7% で、準公式値は推計値より 25% 程度大きい。この間のロシア域内原油生産の年平均増加率は 5% である。1970-1990 年に関しては、準公式系列と推計系列の平均成長率はそれぞれ 3.7%, 3% である。同期間の原油生産の年平均増加率は 3% である。

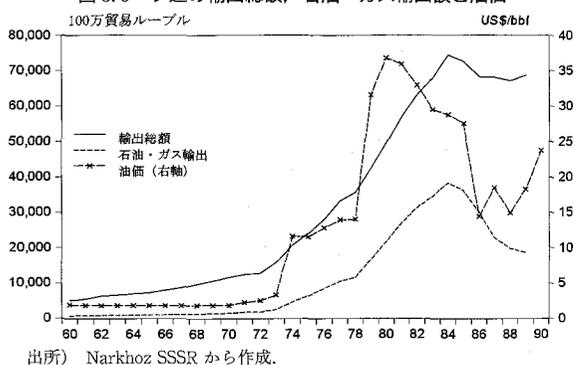
図 3.3 は、ソ連の「特別貿易収入 (special foreign trade earnings; SFTE)」と交易利得 (trading gains; TG) を示している。SFTE は公式データで TG は筆者計算値である。貿易価格と国内価格の格差に関連して徴収される輸出税と輸入税の和を、国内購買力反映のため調整した SFTE は、名目概念で、1970 年の 108 億ルーブル (120 億ドル; 公定レート換算) から、1985 年ピークの 637 億ルーブル (763 億

図 3.4 ソ連の交易条件、為替レート、油価



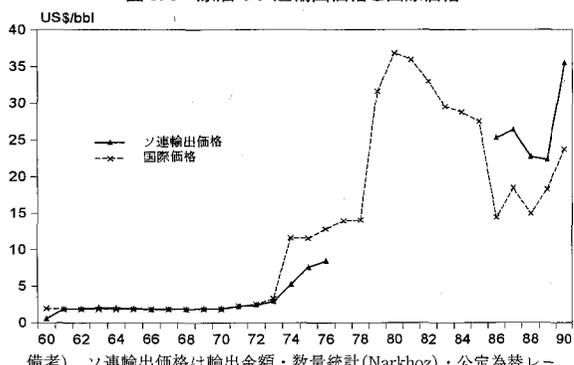
出所) ロシア銀行 HP, BP, 筆者計算.

図 3.5 ソ連の輸出総額、石油・ガス輸出額と油価



出所) Narkhoz SSSR から作成.

図 3.6 原油のソ連輸出価格と国際価格



備考) ソ連輸出価格は輸出金額・数量統計(Narkhoz)・公定為替レート(ロシア銀行 HP)から作成(1t=7.3bbl).

ドル)まで急増している。油価高騰は SFTE の増大に貢献しているが、直接的な比例性はみられない。一方、輸出価格高騰・下落を反映する TG は、実質概念であるが、ここでは 1970 年を参照年とした推計結果を図示している(参照年の TG=0)。TG は第一次オイルショック時の 1974 年に 24 億ルーブル(26 億ドル; 1970 年為替レート適用)に急増した後、1975 年に急落し、その後はピーク時 1984 年の 125 億ルーブル(138 億ドル)にまで急増を示した。TG には第二次オイルショック(1979-1980 年)も大きな作用を及ぼしている。しかし、油価変動と TG の正

の関係は現代ロシア経済の場合より希薄である。1975 年の急落は、(貿易価格建)貿易収支の大幅赤字が作用している。現代ロシアでは名目面での貿易赤字はみられない現象である。SFTE と TG について不可解な点は、ピーク時が油価高騰期の 1979-1980 年ではなく、1984 年ないし 1985 年とずれていることである。

