

【調 査】

「ロシア病(Russian Disease)」の病理と診断

— 成長と構造の再検討¹⁾ —

久 保 庭 真 彰

本稿は、原油価格変動に翻弄される石油依存経済ロシアの現状を「ロシア病」として把握し、その病状について、成長と産業構造の視点から調査し、診断を行うことを意図した試論である。まず、第1に、油価変動と成長、為替レート、通貨代替の関係を統計的に分析し、油価変動がロシア経済成長と経済行動の全体を強く支配していることを示す。第2に、交易利得変動と実質国内総所得(GDI)について理論的に整理し、その後、BRICs、日米、産油国(サウジアラビア、ノルウェー)の8ヵ国について油価の影響を中心に比較検討する。第3に、石油・ガス産業のロシア経済における位置を確定し、その成長と、油価上昇のもとでしか生まれえない製造業成長の特徴と問題点を明らかにする。最後に、ロシア経済の潜在成長能力、最適産業構造、最適成長経路をノイマン理論とターンパイク理論の適用により明らかにする。

JEL Classification Codes: O30, P44, C67

はじめに

2008年9月15日のリーマンショックは、予想を大きく超える波及効果をロシア経済に与えた。年率7~8%の勢いで進んでいた成長は、突如として不況に巻き込まれ、2009年の成長率はG20中最低のマイナス7.9%にまで落ち込んだ。世界不況なので、影響を受けた国はもちろんロシアだけではない²⁾。震源地の米国の後退は、成長率でみて2008年の0.4%から2009年はマイナス2.4%に止まったが、日本の成長率は、2008年のマイナス1.2%から2009年のマイナス5.2%(第2次速報)と2年連続の下落を記録した。また、英独の成長率はともに2008年1.2%、2009年マイナス5%であった。したがって、ロシアの2008年成長率は5.6%であったから、2008~2009年の2年を通してみると、米国にはわずかながら及ばないが、ロシアの成長は日独英のそれを上回っていたのだからそれほど深刻ではないとみる向きもあろう。

問題は、ロシアの変動の落差が大きかったことにある。また、より根本的には、1人あたりGDP(時価為替レート評価)で先進国の3分の1以下の1万ドルを超えたばかりのところからロシア経済が落ち込んだことにある。さらに、新興国BRICsとして一括されていた中国とインドの2009年成長率がそれぞれ8.7%、5.7%という強い勢いを示し、ロシアと並んでいたブラジルも同年成長率をマイナス0.2%に押しとどめたことにも注目せざるをえない。加えて、原油価格大幅下落でも原油依存国サウジアラビア、ノルウェー、カザフスタン、アゼルバイジャンの成長落ち込みはロシアほどではなかった。2009年の成長率はそれぞれ0.1%、マイナス1.5%、1.2%、9.3%であった。ロシアだけが強い落ち込みを示した。

ロシア経済の潜在成長能力は決して低くはない。

それにもかかわらず、ロシア経済だけが急激な減速を示したのはなぜか。1998年財政・金融危機の際は、IMFの後ろ盾があったこともあるが、リスク回避から逃げ遅れた海外・国内居住者も多かった。今回の危機に際しては、海外・国内居住者とも一斉にリスク回避に走った。2000年代の成長で政府は安定化基金を蓄え、外貨準備も大きかったにもかかわらず、また、原油価格水準も2000~2004年水準を遥かに上回っていたにもかかわらずリスク回避行動は一樣かつ大規模に発生した。

本稿の目的は、ロシア経済のこうした脆弱性を「ロシア病(Russian Disease)」として把握し、その成長と構造にみられる病理の解明と診断を行うことである。

本論文では、まず、油価変動が成長、為替レート、通貨代替(ドル化)に及ぼす影響を現時点で再検討する。ロシア経済が石油・ガスに依存していることは周知のことであるが、人々は、実際以上にロシア経済のファンダメンタルズと先行きの判断情報として原油価格変動を重視しているという仮説を検証したい。GDP成長、産業構造、経済行動の全体が油価と資源輸出に強く依存する、「ロシア病(Russian Disease)」の触診をまず行い、その基礎には法治レベルの絶対的低位性という制度的不健全性があることをみる。データとしては四半期別と年次のデータの両方を用いている。GDPについては国家統計局HP掲載データの最新版(<http://www.gks.ru>, 2010年4月1日付)を基礎にしている。これに対応する四半期別季節調整データ改訂版については、HPにuploadされていないので、国際標準のX-12-ARI-MA(<http://www.census.gov/srd/www/x12a/>)を利用して筆者が作成した季節調整系列を必要に応じて利用することとした³⁾。

分析手法としては、国際的潮流に合わせて、長期均衡条件の回帰分析を採用している。

図 1.1 原油価格と GDP の変動(%)

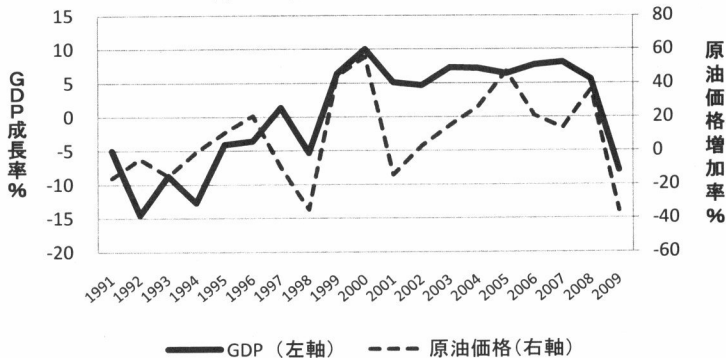
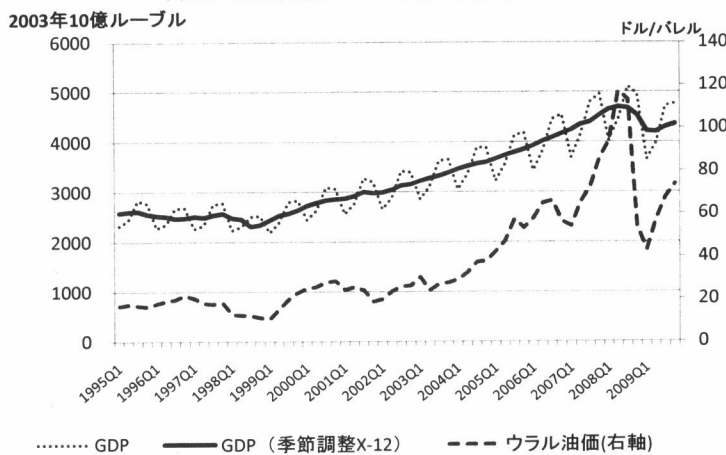


図 1.2 原油価格と GDP の変動：四半期データ



次に、交易利得と国内総所得(GDI)に関する議論をサーベイし、BRICs、日米、産油国(ノルウェー、サウジアラビア)の8ヵ国について、交易利得(損失)とGDIの算定結果を提示し、比較検討する。

さらに、ロシアの産業構造と産業別成長を他の産油国と比較対照しつつ検討する。石油・ガス産業ないし鉱業(原油・ガス中心)の位置の確定に関連する問題を再検討することが重点課題とされる。製造業成長(縮小)が油価上昇(下落)によって惹起される「ロシア病」のいくつかの診断資料を提供し、病理の解明を行うことに力が置かれる。最後に、ロシア経済のノイマン(ターンパイク)経路の初歩的分析に入り、ロシアの潜在成長能力、最適産業構造、最適成長経路の検討を行う。ここでも鉱業(原油・ガス)と製造業の関連に焦点が定められている。

1. 「ロシア病」：原油価格・為替レートと成長・通貨代替

1.1 油価とGDP成長

図 1.1 は、最近 20 年間のロシアにおける原油価格変動と GDP 成長率の動向を描いている。GDP 成長率は家計消費による下支えを大きく受けており(ラチェット効果)、また投資、輸出、輸入それぞれの動きやサプライサイドにも依存するところがある

ため、原油価格ほど乱高下しない。一般的には、原油価格変動だけでロシア GDP 成長率を説明するのは、電力消費で GDP 成長を説明するのと同程度に乱暴なことである。しかし、ここで注目しなければならないのは、ロシアの 1998 年危機、2000 年急成長局面(成長率 10%)と 2009 年急降下局面(成長率マイナス 7.9%)への原油価格変動の影響である。後の 2 局面は、支出側では在庫増加の大幅増と大幅減として現れた。在庫増加の動向は国内生産の増減と直結している。2000 年に多くの企業に在庫増加を増やし、生産増を行うことを決意させた要因として、原油価格の変動が有意に効いているように考えられる。2008 年 7 月以降の油価下落とリーマンショックによる一層の急落は、成長急落に直結した。やはり、油価は成長に大きく関係している。

成長を油価だけでなく、ベースとなる供給・支出サイド要因を外生パラメータに組み込んで説明しておこう(生産関数で TFP 要因を外生パラメータで組み込むのと同様のアイデア)。

考察の対象となる事象は、図 1.2 で示される油価と GDP 成長の

四半期別動態である。

コブ・ダグラス型生産関数を油価中心に再編成し、 $Y(t) = A \cdot \exp(\lambda t) \cdot P(t)^\alpha$ としよう。ここに、 $\exp(\cdot)$ ：自然対数の底(ネイピア数)を底とする指数関数、 Y ：実質 GDP、 P ：油価、 A ：定数、 α ：価格増価の成長寄与係数、 λ ：外生成長トレンドパラメータである。利用 GDP データは国家統計局の季節末調整四半期別 GDP 時系列(2003 年連鎖価格表示、1995 年第 4 四半期～2009 年第 4 四半期)を X-12-ARIMA 利用で季節調整した筆者作成系列である。

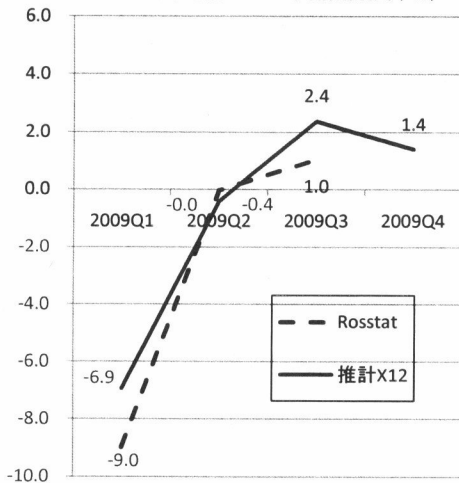
上式を対数変換して回帰すると以下の長期均衡条件式をうる($R^2=0.978$, 括弧内は t -値)。

$$\begin{aligned} \text{GDP 成長率} &= 0.153(\alpha) * \text{油価増加率} + 0.809\% (\text{外生要因 } \lambda) \\ &\quad (9.40) \quad (13.43) \end{aligned}$$

いずれの係数も 1% 水準で有意である。トレンド変数 λ の四半期当たりの値 0.81% は、ロシア経済の長期トレンド成長率が年率で 3.3% であることを示す。これを規定しているのが供給サイドの総要素生産性 TFP と資本と労働の寄与である。ここでは油価中心にみているので、供給サイド要因は外生扱いとなっていることに注意しておけば十分である⁴⁾。

CPI ベース実質為替レート(IFS)は長期成長には

図 1.3 2009 年季節調整 GDP(対前期成長率%)



関与しない。以上は、Rautava(2004, 2009)が1995年第3四半期～2002年ないし2006年第4四半期についてえた結果と照応している。

ロシアの場合は、油価10%増はGDP成長率1.5%増をもたらす。このように油価の成長への影響は大きい。問題は、油価が相当程度増大しない限り、高成長が見込めないことである。これは、油価の急落が成長急落に直結することでもある。もちろん、長期均衡条件式からただちに毎四半期の成長率を予想することは無謀である。しかし、油価の成長への影響はたえず配慮すべき最重要項目となっていることは確かである。

油価のこうした成長へのインパクトはロシア固有の事項なのであろうか。1996～2009年次成長率データ(国連とIMF)とブレント油価によりサウジアラビアについて同じ方程式を適用すると以下の結果をうる($R^2=0.977$, 括弧内はt値)。

$$\text{GDP成長率} = 0.074(\alpha) * \text{油価増加率} + 2.236\% (\text{年率 } \lambda)$$

$$(3.05) \quad (6.66)$$

油価増加率係数は5%水準有意、トレンド項は1%水準有意である。トレンド成長率は2.2%でロシアより1%ポイント以上低い。また、10%油価増加は0.7%の成長を伴うが、これもロシアの場合の半分以下である。すなわち、ロシアの成長はサウジアラビアの場合よりも油価変動の影響を倍以上強く受ける(ノルウェーの年次データでも同様なことを試みたが、トレンド項の設定は統計的に有意ではなかった)。やはり、ロシア経済の油価変動依存は際立っている。

ここでついでながら、ロシアの季節調整済みの四半期GDPデータに関していくつか注意を与えておきたい。国家統計局は、支出側GDP系列として2003年価格表示四半期系列を与える努力を行っている。これにより、対前年同期だけでなく、対前期成長率の動向を調べることができるようになっている。しかし、本稿執筆時点の2010年4月初め現在

で与えられているのは、元系列(対前年同期成長率)改訂(2010年4月1日)に対応した系列ではなく、改訂前の元系列に基づく季節調整系列(2009年12月31日)にすぎなかった。改訂元系列による筆者推計季節調整系列の成長率と国家統計局公表数字を表示すると図1.3のようになる。ご覧のように筆者推計値と国家統計局公表数字はかなり異なり、2009年の成長回復動向の判断にも差異が生じる。国家統計局旧数字の場合は、2009年第1四半期は9%成長急落、その後の6ヶ月は停滞(そして第4四半期で急成長)となる。われわれの場合は、同年第1四半期の成長減は7%にとどまり、第3四半期と第4四半期で緩やかな回復となる。ただし、筆者推計値は、未公表の国家統計局改訂季節調整数字(2010年4月同局)や経済発展省数字(2010年4月HP掲載)に近い。すなわち、国家統計局未公表数字(経済発展省数字)では、2009年Q1 マイナス6.6%(マイナス6.3%), Q2 マイナス0.4%(マイナス0.7%), Q3 2.3%(2%), Q4 1.1%(1.7%)である。

1.2 輸入とGDP・油価・為替レート

実質為替レートの増価は、輸入品を割安にし、輸入増大と国産品代替(輸入非代替)をもたらすといわれる。1995年第4四半期～2009年第4四半期について、GDP、輸入、為替レート、油価の関係をみよう。利用データは先と同様、筆者作成の季節調整系列である。為替レートはIFSのCPIベース実質実効為替レートである。実質輸入系列と実質為替レート系列の動向は図1.4に示されている。変数の対数値を線形回帰すると以下の長期輸入均衡条件をうる(補正 $R^2=0.987$, 括弧内はt値)⁵⁾。

$$\text{輸入増加率} = 1.735 * \text{GDP成長率} + 0.800 * \text{実質為替増加率}$$

$$(35.452) \quad (15.350)$$

油価も加えて回帰するとその係数は、0.047(P-値0.274)となるが、有意とはいえないので外した。

長期輸入方程式から、GDPの1%増は、実質輸入の1.7%増を伴うことがわかる。実質為替レートの10%増価は、8%近くの輸入増をもたらす。ここで重要なのは、輸入増大はGDP全体の増大と協調して進行することである。輸入は直接的には、GDPの控除項目であるから、その増大は成長にネガティブな影響を及ぼす。また、ロシアの景気下降局面は、為替レート下落による輸入下落によって、下支えされている。換言すると、輸入減が成長率を押し上げることがある。しかし、全体としてみれば、輸入の拡大はGDP成長とリンクされており、GDP成長が輸入増をもたらす関係にある。逆に、GDP成長減は輸入減と結びついている。これは、すでに久保庭(2009)で示した結果、すなわち内需から輸入を控除した国産品最終支出成長が2000年代高成長の主役であったという事実と整合的である。また、長期均衡条件式で示されているように、為替レートと輸入のリンケージはかなり強いといえる。油価の輸入への影響は統計的に有意ではない。すでにみた

図 1.4 輸入と GDP, 為替レート

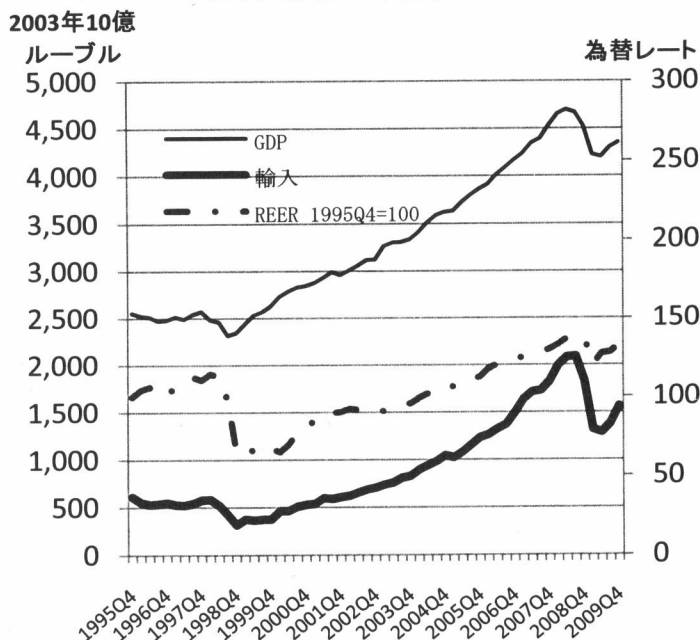
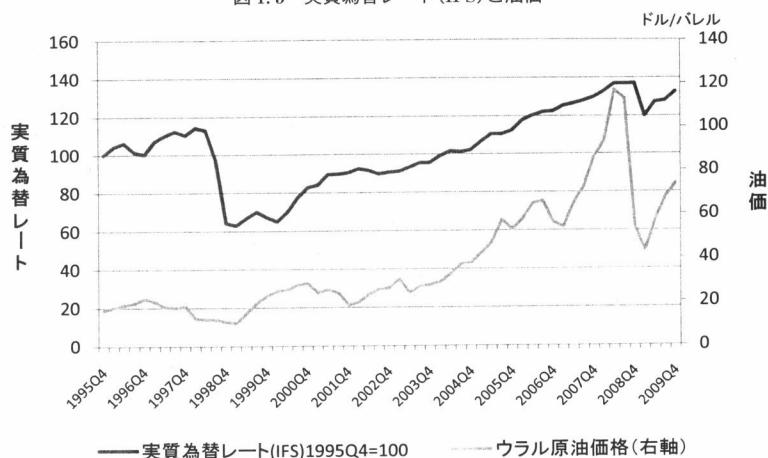