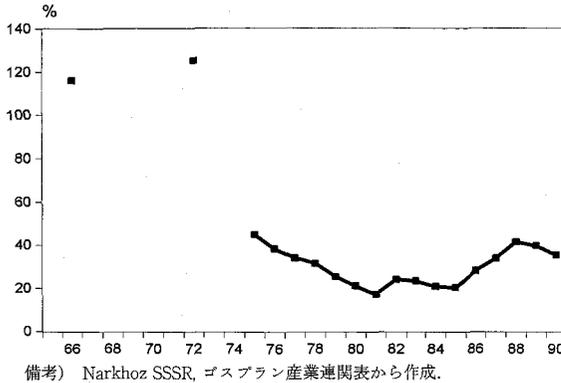
図 3.4 は、ソ連の交易条件(ToT)を 1970 参照年で計算した結果と名目為替レート(ドル/ルーブル)を油価とともに図示している。交易条件の動向は当然のことながら TG のそれに照応している。現代ロシアと異なり、交易条件もピーク時が油価のそれとずれている。油価高騰に呼応して引き上げられ、1985 年まで油価下落に合わせて引き下げられている。その後、油価が低下・低迷しているのに為替レートが引き上げられているのは、後述のように不可解な事象である。

図 3.5 は、TG と ToT に直接作用する名目ベースの輸出総額と石油(原油・精油)・ガス輸出額を示している。輸出総額も石油・ガス輸出もピーク時は第二次オイルショック期ではなく 1983-1984 年である。当時、増産を示していたガス価格の油価とのタイムラグも考えられるが、原油輸出についても公式データは 1977-1985 年のデータが公表されていないため直接検証できない。

図 3.6 は、ソ連の原油輸出平均価格と国際価格の動向を図示している。ソ連輸出価格は、輸出の数量・金額公式統計(1977-1985 年のデータ欠如)と公定為替レート(ロシア銀行 HP)で計算した結果である。バレル当たり輸出価格は 1974 年に 5.2 ドルに急騰し、1975 年 7.6 ドル、1976 年 8.4 ドルへとさらに上昇した。それでも輸出価格は国際価格よりかなり低かった。これは輸出が「西側」輸出だけでなく、「東側」輸出も含んでいるのでさしあたり理解可能である。ところが、1985 年のバレル当たり輸出価格は 25.3 ドルで国際価格 14.4 ドルを大幅に上回っている。これは不可能である。公定レートは 1985 年の 0.835 ルーブル/ドルから 1986 年に 0.702 ルーブル/ドルに引き上げられたが、実際にはドル建原油輸出は 1.4 ルーブル/ドル程度で換算されたのではないかと推測させる(この時、輸出価格は 12 ドル/バレル程度)。商業レート 1.7 ルーブル/ドルが公認されたのは 1990 年であるがすでに 1986 年には公定レートは実用性を喪失していたと考えられる。

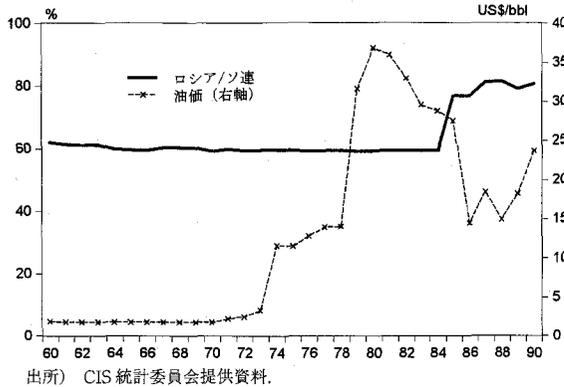
図 3.7 は石油(原油・精油)の国内価格と輸出価格の格差を国内価格建輸出が貿易価格建輸出に占める

図 3.7 石油・ガスの国内価格と貿易価格の格差(国内価格÷貿易価格)



備考) Narkhoz SSSR, ゴスプラン産業連関表から作成.

図 3.8 ソ連期ロシアの特別貿易収入シェア



出所) CIS 統計委員会提供資料.

表 3.1 ソ連の GNP と油価・産油の関係式

| 式番号 | 回帰式 | | |
|------------------------------------|--|-----------------|-------|
| サンプル 1970-1990 | | | |
| (3.1a) | $nmp = 0.063oil + 0.03t$ [7.416] [23.051] | *R ² | 0.986 |
| | | DW | 1.490 |
| (3.1b) | $gnp = 0.021oil + 0.018t$ [2.254] [12.774] | *R ² | 0.967 |
| | | DW | 1.136 |
| サンプル 1969-1989 | | | |
| (3.2a) | $tot = 0.132oil(-2)$ [10.579] | *R ² | 0.852 |
| | | DW | 0.929 |
| サンプル 1968-1989 DOLS(lead=0, lag=4) | | | |
| (3.2b) | $tot = 0.139oil$ [11.839] | *R ² | 0.924 |
| | | DW | 1.114 |
| サンプル 1969-1989 | | | |
| (3.3a) | $nmp = 0.474oiloutput + 0.026t$ [13.148] [21.358] | *R ² | 0.998 |
| | | DW | 1.281 |
| サンプル 1968-1988 | | | |
| (3.3b) | $gnp = 0.284oiloutput + 0.014t$ [3.755] [4.928] | *R ² | 0.976 |
| | | DW | 0.883 |

備考) $nmp = \log(\text{実質 NMP})$ (ソ連公式統計).
 $gnp = \log(\text{実質 GNP})$ (CIA 推計).
 $oiloutput = \log(\text{原油生産})$.

比率によって示している。貿易価格建輸出は公式貿易統計による。国内価格建輸出は、ソ連国家計画委員会(ゴスプラン)作成の時系列産業連関表データ(非公表)を採用している。ご覧のように、オイルショック前の 1966 年と 1972 年においては、輸出価格

より国内価格は高かった。第一次オイルショック後の 1975 年には国内価格は輸出価格の 44.8% になり、国内価格が輸出価格を大幅に下回るといふソ連・現代ロシアに固有な事態が生み出された(ソ連期は差額は税収で現代ロシアでは差額は政府と企業で山分け)。その後、シェアは 1985 年の 20.4% まで持続的に低下した後、上昇に転じ、1988 年に最大値 41.5% を記録している。

図 3.8 はソ連期ロシア共和国の SFTE がソ連全体のそれに占めるシェアが示されている。ご覧のように、シェアは 1960-1985 年の間 60% 程度で動きがなく、1986 年から 70% 超に膨れあがっている。これは 1985 年まではロシアのシェアは他の指標(国民所得シェア)を利用して便宜的に作成されたことを示唆している。1986 年以後は、輸出入統計の推計に依拠して計算されていると解釈される。したがって、1960-1985 年のロシアの SFTE データはロシア独自の変動を反映していないことに注意すべきであろう(特に時系列分析においては要注意)。

3.2 推計結果

以下の分析は年次データにもっぱら依拠しているので、VEC ではなく、FMOLS による結果を示す(一部 DOLS 使用)。サンプル数が極めて少ないので、付録で示す共和分検定は参考資料にすぎない。

表 3.1 は、ソ連に関する成長-油価関係と成長-原油生産関係の推定結果を示している。

(3.1a) 式は、油価 10% 増はソ連方式国民所得の 0.6% 成長をもたらすこと、外生トレンド係数値年率 3% が成長を下支えしていることを意味する。一方、(3.1b) 式は、油価 10% 増が CIA 推計 GNP の 0.2% 成長をもたらすこと、外生トレンド係数値年率 1.8% が成長を下支えしていることを意味する。外生トレンドも油価弾力性値も CIA 推計系列の場合、ソ連方式に比べて著しく小さい。いずれにしろ、現代ロシアの場合に比べて油価弾力性は著しく小さい。外生トレンドは、現代ロシアの場合と異なり、技術進歩や近代化努力を反映するものではない。原油生産等の鉱業生産や投資努力を反映していると考えられる。(3.2a) 式と(3.2b) 式は、交易条件と油価の関係を示している。油価と交易条件の変化のずれを当初から考えなくとも、DOLS でラグを 4 期間とれば、満足のいく回帰式をうることができる。油価 10% 増は交易条件 1.4% 改善に貢献する。弾力性は現代ソ連に比べると小さいが他国との比較では決して