図 1.5 実質為替レート(IFS)と油価



ように、油価が大きな影響力を有するのは GDP 全体であるから、油価→GDP→輸入という経路で考えれば、すでに油価効果は GDP 増として考慮済みだと言うことになる。ロシア経済は、為替レート減価→輸入減という経路を有する。実質為替レート増価は、輸入品を割安にし、輸入増大に直結するが、国産品代替(輸入品による国産品の代替)をもたらすわけではない。また、実質為替レート減価は、輸入減をもたらすが、それが輸入代替による GDP 成長を引き起こすわけではない。これが、「ロシア病」の1つの特徴である。

1.3 実質為替レートと油価

実質実効為替レートと原油価格の関係は、ロシア

病がオランダ病の兆候を共有しているかどうかを調べる上でも重要である。Oomes and Kalcheva(2007)は、期間 1997 年 4 月～2005 年 12 月の月次データを用いて、実質為替レートの油価に対する弾力性が 0.50(標準誤差 0.15)とした。すなわち、油価の 1% 上昇は実質為替レートの 0.5% 上昇を伴う⁶⁾。Korhonen and Juurikkala(2009)は、OPEC 各国の 1975～2005 年について、弾力性は 0.4～0.5 で油価の実質為替レートへの影響は大きいと結論している⁷⁾。

フロート制のもとでの為替レート上昇は、一方でルーブル、株式市場、そしてロシア経済に対する信任を高めるが、他方で輸入促進による国内生産不振をもたらす可能性がある。設備輸入と中間財輸入は生産性と製品品質を高める作用があるが、問題は消費財である。消費財輸入も居住者の厚生を高めるし、競争圧力は市場経済では不可欠だといえる。しかし、競争能力を育成しつつ、国内製造業の拡大を促進するには、過度の為替レート上昇は有害だと考えられる。

実質実効為替レート $REER$ は、 e_t, P_t, P_t^* をそれぞれ名目為替レート(USD/ 自国通貨)、国内物価水準、米国物価水準とすると次式で算定される。

$$REER_t = e_t \frac{P_t}{P_t^*}$$

この場合、実質為替レート指数上昇は、自国通貨価値上昇(増価 appreciation)を意味する。

通常、ロシア経済分析には、物価水準を CPI で測った IFS の $REER$ (CPI ベース)が使用されるが、物価水準を GDP デフレータにとることも可能である。実際、Korhonen 等は GDP デフレータを利用して OPEC 各国の計算を行っている。

まず、IFS データでみよう。図 1.5 で示される 1995 年第 4 四半期～2009 年第 4 四半期までの 57 期間について、ロシアに関する実質実効為替レートと油価の長期均衡条件を調べる。指数化した各変数の自然対数の線形回帰である。データは IFS の実質実効為替レートとウラル原油価格である⁸⁾。

対象期間における為替レートの油価に対する弾力性は 0.235(標準誤差 0.03, t -値 6.934, 補正 $R^2 = 0.457$)であった。これは、先行研究結果より低い値である。期間を油価が上昇し始めた 1999 年第 1 四

図 1.6 ロシアの実質為替レートと油価(1995=100)

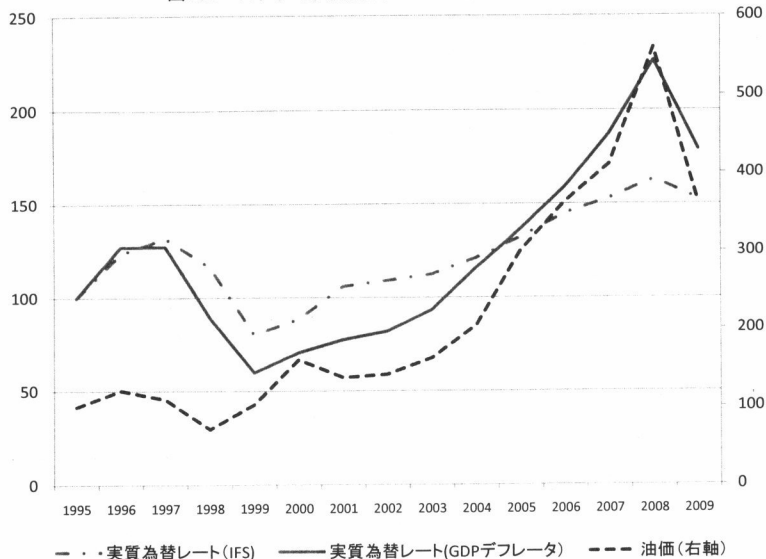
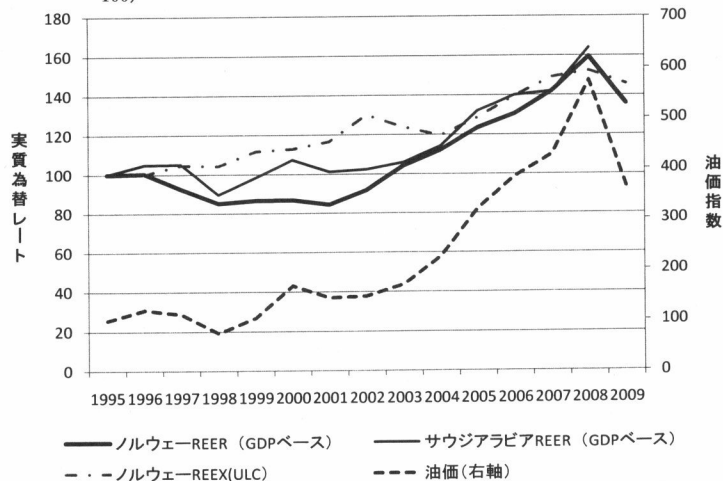


図 1.7 ノルウェーとサウジアラビアにおける実質為替レートと油価(1995=100)



半期から 2009 年第 4 四半期にとると、弾力性は 0.368 (標準誤差 0.027, t -値 13.522, 補正 $R^2=0.809$) と上昇する。2003~2009 年の年次について、安定化基金(財務省データ)を導入すると、弾力性は 0.253 (1% 水準有意, 標準誤差 0.027, t -値 9.354), 安定化基金の対為替レート弾力性は 0.021 (1% 水準有意, 標準誤差 0.007, t -値 3.012) となる(補正 $R^2=0.982$)。安定化基金は、為替レート増価の作用があったことになるが、油価の為替レート増価圧力それ自体は引き下げられることになる(安定化基金を導入しない場合の弾力性は 0.315)。

産油国ノルウェーの 1995 年第 4 四半期~2009 年第 4 四半期についても同様に IFS の REER (CPI ベース) 利用した場合の実質為替レートの油価に対する弾力性を計量してみた。決定係数は相対的に低い

が、1% 水準有意で、弾力性は、0.054 (標準誤差 0.007, t -値 7.249, 補正 $R^2=0.479$) と算定される。異常に低い値である。固定名目為替レート制をとっているサウジアラビアについて 1995~2009 年年次データで計算する場合は、1% 水準有意で弾力性はマイナス 0.140 (標準誤差 0.020, t -値 -7.1208, 補正 $R^2=0.780$) となる。ノルウェーの場合に弾力性がかなり小さく、サウジアラビアの場合に弾力性が負になるのは、CPI が別途コントロールされているためである。REER 定義式 (1.1) 式の物価水準として CPI をとると、弾力性は、ロシアの場合は低くなり、ノルウェーの場合は僅少、サウジアラビアでは油価上昇は実質為替レートを減少させる事態が生ずる。もっとも、ロシアの場合の弾力性 0.368 という結果は、Oomes and Kalcheva (2007) の推定値 0.5 の標準誤差は 0.15 と大きいので、彼らの先行研究と変わらないといえないこともない。しかし、原油依存 3 国での実質為替レートの油価に対する弾力性は予想以上に低い。ノルウェーの場合、IFS の単位労働コスト RNULC ベースの実質為替レートの油価に関する弾力性を四半期系列で計算してみると、あてはまりは良くなり、1% 有意で、弾力性 0.220 (標準誤差 0.014, t -値 15.6266, 補正 $R^2=0.816816$) となり、弾力性は相対的に高くなる。しかし、それでもまだ低い。

そこで、米国とロシア、ノルウェー、サウジアラビアの GDP デフレーターを利用した場合の実質為替レートの油価に対する弾力性を暦年ベースで試算してみた。各データの動きについて、ロシアの場合は図 1.6、サウジアラビアとノルウェーの場合は図 1.7 で示されている。そうすると、ロシア、サウジアラビア、ノルウェーの弾力性はいずれも 1% 水準有意水準で、それぞれ 0.502 (標準誤差 0.107, t -値 4.714, 補正 $R^2=0.603$), 0.415 (標準誤差 0.015, t -値 27.168, 補正 $R^2=0.983$), 0.540 (標準誤差 0.0074, t -値 7.250, 補正 $R^2=0.479$) となる。これは Korhonen 等がえた結果とも符合する。ロシアにおける実質為替レートは、油価が 1% 上昇すれば、0.5% 上昇する。この弾力性の結果は、石油・ガス産業 GDP の GDP シェア約 20% から考えるとノー

図 1.8 通貨代替の推移：外貨預金の対 M2 比(%)

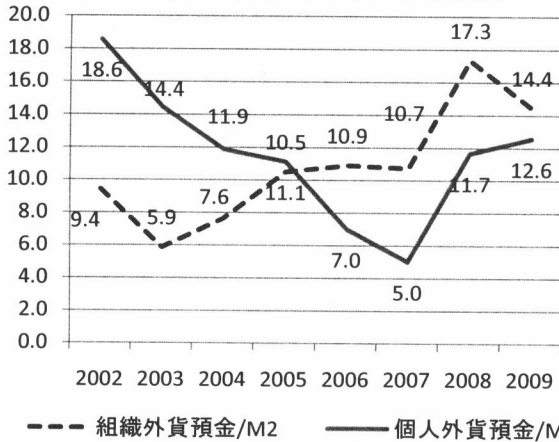
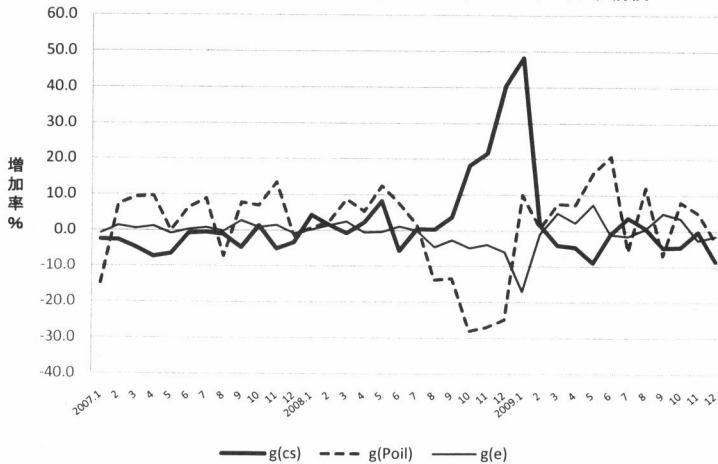


図 1.9 通貨代替と原油価格・為替レート：リーマンショック前後



マルなことであるが、「ロシア病」がオランダ病の兆候を共有していることを示している。

1.4 油価変動と経済行動：脱ドル化と再ドル化

油価と為替レートの経済主体の行動様式への影響は、ドル化(dollarization)や脱ドル化(de-dollarization)と称される現象をみるとより一層明瞭になる。経済のドル化や脱ドル化は、マネーサプライに占める外貨の状況を見ることによって計量的に調べることができる。1つの有効な方法は、外貨預金がマネーサプライに占める比率を通貨代替(currency substitution)指標として追跡することである。

図 1.8 は、法人組織と個人の外貨預金がマネーサプライに占める比率の推移を示している(データはすべてロシア銀行 HP, www.cbr.ru からとられている)。ご覧のように個人の外貨預金比率は2002年から2007年にかけて19%から5%へと激減を示した。脱ドル化を象徴する事象である。2008年リーマンショック後にドル化が再燃し、2009年には個人外貨預金比率は13%弱になっているが、かつてのドル化より軽微な状況に収まっている。法人組織

の外貨預金比率は個人の場合ほど明確な脱ドル化現象を示さなかった。個人預金の脱ドル化が進展した2005~2007年でも法人組織の脱ドル化は進まず外貨預金比率は11%前後で推移した。法人組織外貨預金比率は、リーマンショック後に17%以上に跳ね上がり、2009年も以前より高い14%強の数字を示している。

次に、こうした個人の通貨代替現象を引き起こす要因を考えてみよう。各個人が何に反応して予想を形成し、通貨代替行動を行うのか、これが解かれるべき問題である。通貨代替であるから自国通貨価値、すなわち為替レートが基本的な情報であり、変数であることはいうまでもない。自国通貨価値が高まれば、自国通貨選好が進行し、低くなれば外貨選好が高くなることは自己資産価値最大化からみて自然なことであり、どの国でも共通してみられることであろう。ロシアの特徴は、この外為相場に油価相場が加わる点にある。これまでの先行研究では、油価と通貨代替との関連が分析の射程に入っていなかったが、以下で示すように油価変動の考慮は「ロシア病」の解明に不可欠である⁹⁾。

図 1.9 は、脱ドル化が進展した2007年1月からリーマンショック前後を含む2009年12月までの通貨代替(個人外貨預金がM2に占める比率)と名目為替レート(ドル/ルーブル)、そして原油価格の変動を月次データで示している。視覚的に明瞭なのは、リーマンショック後の2008年11月から12月にかけて外貨への通貨代替が急進したことである。しかも、この通貨代替急進は、2009年1月の為替レート急落にさきがけて生じた。通貨代替急進と為替レート急落に先行して進展していたのは、油価相場の急落である。また、通貨代替現象が収束する前に進行していたのは、油価相場の回復である。したがって、油価の変動が為替レートと並んで、ないしは場合によってはそれ以上に人々の通貨代替行動に影響を及ぼしたのではないかと考えられる。すなわち、個人の予想形成に油価が基本要因として参加していると考えられる。この仮説は検証可能である。以下の基本回帰式を設定しよう。

図 1.9 は、脱ドル化が進展した2007年1月からリーマンショック前後を含む2009年12月までの通貨代替(個人外貨預金がM2に占める比率)と名目為替レート(ドル/ルーブル)、そして原油価格の変動を月次データで示している。視覚的に明瞭なのは、リーマンショック後の2008年11月から12月にかけて外貨への通貨代替が急進したことである。しかも、この通貨代替急進は、2009年1月の為替レート急落にさきがけて生じた。通貨代替急進と為替レート急落に先行して進展していたのは、油価相場の急落である。また、通貨代替現象が収束する前に進行していたのは、油価相場の回復である。したがって、油価の変動が為替レートと並んで、ないしは場合によってはそれ以上に人々の通貨代替行動に影響を及ぼしたのではないかと考えられる。すなわち、個人の予想形成に油価が基本要因として参加していると考えられる。この仮説は検証可能である。以下の基本回帰式を設定しよう。

$$g(cs) = \alpha_1 g(P_{oil})_{-1} + \alpha_2 g(P_{oil})_{-2} + \beta g(e) + \varepsilon$$

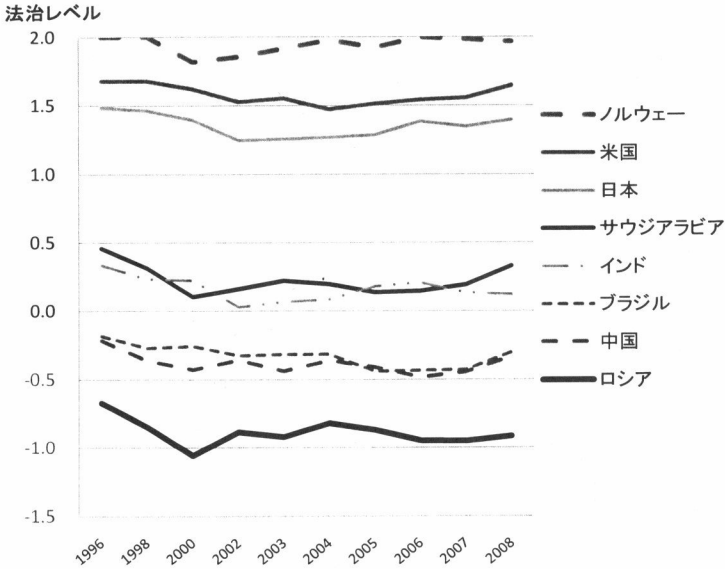
ここに、 $g(x) = dx/x$ で変化率を表す。cs=個人外貨預金/M2, P_{oil} =油価(ドル/バレル), e =名目為替レート(ドル/ルーブル), α, β は係数パラメータ, ε は誤差項。分析対象期間ではインフレは予想形成にほとんど作用しなかったので省いている。金利はルーブル預金と外貨預金について共通なデータしかないの、これも予想形成に作用する要因として組み込む必要はない。

表 1.1 通貨代替と為替レート・原油価格

OLS	補正 R ² =0.832193	
	係数	t-値
原油価格変化率(-1) a_1	-0.409856713**	(-4.45396)
原油価格変化率(-2) a_2	-0.218908701*	(-2.43450)
為替レート変化率 β	-1.536644169**	(-5.48871)

注) **1%水準有意, *5%水準有意.