表 3.2 ソ連期ロシアの GDP と油価・産油の関係式

| 式番号 | 回帰式 | | |
|--------|-------------------|----------------------------------|--------------|
| (3.4a) | サンプル 1970-1990 | $gdpa = 0.063oil + 0.031t$ | $*R^2$ 0.987 |
| | [6.452] [20.776] | | DW 1.504 |
| (3.4b) | サンプル 1970-1990 | $gdp = 0.032oil + 0.026t$ | $*R^2$ 0.986 |
| | [3.634] [19.567] | | DW 1.144 |
| (3.5a) | サンプル 1970-1989 | $gdpa = 0.408oiloutput + 0.025t$ | $*R^2$ 0.996 |
| | [11.753] [20.058] | | DW 1.303 |
| (3.5b) | サンプル 1970-1989 | $gdp = 0.169oiloutput + 0.025t$ | $*R^2$ 0.990 |
| | [2.7491] [10.211] | | DW 0.732 |

備考) $gdpa = \log$ (準公式実質 GDP),
 $gdp = \log$ (推計実質 GDP),
 $oiloutput = \log$ (ロシア域内原油生産).

表 3.3 ソ連と現代ロシアの資源利用効率と油価

| ソ連 公式 | |
|---------------------|---------------------------|
| サンプル 1970-1990 | $ef = -0.023oil$ |
| [-5.419] | |
| サンプル 1969-1989 | $gdp = -1.910ef + 0.035t$ |
| [-9.435] [36.283] | |
| ソ連 CIA | |
| サンプル 1970-1990 | $ef = -0.068oil - 0.011t$ |
| [-12.310] [-13.159] | |
| サンプル 1970-1990 | $gdp = -0.227ef + 0.016t$ |
| [-1.818] [6.399] | |
| 現代ロシア | |
| サンプル 1991-2010 | $ef = 0.308oil$ |
| [11.810] | |
| サンプル 1991-2010 | $gdp = 2.114ef - 0.038t$ |
| [18.467] [-10.057] | |
| サンプル 1991-2010 | $gdp = 0.600oil - 0.033t$ |
| [10.472] [-5.934] | |
| サンプル 1995-2010 | $ef = 0.120oil + 0.024t$ |
| [5.531] [8.485] | |
| サンプル 1995-2010 | $gdp = 1.216ef$ |
| [25.068] | |
| サンプル 1995-2010 | $gdp = 0.221oil + 0.020t$ |
| [8.570] [5.851] | |

備考) $ef = \log$ (石油・ガス消費効率), 石油・ガス消費効率 = GDP/石油・ガス消費.

て小さいとはいえないレベルである.

(3.3a)式は、原油生産 10% 増はソ連方式国民所得の 4.7% 成長をもたらすこと、外生トレンド係数値年率 2.6% が成長を下支えしていることを意味する。一方、(3.3b)式は、油価 10% 増が CIA 推計 GNP の 2.8% 成長をもたらすこと、外生トレンド係数値年率 1.4% が成長を下支えしていることを意味する。原油生産の成長へのインパクトは CIA 推計の場合にはソ連公式数字の場合に比べて小さいが、いずれの場合でも油価の成長インパクトに比べて極めて大きいことは共通している。

1970-1990 年の成長会計に(3.1a)式と(3.1b)式を利用すると油価の成長寄与シェアはそれぞれ 22%, 14% となる。特に CIA 推計系列の場合に油価寄与は小さい。同じく(3.3a)式と(3.3b)式を利用して成長会計分析すると、原油生産の成長寄与シェアは両者とも 30% 程度になり、原油生産の成長寄与は同程度である。

表 3.2 はソ連期ロシアに関する成長-油価関係と成長-原油生産関係の推定結果を示している。

(3.4a)式は、油価 10% 増はロシア準公式 GDP の 0.6% 成長をもたらすこと、外生トレンド係数値年率 3% が成長を下支えしていることを意味する。これはソ連の場合とほぼ同じ結果である。一方、(3.4b)式は、油価 10% 増が代替推計 GDP の 0.3% 成長をもたらすこと、外生トレンド係数値年率は 2.6% であることを示す。外生トレンドも油価弾力性も代替推計系列の場合、準公式 GDP に比べて著しく小さいが、先の CIA 系列の場合よりは大きい。いずれにしる、現代ロシアの場合に比べて油価弾力性は著しく小さい。

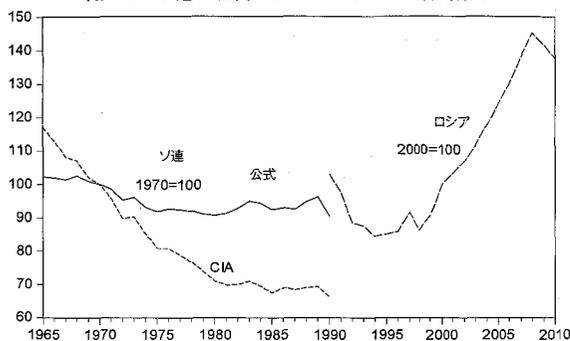
(3.5a)式は、原油生産 10% 増は準公式 GDP の 4% 成長をもたらすこと、外生トレンド係数値年率は年率 2.5% であることを示す。一方、(3.5b)式は、油価 10% 増が代替推計 GDP の 2.8% 成長をもたらすこと、外生トレンド係数値年率 2.5% が成長を下支えしていることを意味する。原油生産の成長へのインパクトは代替推計の場合には準公式数字の場合に比べて小さいが、いずれの場合でも油価の成長インパクトに比べて極めて大きい。

1970-1990 年の成長会計に(3.4a)式と(3.4b)式を利用すると油価の成長寄与シェアはおなじく 20% 程度となる。同様に、(3.5a)式と(3.5b)式を利用して成長会計分析すると、原油生産の成長寄与シェアは準公式系列の場合は 28% 程度になり、代替系列の場合の 14% より大きくなる。ソ連の場合とソ連期ロシアの場合については、成長寄与シェアに関する油価と原油生産のポジションが対照的である。

3.3 ソ連と現代ロシアのエネルギー効率比較

図 3.9 は、ソ連と現代ロシアのエネルギー効率を比較表示している。エネルギー効率は先の中欧の場合と同様、成長指標を石油・ガス消費量で除して測定されている。石油・ガス消費のデータと算定法も先と同じである。ご覧のように、ソ連(CIA 推計 GNP 利用)においては、ほぼ通時的にエネルギー利用効率が減少を示した。効率の 1965-1990 年平均減少率は 2% にも達した(公式 NMP データ利用の場合)。

図 3.9 ソ連と現代ロシアのエネルギー利用効率



合でも年率 0.5% で減少)。オイルショックの影響を被らず、省エネと技術基盤改善の努力を怠ったためであり、これが体制崩壊の技術的ベースとなったといえよう。対照的に、現代ロシアでは、交易利得による成長率底上げにより、エネルギー効率は中欧以上の急増を示した。エネルギー効率は、1990-2010 年平均増加率 1.5%、1995-2010 年平均増加率 3.3% で急増を示している。

ソ連と現代ロシアについて、中欧同様、油価→エネルギー効率→GDP または GNP (NMP) という経路でみた結果をまとめると表 3.3 のようになる。

ソ連(CIA)の場合、油価 10% 増はエネルギー効率の 0.7% 減を伴っていた(トレンドは年率 1%)。エネルギー効率 1% 減は、GNP 0.2% 増を伴っていた(トレンド年率 1.6%)。2つの結果の合成は、表 3.1 の油価-GNP 関係式を近似する。

現代ロシアの 1995-2010 年の場合、油価 10% 増はエネルギー効率の 1.2% 増を伴っていた(トレンドは年率 2.4%)。エネルギー効率 1% 増は、GDP 1.22% 増を伴っていた(トレンドなし)。2つの結果の合成は、表 1.1 の油価-GDP 関係式を近似する(表には年次データで推計した *gdp-oil* 関係式を掲載している)。このように、油価増(減)→GDP 増(減)はエネルギー効率改善(悪化)という経路によっても説明可能である。ただし、エネルギー効率改善は、交易条件改善による GDP 成長を前提にして成立することに注意すべきだろう。もちろん、トレンドが示唆するように技術進歩・近代化・資源再配分・キャッチアップ努力等の TFP 類似の要因も無視しえない。