図 1.10 ロシア法治レベルの絶対的低位性



出所) 世銀の世界統治指標(WGI)のうちの法治(rule of law)指標.

上記の基本回帰式に図で示されている2007年1月~2009年12月のデータをあてはめる。そうすると表1.1で示される結果をうる。今月の通貨代替変化率は、今月の為替レート変化率と前月、前々月の油価変化率によって統計的に有意に説明される。為替レートが下がれば、通貨代替を進められる。また、先行指標として前の2ヶ月間の原油価格をみて、油価下落傾向が認められれば、通貨代替推進に向かう。先にみたように、実際には、為替レートの油価に対する弾力性は限定的であるが、人々の為替レート予想形成に油価変動が心理的に与える影響は想像以上に大きい。油価が、人々がロシア経済の動向を判断する基礎情報源となっているのである。以上のように、為替レートに加えて、原油価格変動を導入すると通貨代替現象は適切に説明される(為替レートだけではこうした良好な結果はえられない)。

以上にみたように、ロシアでは、油価は経済成長にも人々の予想形成や経済行動にも大きな影響を及ぼす。原油依存経済はロシアだけではなく、サウジアラビアはいままでもないが、北欧のノルウェーもロシア以上に原油に依存している。ロシア経済が油価の動向に過敏に反応して急成長や急落を示すのは、制度的状況が作用している。

図1.10は、BRICs諸国、米日、産油国(サウジアラビアとノルウェー)の法治レベルを世銀の世界

統治指標(WGI)のうち法治(rule of law)指標(-2.5~2.5のスコアで高いほど法治レベルは高い)で時系列的に示している。この指標からみると、ロシアは2008年において世界210カ国のうち169位で、最下位グループに属している。

原油依存国ノルウェーの法治レベルは世界トップにランクされている。米日も北欧ほどではないが、法治レベルは相対的に高い。米日に大きく遅れてサウジアラビアとインドが位置する。インドはBRICs中では最上位に位置する。さらに、それにBRICsの中国とブラジルがついでいる。そしてそれらにも大きく差をつけられ、最下位に位置づけられているのがBRICsのロシアである。1998年危機時に低下を示し、景気浮揚期の2000年に底値をつけ、その後若干の改善をみたが、低位性に変化はみられない。ロシアの法治レベルの絶対的低位性が浮き彫りにされている。

図から示唆されているのは、第1に、原油依存はロシアの低位性の説明要因にはならないことである。第2に、ロシアの人口規模1.4億人も米日と中印の人口を考えれば、ロシアの低位性の説明要因にはならない。第3に、豊富な資源と新興国という側面からも、BRICs全体をみればロシアの低位性は説明できない。世界最大という地理的規模も米国やBRICs全体をみれば説明要因として説得的ではない。ロシアは、最強レベルの法的規制(国家規制、国有制、軍事国家制)と経済規制(外貨規制、貿易規制、競争規制)から一挙に急速に自由化された移行国である。まさに「世界史を横倒し」にして、日本などが数十年かけて行った自由化をごく短期間に強行したのである。ロシアは、ソ連国という国単位が瓦解して形成された国民経済でもある。また、資本なき状況から外圧で半強制的民営化が施行された国でもある。こうしたロシアの特異性が法治レベルの低位性に関連していると考えられる。さらに、輸入規制による商品不足と外貨規制による闇ドルからの解放は、人々に当初から強い輸入品選好とドル選好をもたらしてきた。資本ではなく権力や狡猾な手段を利用して生成された民営・非国有大企業は、現在にいたるも再国有化や再民営化のプロセスにある。

居住者も非居住者もロシア経済にハイリターンを求めて参加している。ドルベースで7%以上の高金利が自由にえられる国はそう多くはない。ハイリターンを外貨で保証する原資は資源貿易であり、制度的背景は法治レベルの絶対的低位性にある。法治レベルが低いのでハイリターンはハイリスクを伴う。ハイリスクを回避するための共通通報ソースは油価

と名目が替レートである。油価や為替レートが下がれば、リスク回避のため、資金や預金を逃避・代替させ、油価や為替レートの上昇基調が続けば逆の行動にでる、ということが普遍化する。かくして、ロシア経済の動向は必要以上に油価の変動に過敏に反応することになり、「ロシア病」に陥る。

2. 交易利得と実質国内総生産：BRICs, 日米, 産油国(サウジアラビア, ノルウェー)の国際比較

2.1 交易利得と実質国内総生産

国民経済の生産と所得の実質測度には2つの基本概念がある。1つは、実質国内総生産(GDP)である。GDPは、1国の生産の発展の研究にとって適切である。いま1つは、実質国内総所得(GDI; Gross Domestic Income)である。これは、経済厚生の研究に使用することが適切である(Stuvel, 1959)。実質GDIは、国内生産によって生成される1国の総所得の購買力を測定する(08SNA, §15.188)¹⁰⁾。

開放経済では、実質国内総所得は、輸出価格：輸入価格(P^e/P^m)で定義される交易条件にも依存する。ある国の輸出品の価格が輸入品の価格よりも急速に上昇する、あるいは輸入品の価格が輸出品の価格よりも急速に低下するならば、すなわち、交易条件が改善されるならば、ある所与の輸入量を賄うために必要な輸出量はより少ないレベルで済むことになり、国内生産水準を所与とすると輸出から内需に再配分することができるようになる。したがって、交易条件の改善はある所与の国内生産水準において生じる所得から国内居住者が購入し得る財・サービスの数量を増加させることを可能にする。交易条件が変化する場合、実質GDPと実質GDIの間に大きな乖離が生じる。

実質GDPと実質GDIの差は一般に交易条件変化による「交易利得」(trading gain)(負の場合は損失)ないし「交易条件効果」(terms-of-trade effect)と定義される。別言すると、実質GDIは実質GDPプラス実質交易利得で定義される。

輸入と輸出のGDP比が大きい場合、そして、輸入と輸出を構成する財・サービスの生産物ミックスが大きく異なっている場合、潜在的な交易利得(損失)は大きくなる。たとえば、このようなことは、ある国の輸出が主として石油のような少数の一次産品から構成されており、その輸入が主として工業製品から構成されているような場合に生じる。まさに、これは2000年代のロシアによく妥当する¹¹⁾。

ここでは、まず、実質GDI・交易利得計測についての過去と現在の議論の状況を調べ、その後、ロシアを含むBRICs, 日米, 産油国(サウジアラビアとノルウェー)8カ国の実質GDIと交易利得を比較検討する。交易利得変動のパターンと、交易利得の油価に対する弾力性の比較に力点がかけられる。その後、ロシアについて、交易利得変動と総要素生産性(TFP)の関係を調べる。

2.2 理論的検討

実質交易利得 TT_r は次式によって測定される。

$$TT_r^{(1)} = \frac{E_n^{(1)} - M_n^{(1)}}{P^{(1)}} - (E_r^{(1)} - M_r^{(1)}) \quad (2.1)$$

$E_r = E_n/P^e$, $M_r = M_n/P^m$, P = 共通ニューメーラー, E_n = 比較時点の当期価格表示の名目輸出, M_n = 比較時点の当期価格表示の名目輸入, P^e = 輸出価格指数(デフレーター), P^m = 輸入価格指数(デフレーター), P = ニューメーラー(共通価格指数)。ここで、添え字 r, n は実質と名目を示しており、(0)は基準時点、(1)は比較時点(当期)を明示している。特に明記する必要がない場合、それらは省略する。

以下では、生産側GDP = 支出側GDP(GDE)と仮定する。

実質GDIは以下で定義される。

$$GDI_r^{(1)} = GDP_r^{(1)} + TT_r^{(1)} \quad (2.2)$$

$$GDI_r^{(1)} = C_r^{(1)} + I_r^{(1)} + \frac{E_n^{(1)} - M_n^{(1)}}{P^{(1)}}$$

基準時点(0)については、 P^e, P^m および P はすべて1に等しいので

$$TT_r^{(0)} \equiv 0 \quad (2.3)$$

である。

主張

連鎖法を採用する場合、 TT_r の変化率は任意の時点で定義不能である。固定価格法を採用する場合は、基準時点の次々期以降において定義可能である。しかるに、連鎖法を採用しているのが国内閣府ESRIのSNA年報には、 TT_r の増加率が参考指標として掲載されている。これは削除されるのが適切である¹²⁾。

$g(x) = dx/x$ と記すと、一般に実質GDIの%成長率は次式で算定される。

$$g(GDI_r)^{(1)\%} = \left(\frac{GDI_r^{(1)}}{GDI_r^{(0)}} - 1 \right) * 100. \quad (2.4)$$

各年連鎖法の場合、%表示GDP成長率は $g(GDP_r)^{(1)\%} = \left(\frac{GDP_r^{(1)}}{GDP_r^0} - 1 \right) * 100$ であるから

$$g(GDI_r)^{(1)\%} = \left(\frac{GDI_r^{(1)}}{GDI_r^0} - 1 \right) * 100 \quad (2.5)$$

として計算される。

多数期間固定価格ベースでは、基準時点以外では交易利得の増加率も計算されるし、 $g(GDI_r)$ も通常通り計算される。しかし、以下の注意が必要である。

主張(注意)

固定価格法でGDPとGDIの実質成長率を測定する場合は、2期目以降に交易利得が累積されるので、今期のGDI成長率は今期の交易条件変動を反映しなくなる可能性がある。また、固定価格方式で名目純輸出の大幅黒字と実質純輸出の大幅赤字が通時的に生じると、交易利得変動は交易条件の変化を反映しなくなる可能性が大きい。各年連鎖法の場合、今期のGDI成長率には今期の交易利得しか反映されないもので、すなわち交易利得の過去の履歴には関

与しないので、こうした問題は一切生じない。

実際、サウジアラビアの1999年固定価格データを使用すると、実質GDIと交易利得の両者が交易条件変動を反映しない奇妙な系列が生成される。貿易収支尻についての名目赤字と実質黒字の併存は93SNA, 08SNAの想定範囲内であるが、サウジアラビアの場合などは想定外であろう(同じようなことは、ロシアの2003参照年連鎖価格表示の系列を利用する場合でも生じる)。要注意である。

以下では、連鎖ベースでも固定価格ベースでも利用可能なように交易利得の変動を

$g(GDI_r/GDP_r) = g(GDI_r) - g(GDP_r)$ (2.6) によって分析する。こうするに交易利得変動は、GDI成長率(成長指数)とGDP成長率(成長指数)の差によって測定できるようになる¹³⁾。各年連鎖法の場合、上式は $g(GDI_r/GDP_r) = TT_r/GDP_n^{(0)}$ 。したがって、実質GDP成長率がそれほど大きくないとすると、連鎖方式の場合、以下の近似式が成立している。 $(GDI_r/GDP_r) \cong TT_r/GDP_r^{(1)}$ 。

共通ニュメレール P の選択については、

- (1) 現在、通常よく使用されているのは、貿易ベースのNicholson法 $P=P^m$ である¹⁴⁾。今期の貿易収支は輸入価格でデフレートされる。この方式は、米国BEAが公式採用している(command-basis GDP/GNP)。追加輸入を支配(コマンド)するという意味である。
- (2) 現在、日本が公式に採用しているのは貿易ベースの倉林・クルビス法である。 $P=P^{KC} = (E_n + M_n)/(E_r + M_r) = \frac{1}{[\gamma(1/P^e) + (1-\gamma)(1/P^m)]}$ 、 $\gamma = E_n/(E_n + M_n)$ 。今期貿易収支は、輸入価格と輸出価格の加重調平均でデフレートされる¹⁵⁾。
- (3) 現在、米国、カナダ、スイス、日本等で推奨されているのは、非貿易ベースの「広義」Stuvel法、より具体的には「内需(国内総最終支出(GDFE)デフレータ法」である(C, I はそれぞれ国内最終消費と国内総資本形成)。 $P=P^{DA} = (C_n + I_n)/(C_r + I_r)$ 。

それぞれの場合の交易利得を TT^e, TT^{KC}, TT^{DA} と記す。

この他、anti-Nicholson法と呼ばれる P = 輸出価格 P^e とする方法があるが、現在、利用されることは皆無である。また、名目純輸出の正負に応じて、輸出価格と輸入価格をスイッチさせるBurge-Geary法がある(名目輸出 > 名目輸入の場合は $P = P^e$ で、名目輸出 < 名目輸入の場合は $P = P^m$)。Burge-Geary法は、デフレータに首尾一貫性がないこと、名目出超の場合の輸出価格採用が正当化されないことにより、現在注目されることはほとんどない。

93SNA, 08SNAは困ったことに以上すべてを容認している。迷った場合は、倉林・クルビス法のような輸出・輸入の両者を考慮したデフレータを採用することを推奨するに止まる。

さて、(2.1)式は以下のように書き換えられる。

$$TT_r = (E_n - M_n)/P - (E_r - M_r) \\ = M_r(1 - P^m/P) + E_r(P^e/P - 1).$$

したがって、 $P = P^m$ とすると

$$TT_r = TT^m = E_r(P^e/P^m - 1).$$

この場合、明らかに

$$TT_r = TT^m > < 0 \text{ if } P^e/P^m > < 1. \quad (2.7)$$

すなわち、共通デフレータを輸入価格とする場合、交易利得は交易条件改善(悪化)をストレートに反映する(これは、輸出価格方式や倉林・クルビス方式でも成立する)。しかし、非貿易ベースの内需価格法では、内需デフレータが輸入価格と輸出価格の間でない場合、交易利得と交易条件変動の対応は明らかではなくなる。

ところで、内需価格デフレータでは以下のことが成立している。

主張(Macdonald(2010))

$P = P^{DA}$ とすると $GDI_r = GDP_n/P^{DA}$ となる。

この場合、 $GDI_r = (C_n + I_n)/P^{DA} + (E_n - M_n)/P^{DA}$ となるから、

$$GDI_r - GDP_r = (E_n - M_n)/P^{DA} - (E_r - M_r) \\ = TT^{DA}; GDI_r \\ = GDP_r + TT^{DA}.$$

このような性質をもつニュメレールが内需価格であり、この特質がSNA勘定体系の整合的展開に好都合だということが、内需価格法が提唱された背景にある。

代表的な上記3つの方法のうち、倉林・クルビス法以外では、世界の利得 = 世界の損失が成立しない。交易利得は内需拡大、輸出削減等に利用可能なので、国内厚生立場からはニュメレール選択の基準とはならない、というのが現在の大方の理解である。

では、基準は何か。これをみるために、Stuvelの議論の変遷をみよう。

筆者は、これまでStuvel法を $P = P^{DA}$ 内需デフレータ法としてきたが、Silver and Mahdavy(1989)はStuvel法をGDPデフレータ法として分類している。それで、Stuvelの一連の文献を再検討してみた。

Stuvel(1959)では、交易利得と海外純受取は、非生産物フロー(non-commodity flow)だから、国内純生産NDPでデフレートするのが適切だと主張している。表2.1に示されるように、彼の戦後初期の英国についての実証分析も確かにそうになっている。SNA体系をnetベースで構成しているからこうなるが、grossベースで構成すると、彼の主張はGDPデフレータを採用せよということになる。いずれにせよ、所得概念(GDI, NDI)と生産物概念(GDP, NDP)との体系的統一性を保持するようなデフレータを選択せよということが主張されていることになる。

Stuvel(1986)では、彼は主張を変更している。まず、交易利得実質化のニュメレールとしては、Nicholson法の輸入価格 P^m と倉林・クルビス法 P^{KC} を推奨している。理由は、交易利得は交易条件

表 2.1 ステューベルの交易利得計算：英国の場合

	1949	1950	1951	1952	1953
名目	100万ポンド				
純国内生産 NDP	11,454	11,925	13,281	14,469	15,392
国内消費 C	10,764	11,379	12,461	13,464	14,255
国内純資本形成 $Inet$	735	520	1,350	891	1,152
輸出 E	2,261	2,720	3,385	3,500	3,280
輸入 M	2,306	2,694	3,915	3,386	3,295
名目純輸出 $E-M$	-45	26	-530	114	-15
実質(1948年固定価格)	100万ポンド				
NDP_r	11,156	11,440	11,882	11,850	12,284
国内消費 C_r	10,503	10,707	10,797	10,986	11,381
国内純資本形成 $Inet_r$	726	519	1,078	679	906
輸出 E_r	2,186	2,493	2,609	2,543	2,517
輸入 M_r	2,259	2,279	2,602	2,358	2,520
実質純輸出 C_r-M_r	-73	214	7	185	-3
デフレータ(グロス)	累積(非年率換算)				
輸入 P^e	1.034	1.091	1.297	1.376	1.303
輸入 P^m	1.021	1.182	1.505	1.436	1.308
$NDP P^{ndp}$	1.027	1.042	1.118	1.221	1.253
内需(純) P^{DA}	1.024	1.060	1.163	1.231	1.254
交易条件 (P^e/P^m)	1.013	0.923	0.862	0.958	0.997
実質(1948年固定価格)	100万ポンド				
交易利得 TT^{NDP} (原文)	29	-189	-481	-92	-9
交易利得 TT^{NDP} (計算値)	29	-189	-481	-92	-9
TT^{DA} (計算値)	29	-189	-463	-92	-9
TT^m (計算値)	29	-192	-359	-106	-8