結び

現代ロシアの成長ダイナミクスは油価と強い正の関係性を有している。この関係を油価-GDP 関係式のみで捉えようと、チェコ等の場合と区別ができない。ロシア・中欧比較分析はわれわれのように交易条

件・交易利得を明示的に考慮してロシアの計量分析をすべきだということ为例証している。中欧の場合は、油価→対ロ輸出増、エネルギー利用効率という経路が油価→GDP の関係を支えていることを示した。ソ連の場合は油価の成長へのインパクトが弱く、原油生産のそれが強かったことを示した。また、ソ連ではエネルギー効率減少傾向が支配的であったが、現代ロシアではエネルギー効率上昇傾向が支配的となっていることも示した。現代ロシアの場合は、交易条件の成長への強いインパクトと TFP 類似の作用の結果、エネルギー効率向上傾向が生まれている。整合的な四半期・月別データベースに基づく縦・横の比較分析は、すでに準備できているので、近く公表する。

(一橋大学経済研究所)

注

1) 本稿ドラフトに関する所内研究会での上垣彰教授(西南学院大)ならびに所内同僚のコメントに感謝する。

2) 筆者は、製造業発展を通じた油価非依存経済への転換それ自体が、油価依存だというロシアのジレンマ及び油価に過敏な経済体質とそれを支える制度的基礎を総称して「ロシア病(Russian Disease)」と名付けた。ガス採掘急増・ガス価格高騰と製造業低迷による経済停滞を特徴とする、70年代の「オランダ病(Dutch Disease)」と区別するための造語であるが、「ロシア」という言葉の内容(コノテーション)・語感も個人によりかなり異なるため違和感をおぼえる向きも多いと思う。実際、上垣彰教授からそのような指摘を受けた。また、オランダ病と同様、英国病や日本病という用語も停滞をイメージさせる。ロシア病の場合は、停滞ではなく、油価高騰による急速な成長という側面を有している。これだけみれば病気ではない。ロシアが病気になるのは、油価急落による成長急落を示したからである。強い経済的躁鬱症状はやはり病気といえるのではないかというのが率直なところである。筆者がロシア経済への油価変動の影響を再認識したのは 2008 年夏以後の成長の落ち込みを観察してからである。それまでは、確かに所得面からみると油価の影響を大きく受けているが、サプライサイドからみると年率数パーセントの TFP 上昇により成長が牽引されていることから、油価急落の影響は TFP によりかなりの程度相殺され、成長はさほど落ち込まないのではという観測を示してきた。IMF やロシア当局にとっても主張の拠り所は異なるが、2008 年の油価急落とリーマンショックが 2009 年成長率をマイナス 7.8% にまで落とすことになることは想定外であったといえよう。筆者の造語はこうした反省を反映している。筆者同様、油価のロシア経済への影響を重視する Gaddy and Ickes (2010) は、ロシアの状況を「石油中毒(oil addiction)」という用語で一括している。筆者の「ロシア病」と一

見したところ内容的にさほど変わらないのであるが、彼らの主張には急成長をとにかくも示したことの認識が弱いこと、ロシアは製造業発展など考えないで資源生産拡大に特化すべきだという断定がある点で筆者の主張とは隔たりがある。なお、「石油中毒」というレッテルは、環境派や文明批評家からは石油を大量消費する米国をはじめとする現代世界を揶揄するために使用されてきた(例えば Chomat 2004)。こうした観点からみると石油中毒をロシアに固有の症状とすることに違和感を抱く向きも多いであろう。適切な病名付けは難しい。