備考) Stuvell(1959, Tables 1 and 2)に基づき作成。

変動を正確に反映しなければならないということである。すなわち、(2.7)式の $TT_r > < 0$ if $P^e/P^m > < 1$ という条件が成立することが交易利得ニューメレル選択の基準だと明確に述べている (*ibid.* p. 69)。世界でみて利得=損失は条件とはされていない。交易利得が比較時点の内需向け資源の利用可能性を示すという彼の理解も変わらない。同書(p. 71)では、最も望ましいニューメレルは、倉林・クルビス法の P^{KC} だと明確に述べている。理由は、輸出入への価格構造効果を輸出入に均等に配分しているからということである。さらに、彼は同書(pp. 72-73)で、実質国民可処分所得 R_r 測定のためのニューメレルとして内需デフレータの採用を提案している。

$$R_r = R_r/P^r = DA_r + N/P,$$

$$N = \text{海外からの純受取}, DA_r = C_r + I_r$$

この場合、 $P = P^r = P^{DA}$ とするのが適切だということが主張されている。以前の統一性に基づく主張がここでも繰り返されていることになる。また、海外純受取については P^{DA} でデフレートすべきだという主張でもある。

したがって、Stuvell は、(1) 交易利得 TT は、倉林・クルビス指数 P^{KC} でデフレート、(2) 海外からの純受取 N は内需価格 P^{DA} でデフレート、ということを主張していることになる。

以上から以下のことを指摘できる。

(1) 交易利得への内需デフレータ適用を Stuvell 法というのは、厳密には適切ではないが、非貿易ベースデフレータの総称として使用することは許容されよう。

(2) 交易利得 TT は交易条件変動を正確に反映すべきだということ Stuvell の結論は重視すべきである。「交易条件効果」を測定することが目的なのだということは、本節冒頭の 93SNA, 08SNA に依拠する記述からも明瞭であろう。

(3) 交易利得 TT と海外純受取 N のデフレータを区別すべきかどうか、 N の適切なデフレータが何かは残された問題である。これは本稿の考察範囲外にある。

倉林・クルビス法に関しては、「総合」という観点からは、Stuvell(1986)のように適切だということが主張されるが、Silver and Mahdavy(1989) は、妥協 (compromise) 以外の何者でもなく、理論的根拠はないと論評している¹⁶⁾。

現在、Stuvell とは独立して、内需デフレータの採用を積極的に主張する論者が増えている。交易利得(損失)の内需拡大(縮小)への効果を重視するからである。これ

は筆者の主張でもあった。海外では、Kohli の一連の業績が著名であるが、明快なのは、BEA の Reinsdorf(2009)である。彼は、内需を国内最終支出 GDFE と呼んでいる。

彼の議論は交易条件 $> < 1$ と交易利得の対応を気にしないで進んでいる。問題は $P = P^m$ とすると、貿易の目的は輸入財獲得になり、交易利得は輸入(ないし輸出分減少)に振り向けられる原資とされるという彼の理解である。Nicholson(1960)をはじめ誰もこのような主張はしていない。

購買力としては確かにそうであるが、交易利得が何にいつ利用されるかは $P = P^m$ の場合でも問わないのである(したがって世界での利得=損失も問題にならない)。そもそも、交易利得が内需拡大に振り向けられるのであれば、今期振り向け分は、今期実質 GDP 統計に反映されているわけで、交易利得をプラス α 要因とする必要性は薄れる。高価・高品質の消費財、投資財のデフレータが適切でないため GDP 統計に反映されていないということは交易利得で埋められるが、この場合でも、GDP 統計の内需価格で交易利得をデフレートすることは正当化されない(内需デフレータ自身が不適切なのだから)。

Reinsdorf と同様の強い主張は、カナダ統計局の Macdonald(2010)でも展開されている。内需価格(国内物価)の採用は、Stuvell(1959)と Stuvell(1986)後半の統一的デフレータという発想と、GDI は厚生測定に適切な概念だと主張とを活かしている。したがって、内需デフレータ法も広い意味では Stuvell 法ということができる。

表 2.2 中国の輸出入統計

	2005	2006	2007	2008	2008	2009
	国連数字				推計値	
名目額(億元)						
輸出	68,555.4	84,635.1	102,061.3	113,686.6	109,907.6	90,513.6
輸入	58,332.3	67,981.0	78,680.8	99,843.0	85,666.0	74,271.5
純輸出	10,223.1	16,654.1	23,380.5	13,843.6	24,241.8	16,242.1
	国家統計局					
純輸出	10,223.1	16,654.0	23,380.6	24,134.9		
	国連数字					
実質増加率(%)						
輸出		18.6	15.7	9.6	6.5	-8.2
輸入		16.1	12.9	7.1	2.9	2.3
純輸出(筆者)		33.4	29.5	20.4	22.0	-46.6

出所) 国連 HP, IFS, 中国国家統計局『中国統計年鑑 2009 年』、『中国経済景気月報』, CEIC database, 筆者推計・計算.

備考) 1. 名目額推計: 2008 年は IFS の財輸出(FOB)とサービス輸出に平均為替レートを乗じて算定. 2009 年は, IFS の財輸出(FOB)と財輸入(CIF)に, 過去のその値と財・サービス輸出(FOB)の平均乖離率(輸出 1.10, 輸入 1.08)を乗じて算定.

2. 2008, 2009 年実質増加率推計: IFS 通関月別貿易データに CEIC 数量月別増加率データを適用し, 輸出入の年実質増加率をまず推計. 次に, 2006, 2007 年におけるこの推計結果と国連増加率との乖離率(輸出 0.80, 輸入 0.98)を乗じて 2008, 2009 年値を推計.

現在の小生の見解は, 基本バージョンとしては, 交易易条件との対応を考え, $P=P^m$ を採用し(輸出が交易・為替レート・為替レートの決め手という Nicholson の主張に同調), 同時に厚生指標として, 内需デフレーターによる計算を参照することを重視する, というものである. 国内物価インフレ(デフレ)傾向と輸入物価・為替レート変動の両者を比較秤量することが重要になる. われわれの試算結果によると, 倉林・クルビス法は $P=P^m$ のケースが示されていれば足りるので, 以下では特に断らない限り輸入価格を用いた交易利得・GDI 計算結果を用いる.

2.3 GDI 成長率と交易利得変動の実証分析: BRICs, 日米, 産油国(サウジアラビア, ノルウェー)の 8 カ国比較

BRICs, 日米, 産油国(サウジアラビア, ノルウェー)の 8 カ国(筆者が leading 国と考える L8)について, GDI 実質成長率, 各種デフレーター, 交易利得, 交易条件, 交易利得変動(GDI 成長率マイナス GDP 成長率)等の一連の計算を行ってみた(1996~2009 年ないし 2008 年).

ロシア, 日米とノルウェーは, 各 SNA 作成機関の 1996~2009 年 HP 公表統計を用いた. いずれの国も現在の GDP 成長率測定方式は各年連鎖法である. ロシアの場合は 2003 年以降のみ各年連鎖法であるが, 他の 3 カ国は対象期間すべてについて各年連鎖法が適用されている. ロシアの 1995~2000 年は, 1995 年固定価格方式 GDP 系列, 2000~2002 年は 2000 年固定価格方式 GDP 系列であることに注意すべきである. 日本, 米国, ノルウェー, ロシアの場合は, 特定参照年基準の項目別支出 GDP 金額表示系列も公表されている. 日本の 2000 年基準時系列, 米国の 2005 年基準系列, ノルウェーの 2007 年基準系列, ロシアの 2003 年基準系列がそれである. 日米の場合は明確に, 「2000 年連鎖価格」表示, 「2005 年連鎖ドル」表示と明記されているが, ロシ

アとノルウェーの場合は「2003 年固定(不変)価格」表示, 「2007 年固定(不変)価格」表示と表記されている. 用語が紛らわしいが, ロシアもノルウェーも現在は中国のように固定価格法を採用して成長率を算定しているわけではない(まず成長率を各年連鎖法で求めて, この成長率を参照基準時点金額に適用して金額表示系列を作成しているのであって, 成長率系列は固定価格法で作成されていない). したがって, 金額表示時系列の支出項目間に加法性は一般に成立していない. こうした特定参照年基準の系列は, 支出項目間の関係を問題とする本節の分析には適切ではないので, 一切利用しなかった.

中国国家統計局は, 項目別最終支出(最終消費, 総資本形成, 輸出と輸入)の実質成長率を統計年鑑に現在掲載していないし, 輸出と輸入を分離した名目値も掲載していない. そこで, 1996~2008 年に関しては, それらが明示されている国連統計を, 変則連鎖中国方式に基づき利用して計算してみた(国連統計の作成者は中国国家統計局自身だと考えられる). 変則連鎖中国方式というのは, 1990~2000 年に関する 1990 年固定価格方式 GDP 系列, 2000~2005 年の 2000 年固定価格方式 GDP 系列, 2005 年以降の 2005 年固定価格方式 GDP 系列(2000 年代の 5 カ年間隔連鎖方式系列), 以上のすべてを連鎖させた GDP 系列, GDI 系列のことを意味する. このような配慮をしても, 国連統計を利用すると, 2008 年について, GDI 成長率が GDP 成長率 9% の 3 分の 1 以下の 2.7% (P =輸入デフレーター)にすぎないというセンシティブな結果をえた. このような結果が生じたのは, 表 2.2 に示されるように, 国連データからえられる 2008 年名目貿易収支(純輸出)が公式統計数字の半分程度と著しく小さいことに起因する. 2007 年以前の国連数字は公式統計とほぼ完全に整合的であるので, 2008 年国連数字を公式名目純輸出数字に合わせるよう補正した. マクロの名目の輸出と輸入は IFS の財・サービス輸入(FOB)からほぼ完璧に推計できる. 輸出入増加率は, 通関数量月次データと IFS 輸出入月次名目データから算出される増加率時系列数字(2005~2009 年)を 2007 年以前の国連数字と整合するよう調整して推計した. こうしてえられた推計結果が表 2.2 に表示されている. 2009 年は, 表に示されるように, 輸出入については, IFS 統計と通関統計による筆者推計値である. この他, 同年については, 2008 年までの固定価格系列と, 中国国家統計局 HP 公表の GDP 成長率, 3 大項目別成長寄与度の速報値を利用した. これも表に示されている. 補正データを利用した場合, 2008 年の GDI 成長率は 7.1%

図 2.1 ロシアの GDP と GDI の成長率(%)

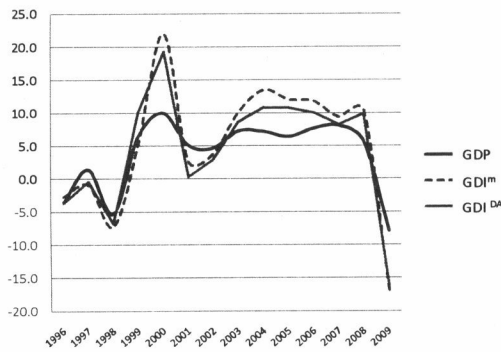


図 2.2 輸入価格と内需価格：ロシア

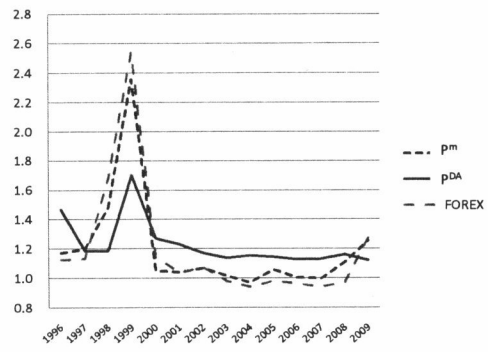


図 2.1a1 中国の GDP と GDI の成長率(%)

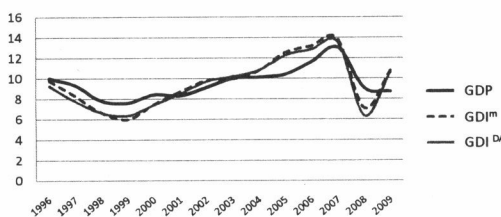


図 2.2a1 中国の輸入価格と内需価格

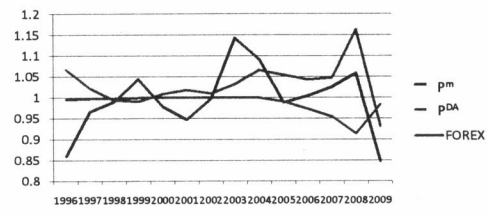


図 2.1a2 日本の GDP と GDI の成長率(%)

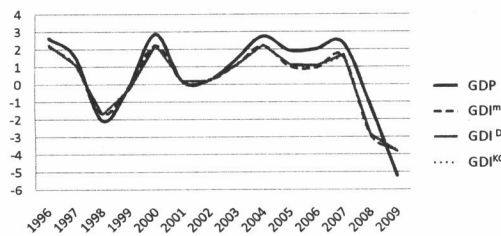


図 2.2a2 輸入価格と内需価格：日本

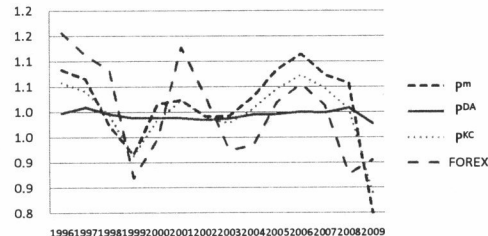


図 2.1a3 米国の GDP と GDI の成長率(%)

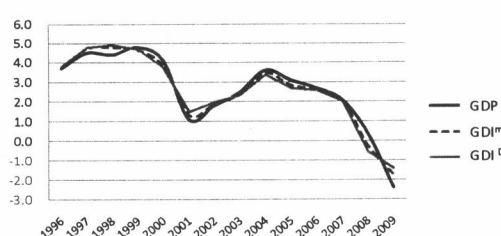
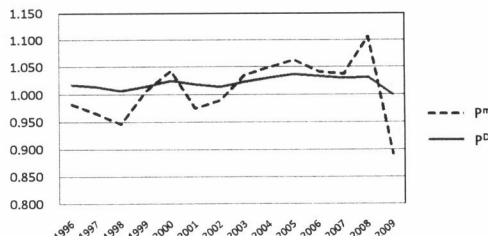


図 2.2a3 輸入価格と内需価格：米国

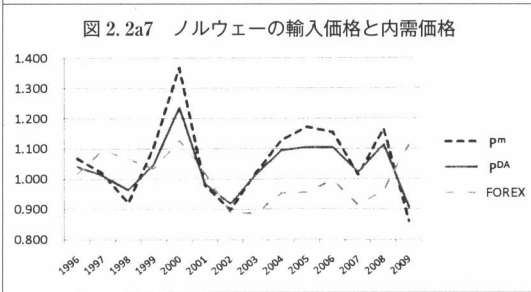
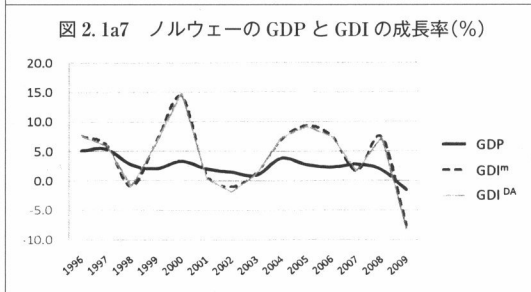
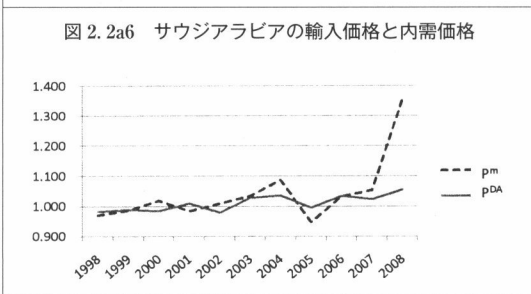
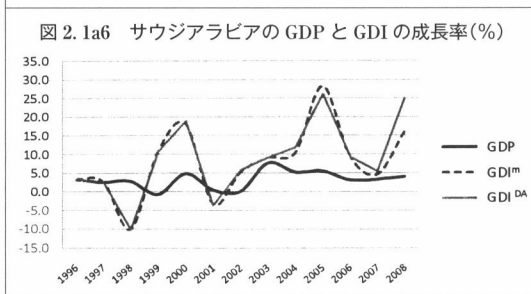
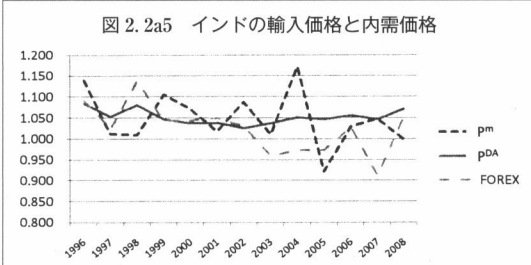
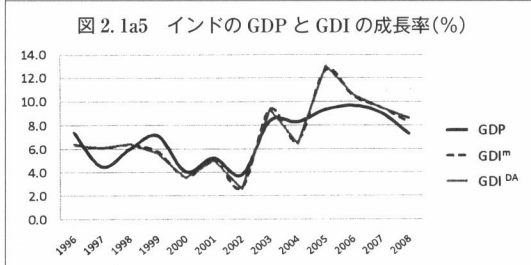
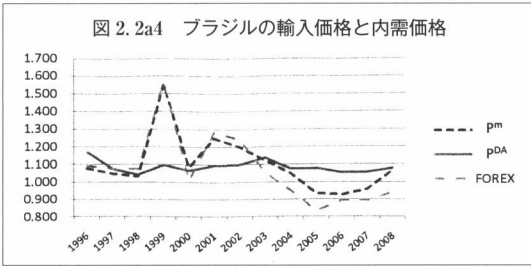
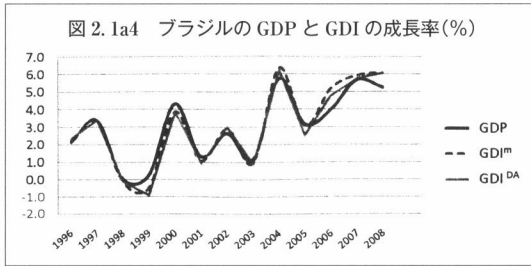