参考文献

- 久保庭真彰(2011a)『ロシア経済の成長と構造：資源依存経済の新局面』岩波書店。
- 久保庭真彰(2011b)「資源依存新興国の成長と構造」比較経済体制学会講演。6月4日。
- 中村靖(2008)「石油ブームの経済への影響」(田畑伸一郎編著『石油・ガスとロシア経済』、北海道大学出版会)、pp.125-150。
- Chomat, P. (2004) *Oil Addiction: the World in Peril*, Florida: Universal-Publishers.
- British Petroleum Company (BP) (2011) *BP Statistical Review of World Energy 2011*, London: BP Co. Available at <http://www.bp.com/>.
- Brueggemann, R. and Luetkepohl, H. (2005) "Practical Problems with Reduced-rank ML Estimators for Cointegration Parameters and a Simple Alternative," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* Vol. 67, No. 5, pp. 673-690.
- Gaddy, C., and Ickes, B. (2010) "Russia after the Global Financial Crisis," *Eurasian Geography and Economics*, Vol. 51, No. 3, pp. 281-311.
- Goldman, M. (2008) *Petrostate: Putin, Power, and the New Russia*, New York: Oxford University Press. (マーシャル・I・ゴールドマン, 鈴木博信訳, 2010. 『石油国家ロシア：知られざる資源強国の歴史と今後』日本経済新聞出版社.)
- Hansen, B. (1992) "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3, pp. 321-335.
- JEC (Joint Economic Committee, Congress of the United States) (1990) *Measures of Soviet Gross National Product in 1982 Prices, A Study Prepared for the Use of the Joint Economic Committee, Congress of the United States*, Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office.
- Johansen, S. (1995) *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press.
- Korhonen, I. and Ledyeva, S. (2010) "Trade Linkages and Macroeconomic Effects of the Price of Oil," *Energy Economics*, Vol. 32, No. 4, pp. 848-856.
- Kuboniwa, M. (2010) "Diagnosing the 'Russian Disease': Growth and Structure of the Russian Economy Then and Now," *RRC Working Paper* No. 28, Russian Research Center, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, Tokyo.
- Kuboniwa, M. (2011a) "The Impact of Oil Prices on Transition," Keynote Paper presented at the Autumn Conference of Japanese Association for Comparative Economic Studies, October 8.
- Kuboniwa, M. (2011b) "Russian Growth Path and TFP Changes in Light of the Estimation of Production Function Using Quarterly Data," *Post-Communist Economies*, Vol. 23, No. 3, pp. 311-325.
- Kuboniwa, M. (2012) "Diagnosing the 'Russian Disease': Growth and Structure of the Russian Economy," *Comparative Economic Studies*, forth coming.
- Kuboniwa, M. and Ponomarenko, A. (2000) "Revised and Enlarged GDP Estimates for Russia, 1961-1990," in K. Odaka, Y. Kiyokawa, and M. Kuboniwa eds., *Constructing a Historical Macroeconomic Database for Trans-Asian Regions*, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, pp. 109-127.
- Maddison, A. (2001) *The World Economy: A Millennial Perspective*, Paris: Development Centre of the Organisation for Economic Co-operation and Development. (アンガス・マディソン, 政治経済研究所訳, 2004, 『経済統計で見る世界経済2000年史』柏書房.)
- Phillips, P. (1994) "Some Exact Distribution Theory for Maximum Likelihood Estimators of Cointegrating Coefficients in Error Correction Models," *Econometrica*, Vol. 62, Vol. 1, pp. 73-93.
- Phillips, P. and Hansen, B. (1990) "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economics Studies*, Vol. 57, No. 1, pp. 99-125.
- Rautava, J. (2004) "The Role of Oil Prices and the Real Exchange Rate in Russia's Economy: A Cointegration Approach," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 32, No. 2, pp. 315-327.
- Rautava, J. (2009) "A Forecasting Model for Russia's Economy," In M. Anker et al. ed., *Russia, Finland and Norway: Economic Essays*, BOFIT Online 10/2009, pp. 42-48.
- Rosefield, S. and Kuboniwa, M. (2003) "Russian Growth Retardation Then and Now," *Eurasian Geography and Economics*, Vol. 44, No. 2, pp. 87-101.

付録

この付録は kuboniwa(2012)に準じて作成されている。

表 A1. Johansen ランクテスト(1)

| 式番号 | ランク | トレース 統計量 | Max-eigen 統計量 |
|--------|-----|-------------|------------------|
| (1.1c) | 0 | 28.376* | 19.642* |
| | 1 | 8.734 | 8.734 |
| (1.2) | 0 | 17.052* | 16.774* |
| | 1 | 0.278 | 0.278 |
| (1.3a) | 0 | 24.614** | 24.222** |
| | 1 | 0.391 | 0.391 |
| (1.3b) | 0 | 46.644** | 27.538** |
| | 1 | 19.107* | 13.240 |
| (1.4) | 0 | 32.699** | 26.243** |
| | 1 | 6.455 | 6.455 |
| (1.5) | 0 | 16.075* | 15.414* |
| | 1 | 0.661 | 0.661 |
| (1.6a) | 0 | 29.934* | 22.150* |
| | 1 | 7.784 | 7.763 |
| (1.6b) | 0 | 51.102** | 28.837* |
| | 1 | 22.264 | 14.512 |

備考) **:1%有意レベル;*:5%有意レベル.

表 A2. Johansen ランクテスト(2)

| 式番号 | ランク | トレース 統計量 | Max-eigen 統計量 |
|---------|-----|-------------|------------------|
| (2.1) | 0 | 26.456* | 21.986* |
| | 1 | 4.470 | 4.470 |
| (2.1') | 0 | 42.732** | 36.224** |
| | 1 | 6.509 | 6.509 |
| (2.2) | 0 | 39.915* | 26.821* |
| | 1 | 13.094 | 9.158 |
| (2.3) | 0 | 45.777** | 27.522** |
| | 1 | 18.256 | 12.689 |
| (2.3') | 0 | 24.887* | 16.836* |
| | 1 | 8.050 | 8.050 |
| (2.4) | 0 | 43.721** | 25.670* |
| | 1 | 18.051 | 13.811 |
| (2.5) | 0 | 51.542** | 42.592** |
| | 1 | 8.950 | 7.054 |
| (2.6) | 0 | 22.991** | 21.937** |
| | 1 | 1.054 | 1.054 |
| (2.7) | 0 | 25.850** | 25.148** |
| | 1 | 0.702 | 0.702 |
| (2.8) | 0 | 22.192** | 21.874** |
| | 1 | 0.319 | 0.319 |
| (2.9) | 0 | 33.877** | 32.887** |
| | 1 | 0.990 | 0.990 |
| (2.10) | 0 | 16.189* | 14.926* |
| | 1 | 1.263 | 1.263 |
| (2.11a) | 0 | 33.152** | 29.845** |
| | 1 | 3.307 | 3.307 |
| (2.12) | 0 | 34.448** | 27.130** |
| | 1 | 7.319 | 7.319 |

備考) **:1%有意レベル;*:5%有意レベル.

表 A3. 回帰残差の ADF テスト

| 式番号 | t値(ラグ数) |
|---------|-------------|
| (1.1a) | -2.672(0)** |
| (1.1b) | -2.748(0)** |
| (2.11b) | -2.029(0)* |

備考) **:1%有意レベル;*:5%有意レベル.
外生変数なしの場合.
ラグ数は Schwarz 情報基準により選択.

表 A4. ADF テストと Hansen テスト

| 式番号 | ADF t値(ラグ数) | Hansen Lc 統計量 |
|--------|----------------|------------------|
| (2.2') | -2.053(0)* | 0.149## |
| (3.1a) | -3.257(0)** | 0.243## |
| (3.1b) | -2.681(0)* | 0.368## |
| (3.2a) | -2.222(0)* | 0.167## |
| (3.2b) | -2.850(0)** | 0.034## |
| (3.3a) | -3.123(1)** | 0.207## |
| (3.3b) | -2.287(0)* | 0.324## |
| (3.4a) | -3.257(0)** | 0.333## |
| (3.4b) | -2.679(0)* | 0.228## |
| (3.5a) | -2.847(0)** | 0.265## |
| (3.5b) | -2.071(0)* | 0.253## |

備考) ADF テスト帰無仮説:残差系列は単位根保有.
Hansen テスト帰無仮説:対象系列は共和分.
**(*):有意水準 1%(5%). ##:有意水準 > 20%.
ADF テストは外生変数なしの場合で.
ラグ数は Schwarz 情報基準により選択.