となる。交易条件悪化により、GDI 成長率は GDP 成長率より 2% 程度下がるがさしあたりプロジブルだと考えられる。

インド、ブラジル、サウジアラビアについては、各国統計機関のデータも参照したが、基本的に国連データを利用することとした。インド、ブラジル、サウジアラビアについては、各国の実質成長率の算定方式は各年連鎖方式ではないが、各年連鎖方式により各支出項目増加率が計算されたものとみなして GDI 計算を行った(こうしても加法性はほとんど損なわれない)。サウジアラビアについては、同国

SNA 作成機関が公表している 1999 年固定価格系列 (1998~2008 年)でも計算してみたが、2005 年以降に、大幅名目貿易黒字と大幅実質貿易赤字が通時的に生じて、交易利得が異常に膨らみ、交易条件変動を反映しなくなることが確かめられたので採用を断念せざるをえなかった。いずれにしろ、インド、ブラジル、サウジアラビアについては試算の域をこえるものではない。

図 2.1(a-a7)は、各国の GDP 成長率と GDI 成長率 ($P=P^m$ と $P=P^{DA}$ の場合の 2 種類、日本の場合は $P=P^{KC}$ の場合も追加)を表示している。図 2.2



(a-a7)は、各国の輸入物価、内需物価、名目為替レート FOREX(各国通貨 NC/USD)の動向を描写している(サウジアラビアは固定相場制で対象期間に変動がないので、為替レートは省略)。計算結果の詳細は紙幅の関係で久保庭(2010)に譲る。

図 2.3 はロシアと日米の交易利得変動(GDI 成長率-GDP 成長率)を表示している。図 2.4 は、BRICs の交易利得変動を比較している。図 2.5 は、産油国ロシア・ノルウェー・サウジアラビアの交易利得変動を示している。図から直感的にもわかるように、日米の交易利得変動は BRICs、産油国と比較して僅少である。交易利得変動が大きいのはロシア、サウジアラビア、ノルウェーの産油 3 カ国である。これらの図表を参照しつつ、交易利得変動の分析を行う。

まず、最初に、選択された共通価格ニュメレル

(輸入価格、内需価格、倉林・クルビス価格)のもとでの交易利得変動と交易条件変動の相関を調べてみた。結果は、表 2.3 に示されている。どのニュメレルのもとでの交易利得変動も交易条件変動との相関係数は各国について 0.9 以上で非常に高い。これは、どの価格をニュメレルとして選択しても交易利得変動結果に大きな差は生じないという実証の結果とも照応している。図 2.1、図 2.1a-a6 でも容易に観察されることであるが、輸入価格と内需価格を採用した場合の GDI の変動には 8 カ国ともに大きな差異はみられない。相対的にずれが視覚的にも大きいのはロシアだけである。詳しくみると、輸入価格をニュメレルとした方が、内需価格を選択する場合より、交易利得変動と交易条件との相関はどの国でも高くなる。特に、ロシアの場合には輸入価格を選択した時の交易利得変動は内需価格の場合より

図 2.3 ロシア、日本、米国の交易利得の変動(%)

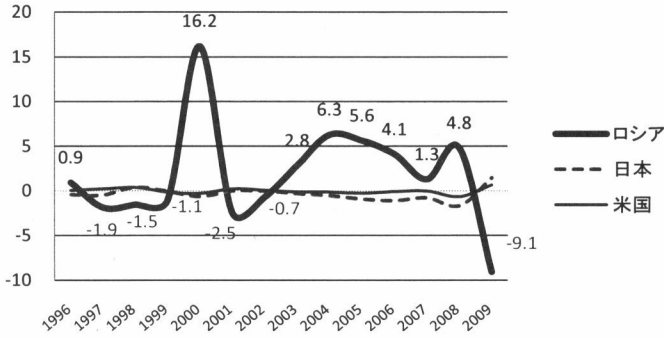


図 2.4 BRICs の交易利得の変動(%)

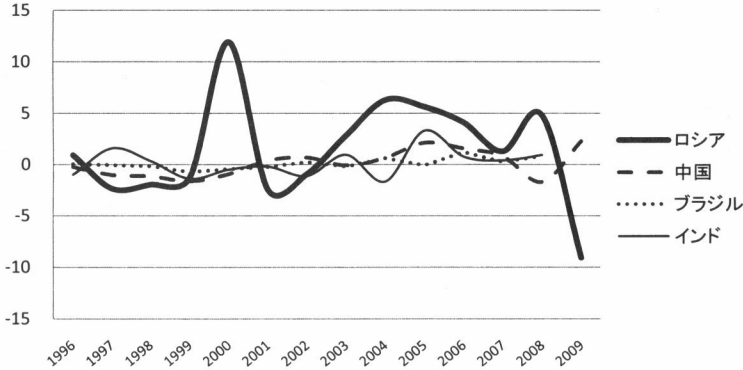
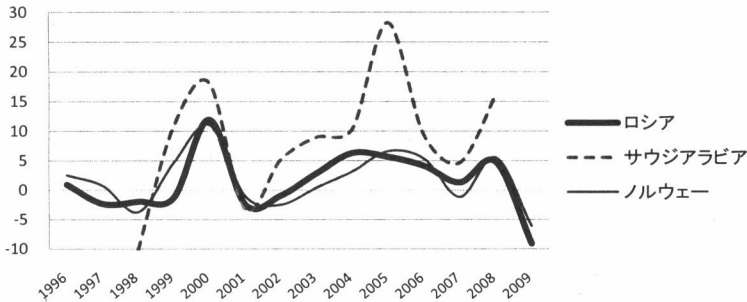


図 2.5 ロシア、サウジアラビア、ノルウェーの交易利得の変動(%)



交易条件をより適切に反映することがわかる。日米とノルウェーの場合は、内需価格選択と輸入価格選択でほとんど差は生じない。中国、インド、ブラジル、サウジアラビアでも、ロシアほどではないが、輸入価格選択の場合に交易利得変動は交易条件効果変動をより適切に反映する。輸入価格と内需価格を比較した場合は、交易利得・GDI 計算には輸入価格の方が推奨されることになる。特に、ロシアの場合にはそういえる。倉林・クルビス価格選択と輸入価格選択については、内需価格の場合ほど明確な傾向的差異は検出できない。ブラジルとサウジアラビアの場合には倉林・クルビス価格の方がより適切に交易条件変動が反映されるが、ロシア、ノルウェー、日米、中国の場合にはほとんど差異はみられない。

図 2.2 で示されているように、輸入価格と内需価格の動向の相関については、ロシアの場合、1999

年を除くと、特に弱い。1999 年も輸入物価・為替レートの変動に比較して内需価格の変動は小さかった。2000 年以降については、為替レートが下落した 2009 年を除いて、年率でみて内需物価変化率は輸入物価のそれより高かった。ロシアの輸入物価は名目為替レート変動とほぼ比例的に動いている(為替レートが下がれば輸入価格は上昇し、為替レートが上がれば輸入物価は下落)。ロシアの他、名目為替レートと輸入物価の比例性が比較的高いのはブラジルである。輸入価格変動と名目為替レート(自国通貨/USD)を指数化して対数を取り回帰することによって、輸入価格の為替レートに対する弾力性をみると、ロシアの弾力性は、0.944(1%水準有意、補正 $R^2=0.969$)となる。ブラジルの弾力性は、1.079(1%水準有意、補正 $R^2=0.874$)である。2003 年以降の中国と 2009 年のノルウェーを除いて、各国の内需価格は輸入物価より安定的であり、変動は小さい。

ロシアについては、1996 年と 1999 年について、交易利得の符号さえも僅かとはいえ異なっている。1996 年は、交易条件は年率 3.1% 改善されているが、財政赤字による国内インフレ圧力が強く、内需価格は 47% 増、輸入物価は 17% 増であったからである。1999 年は 1998 年金融危機により為替レート大幅下落があり、輸入物価はそれを反映して年率 136% 増で、交易条件も 3.2% 悪化した。1999 年、内需価格は年率 70% 増に止まったことによる。内需デフレータ採用により、交易利得で符号が異なったのは、ロシア以外では、日本の 2001 年、中国の 2008 年、ブラジルの 1997 年である。日本とブラジルの場合には、交易条件悪化にもかかわらず、内需デフレータを採用することによって正の交易利得が生ずる(日本の場合は国内デフレ)。このように、内需価格の利用は、交易条件の変動とはまったく逆の交易利得変動をもたすことがあるのである。中国 2008 年の場合は、交易条件 4% 悪化によりどのデフレータのもとでも交易利得(2005 年固定価格表示)は大幅減少を示したが、内需価格増 16.3% は異常に大きく、輸入価格増 5.8% を大幅に上回ったため、内需価格採用の場合だけ GDP 比 1% の交易利得大幅赤字(損失)を計上することになった(GDI 成長率は 6.3%)。

中国については、1996~2000 年まで交易損失、

表 2.3 交易条件と交易利得の相関

	交易条件と交易利得変動の相関			交易利得変動 間の相関
	輸入価格利用	内需価格利用	倉林・クルビス 価格利用	輸入価格利用と 内需価格利用
ロシア	0.995	0.923	0.996	0.923
日本	0.981	0.975	0.978	0.997
米国	0.998	0.994	0.998	0.995
中国	0.967	0.931	0.963	0.974
ブラジル	0.963	0.937	0.976	0.923
インド	0.958	0.946	0.957	0.998
サウジアラビア	0.950	0.912	0.973	0.961
ノルウェー	0.998	0.997	0.998	0.998

参考

 P^m 利用と P^{KC} 利用

日本 0.9996

備考) ロシア, 日本, 米国, ノルウェーは各国 SNA 担当機関 HP データを採用した筆者計算値(1996~2009年). 中国は国連データと筆者推計による計算値(1996-2009年). それ以外は国連 HP データを利用した筆者計算値. サウジアラビアは 1998~2008 年のデータ, それ以外は 1996~2008 年データを利用.

http://www.gks.ru/wps/portal/OSI_NS#(2010年2月1日現在, 2007年4月現在).http://www.esri.cao.gov.jp/sna/qe094-2/gdemenu_ja.html(2010年3月11日公表分).<http://www.bea.gov/national/nipaweb/SelectTable.asp?Selected=Y#SI>(2010年3月26日).<http://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/><http://www.stats.gov.cn/english/>

表 2.4 交易利得変動パターンの比較(相関係数行列)

	ロシア	日本	米国	中国	ノルウェー	ブラジル	インド
日本	-0.951						
米国	-0.793	0.778					
中国	0.494	-0.519	-0.655				
ノルウェー	0.963	-0.934	-0.683	0.320			
ブラジル	0.468	-0.575	-0.745	0.821	0.294		
インド	0.448	-0.578	-0.598	0.648	0.364	0.788	
サウジアラビア	0.981	-0.958	-0.912	0.675	0.973	0.579	0.477

備考) 筆者計算.

2001~2007年交易利得が確認される。2008年は輸入価格が1.058(6%増)であったのに対して、輸出価格は1.012(1%増)に止まったため、交易条件が0.956(4%減)と悪化した。このため、交易利得が減少し、GDIの成長率はGDP成長率9%に対して、7%(輸入物価デフレータの場合)に止まったのである。2009年には、交易条件改善により、GDI成長率はGDP成長率8.7%を2%上回る10.7%へと急増を示している。

BRICsでは、ロシア・中国以外についてみると、ブラジルの交易利得変動が比較的穏やかであり、インドがロシアほどではないが激しい波動を示していることが注目される。両国とも2008年に交易利得を計上している。

産油3ヶ国の交易利得変動は視覚的にも類似性が大きい。BRICs4ヶ国の交易利得変動には視覚的にはなんら相関はみられない。産油3ヶ国でロシア以外の2ヶ国、特にサウジアラビアにおいて2005年に交易利得上昇の山ができていた。2005年は原油価格が急騰した時期である。ロシアの場合は輸出価格22%増があったが、同時に輸入価格も6%弱増加した。これに対して、サウジアラビアでは輸出価格32%増に対して、輸入価格は5%減であった(固定為替レート制がこれには作用していると考えられる)。これが、サウジアラビアで2005年に交易

利得の大きな山が隆起した理由である。そして、ノルウェーの場合は、輸出価格17%増に止まったが、輸入価格はロシアよりはるかに低い1.5%増にすぎなかったため、2005年にはロシアと異なり、交易利得の小山が隆起した。

日本は1999~2008年の間一貫して交易損失を計上した。米国も2001(リセッション)、2002年を除き、同期間は交易損失を被ったが、損失は日本に比べて僅少であったといえよう。両国とも、2009年に交易利得は黒字を計上している。米国の場合は、輸出価格6%減、輸入価格11%下落、交易条件12%増、日本

の場合は輸出価格12%減、輸入価格20%減、交易条件11%増がストレートに影響している。産油国と逆の状況が示されたわけである。日本の場合、内閣府公式統計(速報)ではGDIの成長率はマイナス3.3%とされている(GDP成長率マイナス5.2%より1.9%ポイン

トも高い)。われわれの連鎖方式による計算では、 P^{KC} 採用の場合、マイナス3.8%で内閣府数字より0.5%ポイント低い(内閣府公式数字とわれわれの計算で0.1%ポイント以上の差が出たのは2009年のみである)。日本の2009年の場合、交易条件改善のため、実際の経済状況はGDP成長率が示す状態より良好なことは確かであるが、内閣府数字にはGDI成長率の過大評価がみられる。

交易利得変動パターンの各国比較を各国交易利得変動間の相関係数行列でみると表2.4のようになる。明らかに、ロシア・ノルウェー・サウジアラビア間には強い正の相関があり、これら3国と日米の間には強い負も相関がみられる。BRICs間には負の相関はないが強い正の相関もない。

強い正負の相関が油価に関連していることは、表2.5をみれば明らかである。表は、交易利得の油価に対する弾力性を示している。産油3ヶ国で大きい正の弾力性が統計的有意性をもって示されている。特に、サウジアラビアの弾力性が大きい。産油国では、油価10%増(減)は、交易利得の1.6~3.5%成長(減)をもたらす。逆に、日米の弾力性は負の値を有意に示す。特に、日本の場合に油価の交易利得へのネガティブな影響が大きい。中国・インド・ブラジルについては、有意な弾力性の値はえられない。

輸出価格と輸入価格(共に為替レート調整済み)に

表 2.5 交易利得の油価弾力性

	弾力性	補正 R ²
ロシア	0.167**	0.970
ノルウェー	0.159**	0.950
サウジアラビア	0.345**	0.985
日本	-0.031**	0.906
米国	-0.004**	0.576
中国・インド・ブラジル	有意性なし	0.2未満

備考) 筆者計算. **は1%水準有意.

表 2.6 輸出価格・輸入価格(為替レート調整)の油価弾力性

	弾力性	補正 R ²
	輸出価格	
ロシア	1.175**	0.501
サウジアラビア	0.841**	0.978
ノルウェー	0.610**	0.968
	輸入価格	
日本	0.201**	0.656
米国	0.141**	0.773
中国	0.188**	0.675
ブラジル	0.251**	0.877
インド	0.204**	0.819

備考) 筆者計算. **は1%水準有意.

ついて、油価に対する弾力性をみると表 2.6 のようになる。産油 3 ヶ国の輸出価格の油価に対する弾力性は大きく、またその他の 5 ヶ国の輸入価格の油価に対する弾力性は大きい。中国・インド・ブラジルの場合でも、輸入価格は日本と同程度かそれ以上に油価の影響を強く受ける。

以上にみたように、1990 年代後半、特に 1998 年の油価低迷・下落はロシア、ノルウェー、サウジアラビアという産油国に交易損失と GDI 成長減をもたらした。2000 年、2003～2008 年の油価高騰は産油国に大きな交易利得と GDI 成長をもたらし、2008 年後半、2009 年の油価大幅下落は、ロシア、ノルウェーに大幅な交易損失と GDI 成長率減をもたらした。特にロシアの場合の GDI 成長率は 17% 減で、GDP 成長率 8% 減を除いた交易利得変動は 9% 減と大きい落ち込みを示した。ノルウェーの GDI 成長率は 7.6 減で GDP 成長率 1.5 減を控除した交易利得変動は 6.1% 減に止まった(サウジアラビアについてはデータが得られていないが、ロシア以上の交易利得変動減が生じたと考えられる)。逆に、日米では 1998 年の油価下落は交易利得増加と GDI 成長率増をもたらした。2000 年、2003～2008 年の油価高騰は交易利得減・GDI 成長率低下をもたらした。2009 年の油価大幅下落は、日米の交易利得増・GDI 成長率増加につながった(両国とも輸出価格も低下したが、輸入価格低下はそれを大幅に上回った)。中国、インド、ブラジルも輸入価格は油価の影響を受けたが、輸出価格はそれぞれ独自の動きを示し、それに照応して交易利得・GDI も独自の変動を示した。

ロシアの場合は、第 1 節でみたように、油価上昇は GDP 成長率増加に大きく寄与するが、さらに本節では、交易利得変動にも直接的に作用し、GDI

成長率を GDP 成長率以上に押し上げることを明らかにした。すなわち、ロシアでは、油価は二重の成長増幅作用を強く有している。もちろん、本節で明らかにしたように油価変動による交易利得変動は、ロシア独自のものではなく産油国に共通するものである。

2.4 交易利得変動と総要素生産性(TFP)

Kohli(2004)、久保庭(2007)等が示唆しているように、交易利得変動効果は TFP 成長率寄与度と類似している。両者とも外生的な効果として把握されるからである。もちろん、TFP は GDP 成長それ自体に対する内部成長規定要因であるのに対して、交易利得変動は GDP への所得付加要因であるから、両者には決定的な相違がある。

Kehoe and Ruhl(2008)は、米国、メキシコの場合、交易利得変動と TFP はそれぞれ相関係数 -0.42、-0.71 で負の相関があるのに対して、スイスの場合は相関係数 0.55 で相関が高いと論じている(対象期間 1970～2006 年)。

ロシアの場合はどうか。図 2.6 は筆者による TFP 寄与度計算値と交易利得変動(GDI 成長率-GDP 成長率)を比較表示している。ロシアについては、好況期とリーマンショックをカバーする 1999～2009 年の場合、両者の相関係数は 0.81 で、2 度の危機を包含する 1996～2009 年の場合でも、相関係数 0.73 と著しく高い値を示す。スイスの場合よりもロシアにおける方が TFP 寄与度と交易利得変動の相関は強いといえよう。相関係数が高いことは必ずしも望ましいことではない。むしろ、逆相関する、すなわち、交易条件効果が下がったときに、それを相殺するような TFP 寄与増大があることが望ましいといえよう。ロシアの場合では、1997 年、2001～2002 年、2007 年のような逆相関状況を創出することが政策課題としても提起されるべきなのである。

以上は、Kehoe and Ruhl(2008)の議論の延長線上の考察である。TFP と交易利得変動については、別の視点から検討することが必要である。第 1 節で示したように、GDP 成長率は油価とそれ以外のトレンド要因によって規定される。このトレンド要因(成長率寄与度 3.3%)に対応するのが TFP である。ロシアの TFP 成長寄与度は年平均で、1996～2009 年 2.8%、1996～2008 年 3.6%、好況期の 1999～2008 年 5.4%、2001～2008 年 4.4% である。この 2.8%～5.4% がトレンド要因 3.3% に対応する。TFP は供給サイドの成長規定要因で油価の直接的影響は受けないと考えると、上記の交易利得・GDI 成長寄与度と TFP・GDP 成長寄与度の相関は見かけ上の相関にすぎないことになる。

理論的には、まず 2 種類の成長方程式、すなわち以下の 2 式の関連が問題となる。そして、次に交易利得・GDI 成長寄与度と TFP・GDP 成長寄与度が問題となる。

$$Y(t) = A_1 \cdot \exp(\lambda_1 t) \cdot P(t)^{\alpha_1}$$

$$Y(t) = A_2 \cdot \exp(\lambda_2 t) \cdot K(t)^{\alpha_2} L(t)^{1-\alpha_2}$$

ここに、 $\exp(\cdot)$: 自然対数の底(ネイピア数)を

図 2.6 ロシアの交易利得(TT)の変動と TFP

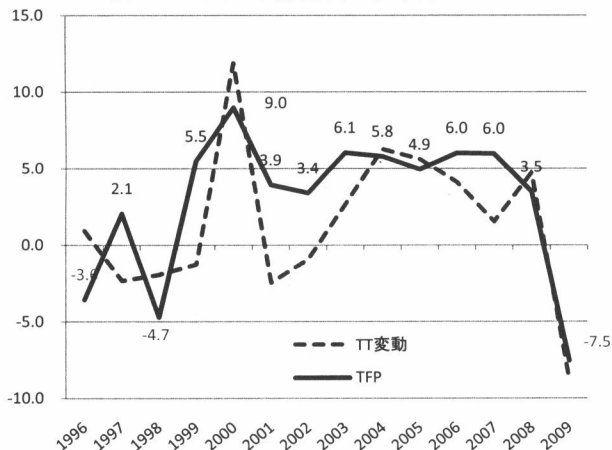
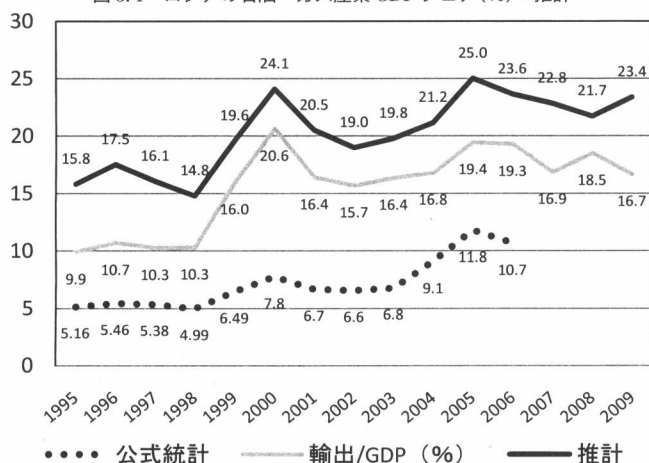


図 3.1 ロシアの石油・ガス産業 GDP シェア(%)：推計



底とする指数関数, Y : 実質 GDP, P : 油価, K : 固定資本ストック, L : 労働力, A_i : 定数, α_1 : 価格増価の成長寄与係数, α_2 : 資本分配率, λ_i : 外生成長トレンドパラメータ. 上式から以下が導出される ($g(x) = dx/x$).

$$g(Y) = \alpha_1 g(P) + \lambda_1,$$

$$g(Y) = \alpha_2 g(K) + (1 - \alpha_2) g(L) + \lambda_2.$$

第1式は1.1の成長・油価方程式であり, 残差 λ_1 が成長トレンドである. 第2式は, 周知の成長会計式であり, 残差 λ_2 が TFP 寄与度である. 長期均衡においては, λ_i 共に算定可能である(生産関数の場合は, 適切な結果がえられるかどうかはデータに大きく依存する). 問題は, K, L はストックであり, 油価 P やフローの投資のような激しい動きは示さないことである. すなわち, 各時点のデータをあてはめた場合, 成長会計方程式で GDP 成長率に応じて激しい変動を示すのは, 通常, 残差項である TFP, λ_2 になってしまう. 成長会計方程式(残差系列 TFP)が短期分析・予測に不向きだとすると, 図 2.6 のような比較の意義も希薄になる. こうした問題は, まだほとんど解明されていないのが実情であ

る.

3. 産業構造と部門別成長

3.1 石油・ガス依存の産業構造

ロシア経済は, 石油(原油・精油)・ガスに大きく依存していることは周知のことである. これは, 2006 年およびその付近の石油・ガス輸出が GDP の 20% 近くに達することからみれば明らかである. 輸出は支出側 GDP の要素であるから, 生産側からみた場合, 石油・ガス産業の GDP シェアは少なくともこの輸出比率 20% を上回るはずである.ところが, 国家統計局提供データによると石油・ガス産業付加価値(基本価格)の GDP(市場価格)2006 年シェアは 11% 弱にすぎない. これは, 石油・ガス輸出収入が石油・ガス産業ではなく商業マージンとして商業部門に計上されていることに起因している. また, 基本価格なので, 石油・ガス輸出税が除外されていることも関係している(輸出税ではなく法人税として徴収されれば基本価格表示の場合でも税金分は付加価値に算入される). 石油・ガス関連商業・運輸マージン分を同部門に移転すると正常な統計データをうることができ

る. 図 3.1 は, 筆者が関係した推計系列を示している(2003 年までは国家統計局との共同推計, 2004~2006 年は国家統計局提供データによる筆者推計値, 2007 年以降は 2006 年基準実質データからの筆者推計値). ご覧のように 2006 年の石油・ガス GDP シェアは 23.6% に変更される. これに合わせて商業部門 GDP シェアが 17.6% から 13.1% へと 25% 分減額される.

図 3.2 に示される, 原油依存経済ノルウェーの原油・ガスの輸出シェアと産業 GDP シェア(基本価格産業付加価値の市場価格 GDP に占める比率)と照らしてみると妥当性が納得されよう(同国は小国なので原油・ガス生産の 90% 以上は輸出に振り向けられるので輸出シェアと GDP シェアはほとんど同水準).

現在のロシア産業別付加価値統計では, 石油・ガスは鉱業(原油・ガスが 80% 以上を占める)と製造業(精油部分)に区分して表示されている. これについても, 先と同様の推計を試みた. 表 3.1 はその推計結果を国際比較の中に位置づけて示している. ロシア以外のどの産油国もロシアのような奇妙な統計作成方式をとっていないのでロシアのような推計の必要はない.

まず, ロシアの鉱業 GDP シェアは公式統計の 9.4% からその倍の 18.8% に評価替えされる. そのうち 92% が原油・ガスで構成されている(残りは石炭等). この再評価シェアを他の産油国と比較すると, ノルウェーとカザフスタンの場合に近いことが

図 3.2 ノルウェーの原油・ガス：輸出の GDP シェアと産業 GDP シェア(%)

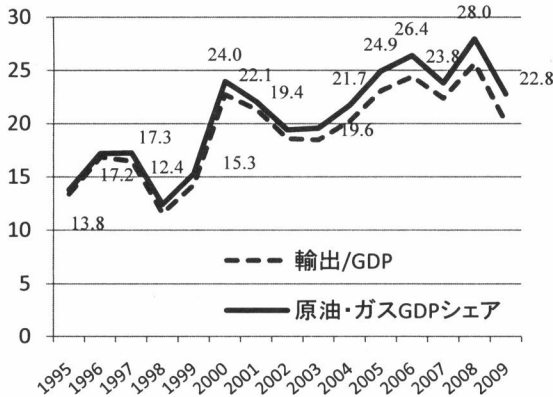


表 3.1 産油国の産業構造(GDP 比%)比較

	ロシア	ロシア	ノルウェー	サウジ	アゼル	カザフ
	公式推計 2006 基本価格	推計 2006 市場価格	2005 基本価格	2005 市場価格	2007 基本価格	2007 基本価格
A 農業、狩猟、林業	4.1	4.2	0.7	3.2	5.5	5.6
B 水産業	0.3	0.3	0.6		0.3	0.1
C 鉱業	9.4	18.8	23.2	48.3	54.7	15.1
原油・ガス	7.8	17.3	23.0	48.3	54.7	...
その他鉱業	1.6	1.5	0.2	0.0	0.0	...
D 製造業	15.8	24.4	8.7	9.4	5.1	11.5
自動車	0.5	1.1	—	—	0.0	0.0
石油精製(精油)	2.9	6.3	1.0	3.3
その他製造業	15.4	17.0	7.7	6.1
E 電気・ガス・水道	2.8	3.0	2.3	0.9	0.8	1.7
F 建設	4.6	4.7	3.9	4.6	7.1	9.4
G 商業	17.6	13.1	7.2	5.3	4.9	12.4
H ホテル・レストラン	0.8	1.0	1.1		0.6	0.9
I 運輸・通信	8.5	8.5	6.9	3.2	5.7	11.5
J 金融	3.9	3.9	3.5	8.3	1.1	5.9
K 不動産・賃貸	8.6	8.7	12.4		1.6	14.8
L 公務・防衛・強制社会保険	4.4	4.4	3.9	14.9	2.1	1.9
M 教育	2.3	2.3	3.9		1.8	3.3
N 保健・社会サービス	2.9	2.9	7.7		1.2	1.7
O その他サービス	1.6	1.7	2.8	2.4	1.2	1.8
FISIM	-2.2	-2.2		-1.4	-0.7	-4.8
純生産物税	14.6	—	11.0	0.9	7.0	7.2
GDP(市場価格)	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

出所) www.gks.ru, 国家統計局・CIS 統計委員会提供資料, 筆者推計。
 http://www.ssb.no, http://www.cdsi.gov.sa
 サウジアラビアの純生産物項目は輸入関税。

わかる。サウジアラビアとアゼルバイジャンの鉱業 GDP シェアは 50% 前後でロシアの倍以上である。これに比べればロシアの原油・ガス依存は相対的に低くみえる。ノルウェーの 1 人当たり GDP(米ドル)はロシアの約 8 倍に達する。その主要源泉は原油である。人口規模でロシアの 4% 未満なのに、原油生産はロシアの 49.5%(2000 年)から 29.2%(2008 年)を占めたからである。ノルウェーの原油輸出はロシアの 75.5%(2000 年)から 29.2%(2008 年)を占める(データは BP)。ノルウェーについては、原油可採年数が 10 年を切っており、すでに 2002 年以降減産が続いている。同国はガス生産の増産を振興し

ており、その輸出量は、2007 年以降、ロシアの輸出量の 50% 以上になっている。いずれにせよ、人口規模からみればノルウェーの原油・ガス依存はロシアよりはるかに高い。人口規模が 1.4 億人を超えるロシアが先進国レベルにキャッチアップするには、価格高騰という条件のもとでも石油・ガス輸出だけではまったく足りないのである。

ロシアの製造業 GDP シェアも石油精製業の評価替えと純生産物税の追加により、公式統計の 15.8% から 24.4% へと再評価される。公式統計のみでも再評価レベルでもロシアの製造業 GDP シェアは他の産油国より抜きんでて高い。自動車 GDP シェアでさえ 1% 以上を占めるまでになっている(再評価自動車 GDP には、輸入車関税が含まれるので、この分を除くと 0.8%)。ソ連期の軍事機械生産分は

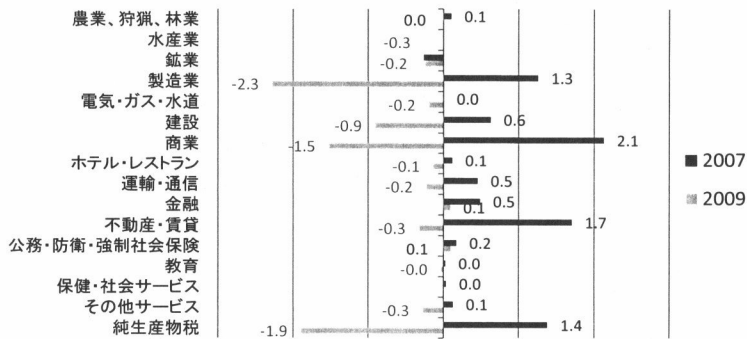
極端な減少にあったが、自動車から家電まで自給してきたことが影響している。耐久消費財生産は、外資参加・導入もあり、2006 年前後から急成長したセグメントである。ノルウェーやサウジアラビアにはみられない製造業のウエイトの高さと重要性を再確認することができる。

ロシアの商業 GDP シェアは再評価後でもノルウェーの倍近い値を示しているが、カザフスタンの場合に近い(ロシアの場合は、その半分以上が非公式経済によるものである)。不動産・賃貸 GDP シェアは、ロシアの場合より、ノルウェーやカザフスタンのシェアの方が

大きい。福祉国家ノルウェーの姿は、同国の保健・社会サービス GDP シェアが他国より抜きんでて高い点に表れている。

以上より、GDP シェアで見ると、ロシアの原油・ガス依存は他の産油国と比較して決して大きいものではないこと、そして製造業のウエイトが他の産油国より抜きんでて高く、重要性を有することがわかる。公式統計の石油・ガス GDP シェア、鉱業 GDP シェアと商業 GDP シェアはロシア経済構造に関するミスリーディングな理解をもたらすことも示された。公式統計では、石油・ガスセクターの利潤と投資の関係も理解不能になるので要注意である。

図 3.3 産業別成長寄与度



3.2 製造業と商業の成長：「ロシア病」の徴候

図 3.3 には、公式統計で計算された好況期 2007 年(成長率 8.1%)と不況期 2009 年(成長率マイナス 7.9%)の産業別成長寄与度が示されている。

ご覧のように、好況期で寄与度の大きいのは、第 1 が商業部門、第 2 が不動産・賃貸部門、第 3 がダミーの純生産物部門で、製造業部門が第 4 位にくる。ダミー部門の純生産物部門の寄与度は製造業以上にのぼる。先に行ったように商業部門の比重を評価替えし、成長率はそのままにすると商業成長寄与度は 1.6% 程度に下がる。また、製造業の比重を評価替えし、成長率は変わらないとすると同部門の成長寄与度は 2% 以上になり、最大の成長貢献セクターになる。後にも見るように、ロシアの商業部門成長も不明なところが多いが、より謎が深いのはダミーの純生産物税成長である。純生産物税の半分以上が石油・ガス輸出税である。名目ベースでこの部分が急増していたことは確かであるが、実質貿易数量に増加がみられないので、高成長を示す理由が不明なのである。輸入数量の急増による輸入関税分の増大はあるが、その名目シェアは低いので高成長寄与度の理由にはならない。このダミーセクターの成長寄与がなくなるので、GDP 成長率は 8.1% から 6.7% に減少するので、注目せざるをえない。いずれにせよ、他部門の物流に随伴して生じる商業サービスと純生産物税が成長のリーダーとして登場する点にロシア GDP 統計の不自然性(転倒性)がみられる。

不況期にマイナス寄与が大きかったのは、第 1 が製造業、第 2 がダミーの純生産物部門、第 3 が商業である。リーマンショックの製造業への打撃は大きかった。急成長していた耐久消費財生産は急減を示した。特に、外資による外車国内生産も含む乗用車の生産水準は 1974 年水準にまで下落した(autostat データ)。まさに歴史的ショックであった。鉱業 GDP 成長率は、ユーコス事件後の 2005 年以降に急減を示し、すでに 2007 年はマイナス 2.8% にまで下がっていた。不況期の鉱業 GDP 成長率はマイナス 3.1% であったが、同部門は好況期も不況期も成長寄与は少なかった。(国家統計局は 2009 年に 2006 年と 2007 年の鉱業 GDP 成長率を大幅下方修正した。補正された統計数字は鉱工業生産統計とも物量生産統計とも整合的ではないという問題があ

る。) 鉱業成長の問題には、生産組織要因(再国有化を含む)と投資要因がある。ユーコス事件に代表される石油部門への政府干渉は、石油生産効率化を妨げている。鉱業の限界費用は増加を続けており、油価高騰がなければ収益低下は免れない。また、すでに大量の固定資本ストック投資が鉱業部門に投下されているが、実物的にはマイナスの果実しかリターンしていない(TFP は負値をとるが、油価高騰による交易利得はある)。

一層の投資増(探査を含む)が必要だといわれるが、果実がいつ実るのか不確定である。こうした鉱業成長の分析は別稿に譲ることにし、ここでは、まず製造業 GDP 成長の動きを国際比較分析と時系列分析のふりいにかけてみたい。

油価が高騰した 1999~2008 年についてみると、ロシア、サウジアラビア、ノルウェーの GDP 平均成長率はそれぞれ 6.8%、3.4%、2.3%、であった。一方、ロシア、サウジアラビア、ノルウェーの製造業 GDP 平均成長率は、それぞれ 7.6%、5.5%、2% であった。また、製造業のうち石油精製(精油)産業 GDP 成長はそれぞれ 4%、2.1%、2.4% で、製造業成長への寄与は限られていた(国連 HP、各国統計局 HP)。したがって、油価高騰による製造業成長鈍化という「オランダ病」の兆候は上記 3 ヵ国についてはみられないことになる。逆に、ロシアとサウジアラビアについては、油価上昇が製造業成長を加速化したようにみえる。

図 3.4 は、2003 年第 1 四半期から 2009 年第 4 四半期までの製造業と鉱業の実質 GDP と油価の推移を示している(季節未調整データは国家統計局 HP データから計算、季節調整データはそれに X-12 を適用した筆者推計値)。これらの観測数 28 個のデータを指数化・対数変換して回帰分析すると、この間の製造業 GDP 成長の油価に対する弾力性は、0.209 (標準誤差 0.02, t -値 9.658, P -値 4.357E-10, 補正 $R^2=0.774$)となる。すなわち、油価 10% 増(減)は、製造業 GDP 成長を 2% ポイント上昇(下落)させる。この期間の鉱業については油価との有意な関係は成立しない。また、製造業成長分析に為替レートやトレンド項を導入すると、分析の有意性は消失する。油価が上昇し、実質為替レートも増価するような状況をみないと、製造業成長も外資参加によるその成長も見込めない点にロシア病の深刻さがある。このようなロシア病の治癒には、すなわちロシア製造業の抜本的再編には数十年単位の期間を要すると考えざるをえない。

データ制約から期間が異常に短いので、1995~2009 年の鉱工業生産年次統計で追試した。製造業生産は油価とより強く有意に関係するようになり、弾力性は、0.385 に高まる(標準誤差 0.03, t -値

図 3.4 鉱業・製造業セクター成長と油価変動

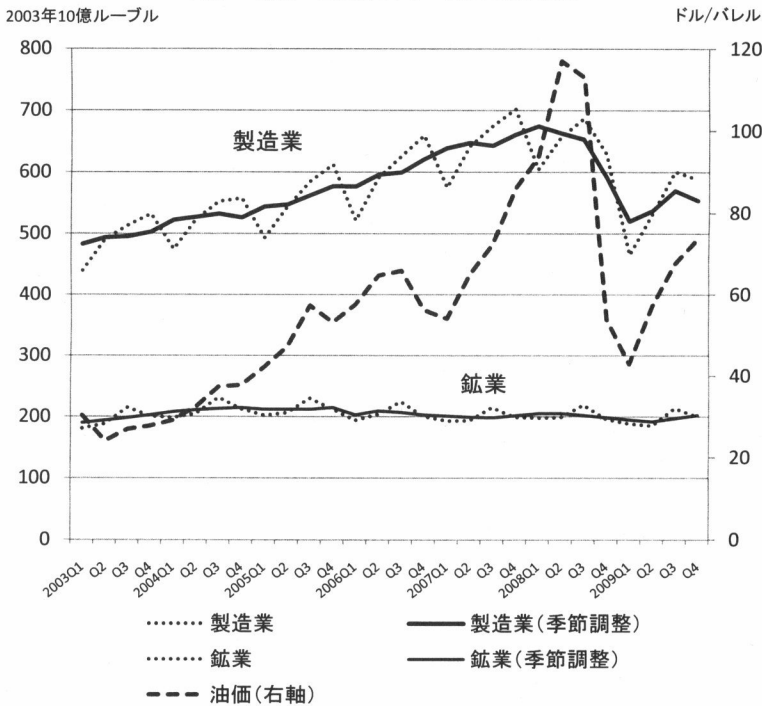
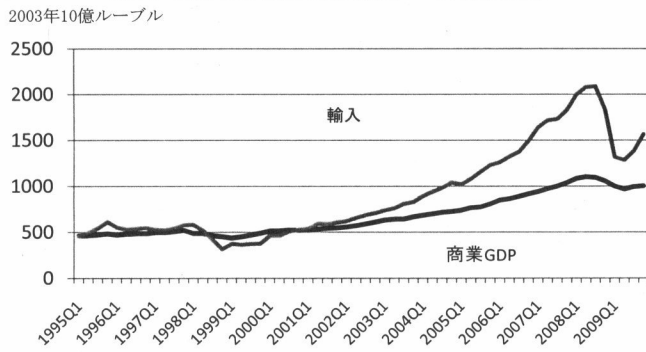


図 3.5 商業 GDP 成長と輸入成長 (季節調整済)



14.961, P -値 1.425E-09, 補正 $R^2=0.941$). このようにロシアの製造業は油価のインパクトをポジティブに受ける。これは、「オランダ病」と区別される「ロシア病」の徴候である。1996~2008年の年次データでみると、サウジアラビアの製造業成長の油価弾力性も統計的に有意な値 0.337 を示す。ノルウェーの製造業成長の油価弾力性も統計的に有意であるが、ロシアとサウジアラビアよりかなり低い値 0.127 を示す。サウジアラビアにもロシア病の徴候が強くみられる。

次に、不明確な要因が多い商業部門の成長をみよう。まず、同部門付加価値に占める非公式経済の名目シェアは 2003 年の 59.8% (GDP シェア 11.4%) から 2007 年の 38.4% (同 6.8%) へと減少したことが公式統計で報告されているが、この非公式経済部分の想定実質成長率は明らかにされていない。次に、石

油・ガス関連の商業・貿易部分は、既述のように公式統計商業 GDP シェアの 25% 分以上を占める(結局、非公式経済分と石油・ガス関連分を除くと、商業付加価値公式統計値の 35% 分が公式経済の純粋な商業付加価値となる)。石油・ガス関連商業マージンについては実質生産数量・貿易数量(物流)が増加していないので商業高成長要因ではない。国産品生産も増加したので、その取引増加に伴う商業マージン実質増は考えられるが、それが高成長の主要因とは考えられない。ロシアの好況期に商業以上の高成長を記録したのは輸入である。輸入品の国内での取引・販売は、国内商業マージンの源泉となる。したがって、輸入高成長が商業高成長に関係していると予想される。この予想を検証してみよう。

図 3.5 は、2003 年第 1 四半期から 2009 年第 4 四半期までの商業実質 GDP と実質輸入の推移を示している(季節未調整データは国家統計局 HP データから計算、季節調整データはそれに X-12 を適用した筆者推計値)。輸入についても、1995~2006 年平均でその 11.8% (GDP 比 2.8%) が非公式経済から成り立っているが、ここではこの問題には立ち入らない(国家統計局 HP 各年産業連関表)。指数化・対数変換し、トレンド項を設定して回帰すると以下の統計的に優れて有意な関係式をうる(各係数値は 1% 水準有意で、補正 $R^2=0.991$, 括弧内は t 値)。

$$\begin{aligned} \text{商業 GDP 成長率} \\ = 0.367 * \text{輸入増加率} + 0.65\% (\text{トレンド}) \\ (16.544) \quad (13.045) \quad (3.1) \end{aligned}$$

四半期別トレンド値 0.65% は年率で 2.6% を意味する。このように、商業 GDP 成長率は輸入増加率と非常に緊密な関係を有している。輸入 10% 増(減)は、商業 GDP 成長率 3.7% ポイント増(減)をもたらす。ただし、外生的なトレンド項が一定のウェイトを占めており、商業 GDP 成長を下支えている。このトレンド項は非公式経済や基礎国産財・サービス商業成長分、TFP 寄与だと解釈可能である。第 1 節で輸入は GDP によって規定されると記したが、GDP 成長の主要部分が輸入によって説明される関係にある。輸入は支出 GDP の控除項目であるが、生産 GDP にプラスの大きな効果を有して

いる。この意味では、ロシアの成長は輸入主導だといえる。輸入拡大による商業成長は、オランダ病の徴候であるサービス産業拡大の変種であり、ロシア病の1つの徴候を形成する。

3.3 ロシア経済の最適生産構造と最適成長経路

「ロシア病」から生まれる便益と損失に翻弄されているロシア経済の潜在成長能力はどの程度であろうか。また、最適産業構造や最適成長経路はどのように考えられるか。ここでは、こうした問題を古典的なターンパイクモデルを利用してみよう(Tsukui and Murakami, 1979)。

モデル

計画終期資本蓄積額最大化を目的とする閉鎖系「蓄積ターンパイクモデル」は、 $x(t)$:産出ベクトル; \tilde{A}, B :それぞれ非負の拡大フロー係数行列, 資本係数行列; $\bar{p}=(11\cdots 1)$ 終期資本評価ベクトルとすると, 次のLP問題として定式化される。

$$(TK) \max \bar{p}Bx(T)$$

$$x(t) \geq \tilde{A}x + B(x(t+1) - x(t))$$

$$(t = 0, 1, \dots, T-1), x(t) \geq o(t = 0, 1, \dots, T)$$

ここで, $x(0)$ は所与で $(I - \tilde{A} + B)x(0) > o, \bar{p}B \geq o$. \tilde{A}, B は次のように定義される。

$\tilde{A} = A^{(1)} + cw + S^{(1)} + S^{(2)} + S^{(3)}, B = B^{(1)} + B^{(2)}$
 ここに, $A^{(1)}$:投入係数行列; $B^{(1)} + B^{(2)}$:資本係数行列, 固定資本係数行列, 在庫資本係数行列;
 c :フロー消費係数ベクトル; w :賃金投入係数ベクトル; $S^{(1)}$:政府消費・非営利組織対個人サービス消費係数 $S_i^{(1)}$ を対角要素とする対角行列; $S^{(2)}$:輸出係数を対角要素とする対角行列; $S^{(3)}$:輸入係数を対角要素とする対角行列。

問題(TK)の可能経路の1つをなす産出ターンパイク方程式は, x を均衡産出ベクトル, g を正の均衡成長率とすると $x = \tilde{A} + gB)x; ex = 1$. [$e = (11\cdots 1)$]. \tilde{A} がproductiveだとすると, 上式は $g^{-1}x = (I - \tilde{A})^{-1}Bx$ と表せる。ここで $(I - \tilde{A})^{-1} > O$; B の各列は少なくとも1つの正の要素をもつとすると, $(I - \tilde{A})^{-1}B > O$ ゆえ, 正値マトリックスに関するPerron-Frobeniusの定理より, 行列 $(I - \tilde{A})^{-1}B$ の絶対値最大の正の固有根 λ^* とそれに属する正の右固有ベクトル x^* が一意的に定まり, それ以外の非負固有ベクトルは存在しない。したがって, 経済的に有意なターンパイク経路は, 半直線 $\{\alpha x^*; \alpha \geq 0\}$ によって定義され, この経路上の均衡成長率 g^* は λ^* の逆数によって与えられる。 B は正則で, $\det B \neq 0, I + (I - \tilde{A})B^{-1}$ は正則とし, $(I - A)^{-1}B$ の固有根 $\lambda_1, \dots, \lambda_n$ は異なっており, 不等式 $1 + 1/\lambda_i \neq |1 + 1/\lambda_i| (i = 2, \dots, n), \lambda_1 = \lambda^*$. が成立しているとする。

以上の仮定のもとでは, 十分大きな計画期間 T に関してターンパイク経路と問題(TK)の解によって与えられる最適経路との間に, 初期値 $x(0)$ と終期評価ベクトル \bar{p} のいかんにかかわらず, 「ターンパイク弱定理: 計画期間 T の長さにかかわらず一定する一定期間 T_0 を除いて, すべての最適経路は

相対的にターンパイクの近傍に収束し続ける」および/あるいは「ターンパイク強定理: 最適経路が相対的にターンパイクを離れる期間 T_0 は計画初期と終期に限定され, 中間期間では最適経路は相対的にターンパイクの近傍に収束し続ける」という関係が成立する。

労働供給を成長の基本的成長制約要因とし, 消費水準の最大化を目的とした最適成長モデルの1つに, 「消費ターンパイクモデル」がある。 t 期の賃金総額を $W(t)$ [$W(0)$ は所与]として, その外生成長率を g とすると $W(t) = (1+g)^t W(0)$. g は就業可能人口増加率 g_1 と1人あたり平均賃金増加率 g_2 とによって決まる ($g = g_1 + g_2 + g_1 g_2$). 平均賃金の増加率は労働生産性の増加(ハロッド中立的技術進歩)に起因するとする。

消費ターンパイクモデルは, q :成分和を1とする消費構成非負ベクトル; $\theta(t)$: t 期消費総額; δ :割引率とすると次のようになる。 $A = A^{(1)} + S^{(1)} + S^{(1)} + S^{(2)} - S^{(3)}$ とする。

$$(TC) \max \sum_{t=0}^T (1+\delta)^{-t} \theta(t)$$

$$x(t) \geq Ax(t) + B(x(t+1) - x(t)) + \theta(t)q$$

$$wx(t) \leq (1+g)^t W(0), x(t) \geq o, \theta(t) \geq 0$$

$$(t = 0, 1, \dots, T)$$

ここで, $x(t), x(T+1)$ は所与であり, $(I - A + B)x(0) > o, x(T+1) \geq o$.

このモデルについても, 蓄積ターンパイクモデルと同様に, $(I - A)^{-1} > O, (I - A - gB)^{-1} > O$; $\det B \neq 0$ に加えて若干の追加的仮定を設けると, 問題(TC)の解系列である生産・消費の最適経路と, 各財が特定の構成をもちつつ一定率 T で成長する均衡成長経路(生産と消費のターンパイク経路)との間に先と類似の「ターンパイク弱定理」および/あるいは「ターンパイク強定理」に示される関係が成立することが予想されている。

ターンパイク定理の仮定で問題となるのは, 資本係数行列 B の正則性である。筑井等は, 在庫資本の導入により, この仮定は実際には満たされたとしたが, 金融部門や非物的サービス部門は, 一般に固定資本も在庫資本も供給しない。ロシアの場合もそうである。Kiedrowski(2001)は, 資本係数行列 B が特異な場合でも蓄積ターンパイク定理が成立することを証明して見せた。 B の正則性に代わって, 導入された仮定は「(TK)LP問題は非退化で, 一意の最適解を有する」という仮定である。この仮定は有効で, われわれの試算でも, 15部門の場合, 蓄積ターンパイク問題について解が存在しないという結果が生じた。

データ

2006年のロシアについて, 投入係数行列と資本係数行列を編成した。投入係数行列は, 鉱業部門について修正されたSUT利用表(生産者価格/市場価格ベース)を用いて算定した(産出は行合計でとる)。この際, 商業・運輸マージン行列と純生産物税行列は国家統計局提供データを利用した。輸出入, 個人消費, 政府・非営利組織消費, 初期消費は利用表で

図 3.6 現実産出シェアと均衡産出シェア(%)

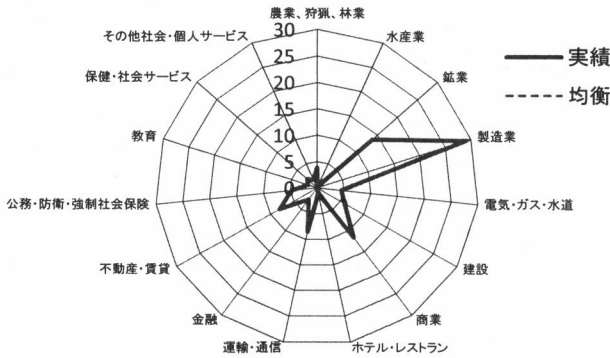


図 3.7 均衡産出比：現実産出比

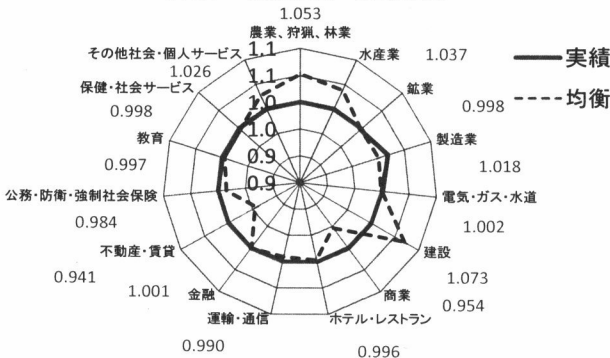
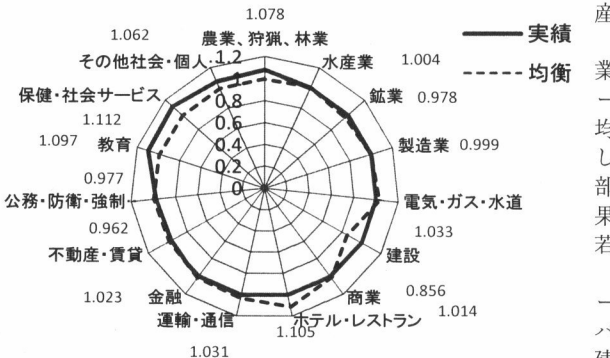


図 3.8 消費均衡産出比：現実産出比



ータを用いた。賃金については、SNA の部門別賃金を採用した(NSR 2009)。

資本係数行列は、国家統計局の国富データ(固定資本と在庫資本)(RSE2009)と企業・組織財務データ(FR：国家統計局 HP)を利用した。

固定資本については、年平均値を取り、マクロ名目値を 1.7 倍するなど、各部門保有固定資本について名目値をまず調整した(国家統計局は、公表固定資本を現在評価し直した 2002, 2003 年の部門別固定資本データを試作している)ので、換算係数にはこれを利用した。建物、構築物・機械設備の部門別構造データと固定資本形成データに基づき、各部門保有固定資本の供給部門別への配分を行った。最終チェック・調整は、 $B^{(1)}(x(t+1)-x(t))$ と利用

表で与えられた固定資本形成とを一致させることで行われた(在庫資本の最終チェック・調整も同様)。

在庫資本は、マクロの物的流動手段公式統計を出発点として、無調整で利用した。部門別保有額とその供給部門別配分は財務統計を利用した。中間財となる在庫資本については、投入係数に比例的に配分した。最終チェック・調整は、 $B^{(2)}(x(t+1)-x(t))$ と利用表で与えられた在庫増加データとを一致させることで行われた。

投入係数行列 $A^{(1)}$ も資本係数行列 B も筆者の試作品にすぎない。

試算結果

2006 年の蓄積ターンパイクモデルによる均衡ノイマン産出比は、図 3.6 に示されるように、2006 年の現実産出比に著しく近い(視覚的に区別不能)。15 部門の場合の均衡ノイマン成長率は、8.14% で、これも 2006 年と 2007 年の実際の成長率、7.7% と 8.1% に近い。

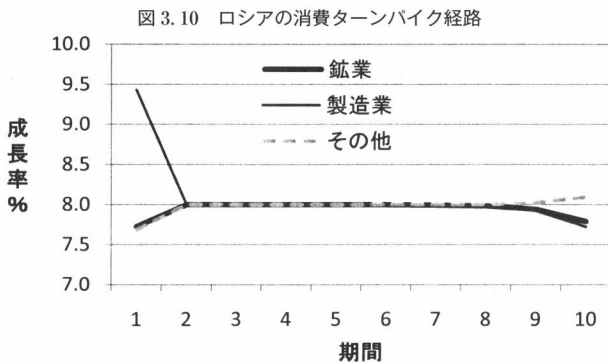
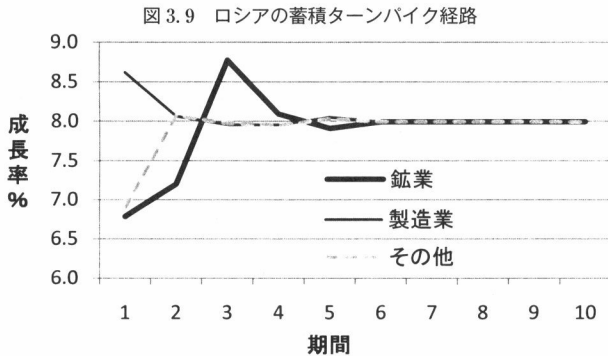
詳細にみると、図 3.7 に示されるように、均衡産出比と現実産出比には差異がある。鉱業、電気・ガス・水道、ホテル・レストラン、金融、教育、保健サービスは現状維持が望ましい。製造業は 2% 弱の比率微増、農業は 5.3% 比率増が望まれる。建設が 7.3% 増の大幅比率増が望まれるのに対して、商業と不動産・賃貸は 5, 6% の比率減が望ましいとされる。

3 部門(鉱業、製造業、その他)と 6 部門(農林業、鉱業、製造業、電気・ガス・水道、建設、サービス)の集計版についても蓄積ターンパイクの均衡成長率、均衡産出比、価格比についても計算したが、均衡成長率が 3 部門の場合、7.99%、6 部門の場合 8.36% と 15 部門のケースと異なる結果をえた。集計度の相違によって、均衡成長率に若干の相違が生じる。

消費ターンパイクの均衡産出比($g=8%$ のケース)は、図 3.8 に示されるように、蓄積ターンパイクの場合と比較して、より現実産出比に近い。建設の 15% 減、ホテル・レストランや教育、保健サービス各部門の増大が望ましいとされる。

われわれのシミュレーションでは、3 部門、6 部門について蓄積ターンパイク特性、3 部門、6 部門、15 部門のすべてについて消費ターンパイク特性が観察された。唯一の例外は、15 部門蓄積ターンパイクの場合で、10 期間、20 期間の場合について、大規模 LP の実行可能解が存在しなかった。

ターンパイク理論応用の醍醐味は、理論的定理が実証的に容易に確認できることである。しかし、その代償は大きい。ターンパイクに乗るまでの初期調整が短すぎて、初期調整が多くの場合、経済的に意味がとれないのである。われわれの場合でも、すでに 6 部門のケースでさえ激しい初期調整が生じて、政策的に有意な結果とならなかった。3 部門の場



合は、十分に意味がとれる。

図 3.9 は 3 部門の場合について、蓄積ターンバイクモデルを解いた結果である(期間 20 のうち最初の 10 期間分を抜粋)。最初の 1, 2 期目には製造業の成長率比較的大きくし(8.6% から 8.1%), 鉱業成長は 1.2 期目に相対的に落とし、3 期目に急増させる(1, 2, 3 期においてそれぞれ 6.8%, 7.2%, 8.8%。そうすると、当該経済は、ほぼ 4 期目から 13 期まで 8% の均斉成長経路(ターンバイク)に乗る。その後は終期調整に入る。

図 3.10 は 3 部門の場合について、蓄積ターンバイクモデルを解いた結果である(期間 10)。最初の 1 期目に製造業急成長 9.4%, 鉱業、その他は抑え気味に 7.7% 成長を達成すると、当該経済 2 期目から消費ターンバイクに乗り、10 期目の最終調整では製造業の成長率を 7.7% に止める(鉱業は 7.8%)。

実際のロシア経済に即してみると、製造業拡大の可能性はあるが、鉱業(原油・ガス)の成長拡大が見込めないことが問題となる。ともあれ、製造業の先行成長が高成長達成の前提となることは確かである。ロシアの 2006 年現実産出構成は、均衡比率にきわめて近く、ロシア経済は 8% の潜在成長能力を有している。しかし、均斉成長経路への途は険しい。

4. 結語

本稿では、原油国際価格の変動に支配されているロシア経済成長と経済行動の特徴を「ロシア病」と規定することにより、その病状と診断を試みてきた。ロシア経済の全体的成長と製造業成長が油価変動に

関して強いポジティブな関係を示す。油価上昇のもとでしか景気浮揚も製造業成長(外資生産を含む)も享受できないのが「ロシア病」の徴候である。また、ドル化、非ドル化現象も油価変動に強く影響されることも示した。実質為替レートも油価変動の影響をストレートに受け、輸入拡大要因となる。支出側 GDP の控除項目である輸入が、GDP 成長全体と強くリンクしており、また国内商業成長の源泉となっているという「ロシア病」の徴候も示した。為替レート下落による輸入代替というような選択肢は、ロシア経済成長にはほとんど意味をもたない。油価変動による交易利得変動は、ロシアの GDI と経済状態にとって重要なこともみた。国際比較の中で、日米と産油国、BRICs についても比較検討の重要性を示した。「ロシア病」の基底には、法治レベルの絶対的低位性という制度的問題と強権・封鎖国家崩壊後の移行経済という問題があることもみた。長期的には、Aleexev and Conrad(2009)が示したように「資源の呪い」による成長停滞ということには根拠がない。実際、油価高騰期のロシア経済成長にはオランダ病とはまったく異なった製造業成長寄与が大きかった。しかし、油価下落の成長下落へのインパクトも大きかった。したがって、短期のレベルでは、油価変動の強い影響を受けるロシアについて別途考察が必要である。産業構造については、ロシアは石油・ガス依存であるが、製造業の比重が他の産油国に比べて高く、経済的に重要だということも国際比較の中で示した。ノイマン成長率でみると潜在成長率が 8% 以上もあること、ロシアの現実産業構造は最適産業構造と近いこと、最適成長経路では製造業の先行成長が重要となることを再確認した。油価変動に翻弄されるのは、内外居住者がロシア経済の潜在能力を過小評価していることも作用している。現在、油価は 75 ドル/バレル前後で推移しており、GDP 成長率 4~7% は期待できる状況にある。しかし、油価変動への強い成長依存は経済に投機的な性格を与えるもので確かなことはいえない。ロシアは、当面、油価継続上昇時に製造業の生産再編成を勧めていくことしかできない。変動を考慮すると、製造業の抜本的再編には半世紀単位の時間を要すると思われる。ロシアは、「世界史を横倒し」にしたかのように、すべてについて急速な市場経済化を図ってきたが、文化と経済の裾野の再編は一朝一夕にはできないことだというのが今回の危機の教訓である。

(一橋大学経済研究所)

注

1) 本論文執筆にあたって、サントリー文化財団、日産自動車 KK ならびにフィンランド銀行移行経済研究所(BOFIT)から支援を受けた。所内定例研究会において中村靖教授(横浜国立大学経済学部)から貴重なコメントを頂くとともに、草稿の一部について田畑伸一郎教授

(北海道大学スラブ研究センター)ならびに作間逸雄教授(専修大学)からも貴重な助言を賜った。また、データについて、ロシア国家統計局 SNA 部、ノルウェー統計局 SNA 部、フィンランド統計局 SNA 部、内閣府 ESRI ならびに BOFIT から提供ないし助言を受けた。さらに、プログラム移植について松江由美子教授から支援を受け、データ収集・整理にあたって志田仁完氏の補助を受けた。ここに記して感謝したい。

2) 以下の各国成長率速報は IMF(2010)、内閣府 HP による。また、ロシア経済の現状についての包括的で優れた分析は、田畑(2010)ですすでに行われている。

3) 本稿執筆時点で、GDP については年次系列と基本四半期別系列(名目値と対前年同期四半期別実質成長率)は、2009 年 12 月 31 日付旧版の改訂版(1995~2009 年)が利用可能であった。しかし、季節調整実質系列は、2009 年 12 月 31 日付旧版しか利用可能ではなかった。

4) 旧データである国家統計局の 2009 年 12 月 31 日付季節調整済四半期別 GDP 時系列(2003 年連鎖価格表示、1995 年第 4 四半期~2009 年第 4 四半期)を利用して回帰してもほとんど同じ長期均衡条件式をうる。ただし、2009 年第 4 四半期の同期の対前期 GDP 成長率は、残差推計により 6.6% として組み入れた。また同期輸入増加率も同様にして 3.9% とした。

5) 国家統計局作成の季節調整旧データ系列を利用してほとんど同じ長期輸入均衡条件式をうる。

6) 彼らは、政府支出削減が油価高騰から生じる為替レート増値圧力を相殺することも示唆している。

7) また、彼らは実質 1 人当たり GDP と為替レートの関係は必ずしも明瞭ではないことも示している。

8) 1995~1996 年は Bloomberg(BOFIT 提供)、それ以降は米国エネルギー省 EIA の HP データベースから筆者編成。

9) 先行研究については Harrison and Vymyatnina (2007)でまとめられているが、油価変動はこれまで考慮されてこなかった。ロシア銀行グループの最近の研究(Ponomarenko *et al.*, 2010)でも、油価変動に言及されているが、分析体系には導入されていない。この方面の研究にあたって、2009 年比較経済体制学会秋季大会での安田稔氏報告の討論者となったこと、また BOFIT 主催の 2010 年 4 月会議(延期)で上記ロシア銀行グループの討論者となったことが有益であった。

10) 93SNA, 16.151-156, 08SNA, 15.185-192.

11) Kohli(2004)参照。筆者は、作間(2002)と作間教授の一橋大学経済研究所での講演により、交易利得込みの GDI 概念の重要性をはじめて知ることができた。もちろん、ここでの議論は筆者のサーベイと実証分析にもとづくもので、同教授の体系的議論とは関係がない。

12) 基準年の交易利得が輸入関税や季節調整のためゼロにならないことがある。誤差を交易利得変動の基準値とするのは正当化されない。連鎖方式で算定される成長率・増加率を用いて、2000 年連鎖価格表示系列が作成されるのであるが、日本の場合は誤解を招きやすい。

13) GDI 指数と GDP 指数の差は、特定参照年基準の GDI 価額と GDP 価額の残差としても表現可能である。この場合、残差の増加率が計算されるが、これは、各年連鎖法の枠内で計算されたものではないので、連鎖法による成長率・増加率表示系列内に表示されるべきではな

い。連鎖法成長率系列では、GDI・GDP 成長率階差として表示され、指数ないし特定参照年基準価額体系内でも残差は表示される。フィンランド統計局の HP 掲載 SNA 体系では参照年基準残差価額が交易利得として計上されているが、そこでは残差であること、参照年交易利得=0 が明確になっている(同局 SNA 担当者の教示による)。

14) Bowley 卿が 1944 年に命名したといわれる(Nicholson, 1960, p. 609, f. n. 1)。

15) フィンランド統計局 SNA 担当者によると、同局は、輸出価格と輸入価格の単純加重平均をニューメレルとして公式採用している。すなわち、 $P = \gamma P^e + (1-\gamma)P^m$ 。

16) 彼らは、Tornqvist-translog formula への倉林・クルピス方式の拡張も主張している。

参考文献

- 久保庭真彰(2007)「転換点のロシア経済成長——供給サイドと所得サイド——」『経済研究』第 58 巻第 3 号, pp. 246-262.
- 久保庭真彰(2009)「ロシア経済の成長と多様化」『経済研究』第 60 巻第 1 号, pp. 1-15.
- 久保庭真彰(2010)「交易利得と GDI の試算: BRICS, 日米, 産油国(サウジアラビア, ノルウェー)」RRC Working Paper, forthcoming.
- 作間逸雄(2002)「交易条件効果をめぐって」経済統計学会第 46 回全国総会報告論文.
- 田畑伸一郎編(2008)『石油・ガスとロシア経済』北海道大学出版会.
- 田畑伸一郎(2010)「ロシア経済の動向——世界金融危機の影響と回復過程——」『ロシア NIS 調査月報』5 月号, pp. 1-21.
- 上垣彰(2009)「金融危機・石油価格下落下のロシア経済」ロシア東欧学会(秋田)報告論文, 10 月 17 日.
- Alexeev, M. and R. Conrad (2009) "The Elusive Curse of Oil," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 91, No. 3, pp. 599-616.
- Harrison, B. and Y. Vymyatnina (2007) "Currency Substitution in a De-Dollarizing Economy: The Case of Russia," *BOFIT DP*, 3.
- IMF (2010) *World Economic Outlook*, April.
- Kehoe, T. J. and K. J. Ruhl (2008) "Are Shocks to the Terms of Trade Shocks to Productivity?" *Review of Economic Dynamics*, Vol. 11, No. 4, pp. 804-819.
- Kiedrowski, R. (2001) "A Turnpike Theorem in the Closed Dynamic Leontief Model with a Singular Matrix of Capital Coefficients," *Economic Systems Research*, Vol. 13, No. 2, pp. 209-222.
- Kohli, U. (2003) "Growth Accounting in the Open Economy: International Comparisons," *International Review of Economics and Finance*, Vol. 12, pp. 417-435.
- Kohli, U. (2004) "Real GDP, Real Domestic Income, and Terms-of-Trade Changes," *Journal of International Economics*, Vol. 62, No. 1, pp. 83-106.
- Korhonen, I. and T. Juurikkala (2009) "Equilibrium Exchange Rates in Oil-Exporting Countries," *Journal of Economics and Finance*, Vol. 33, No. 1, pp. 71-79.

- Kuboniwa, M. (2007) "The Impact of Terms-of-Trade Effects on the Russian Economy," *RRC Working Paper*, No. 1. http://www.iier.hit-u.ac.jp/rrc/RRC_WP_No1.pdf
- Kuboniwa, M. (2010) "Comments on Ponomarenko, A. A., A. Solovyeva and E. Vasilieva, "Financial Dollarization in Russia: Causes and Consequences," *mimeo*. Prepared for the canceled conference in April, 2010.
- Macdonald, R. (2010) "Real Gross Domestic Income, Relative Prices and Economic Performance across the OECD," Statistics Canada, *Research Paper*.
- Nicholson, J. L. (1960) "The Effects of International Trade on the Measurement of Real National Income," *The Economic Journal*, Vol. 70, No. 279, pp. 608-612.
- Oomes, N. and K. Kalcheva (2007) "Diagnosing Dutch Disease: Does Russia Have the Symptoms?" *BOFIT DP*, 7/2007.
- Ponomarenko, A. A., A. Solovyeva and E. Vasilieva (2010) "Financial Dollarization in Russia: Causes and Consequences," *mimeo*. Prepared for a conference in April, 2010.
- 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 the Russia's Economy," in A. Morten *et al.*, *Russia, Finland and Norway: Economic Essays*, BOFIT Online, 10/2009, pp. 42-48.
- Reinsdorf, M. B. (2009) "Terms of Trade Effects: Theory and Measurement," Revised version of WP2009-01. http://www.bea.gov/papers/pdf/measuring_the_effects_of_terms_of_trade_reinsdorf.pdf
- Silver, M. and Mahdavy, Kh. (1989) "The Measurement of a Nation's Terms of Trade Effect and Real National Disposal Income within a National Accounting Framework," *Journal of the Royal Statistics Society, Series A*, Vol. 152, No. 1, pp. 87-107.
- Stuvel, G. (1959) "Asset Revaluation and Terms of Trade Effects in the Framework of the National Accounts," *The Economic Journal*, Vol. 69, No. 274, pp. 275-292.
- Stuvel, G. (1986) *National Accounts Analysis*, London: Macmillan.
- Sutela, P. (2010) "Russia's Response to the Financial Crisis," Carnegie Endowment for International Peace, Washington, DC.
- Tsukui, J. and Y. Murakami (1979) *Turnpike Optimality in Input-Output Systems: Theory and Application for Planning*, New York : Elsevier/North-Holland.
- Tabata, S. (2009) "The Influence of High Oil Prices on the Russian Economy: A Comparison with Saudi Arabia," *Eurasian Geography and Economics*, Vol. 50, No. 1, pp. 75-92.
- 93SNA, 08SNA, United Nations, Commission of the European Communities, IMF, OECD and World Bank. (1993, 2008), *System of National Accounts 1993, 2008*. <http://unstats.un.org/unsd/nationalaccount/SNA2008.pdf>
- FR (Financy Rossii) Moscow: Rosstat, various years.
- NSR (Natsional'ye scheta v Rossii) Moscow: Rosstat, various years.
- RSE (*Rossiiskii statisticheskii ezhegodnik*), Moscow: Rosstat, various years.