

【研究論文】

# GDP デフレーター/CPI は「交易条件」の代理変数となり得るか？－ADF と共和分検定を利用した時系列分析－

岡村 與子

Can the ratio of GDP deflator to CPI be a proxy variable for terms of trade? : Time series evidence from ADF and co-integration tests.

OKAMURA Kumiko

## 【要旨】

深尾(2013, 2014)は2000年代以降の実質賃金率停滞に対し、上昇に転じさせるためには労働生産性の向上だけではなく、内外価格差(≒交易条件)の改善が伴われなければならないとした。深尾は、日本企業の海外移転によって外国産の日本製品が多く国際市場に供給されることにより、国内産の日本製品価格が下がり交易条件を押し下げている。よって、交易条件の改善には国内への製造業の回帰が必要であるとしている。本稿ではこの議論を支えている仮定、即ちGDPデフレーターをCPIで除した系列を交易条件の代理変数として取り扱うことが、妥当であるかどうかを、時系列分析(拡張型ディッキー-フルー検定、共和分検定など)を用いて評価した。輸出入価格指標から得た本来の交易条件と代理変数の間に長期関係があれば、このような代理変数の利用には一定の妥当性があると判断することとして分析を進めたが、本稿での統計分析の結果からは、本来の交易条件である輸出物価指数÷輸入物価指数と代理変数による交易条件との間に共和分関係は見出されず、これらの変数の間に長期的に安定な関連性を仮定することはできない事が示された。よって、GDPデフレーター÷CPIを交易条件の代理変数として利用するにはより慎重であるべきであろう。

## 【キーワード】

交易条件、拡張型DFテスト、共和分テスト

**【ABSTRACT】**

Fukao (2013,2014) claimed that the sluggish increment in real wage from 2000 is due to the difference between domestic and foreign prices in Japan. Overseas factories of Japanese firms supply the same commodities as the local production, suppressing such commodity prices. The suppression leads to the deterioration of terms of trade (TOT) for Japan. He argued that improving labor productivity is not enough; improving TOT is necessary to increase the real wage. His argument depends heavily on the assumption that the ratio of GDP deflator to CPI proxies the TOT. This paper reviewed the appropriateness of such an assumption by using some time series techniques such as ADF and Johansen's co-integration test. The results suggest the proxy variable and TOT derived from the ratio of export price index to import price index are not co-integrated. Therefore, the data analyses do not support establishing the long-term relationship between the proxy and the TOT expressed as the ratio of export to import indices. The results suggested that further research and more careful treatment of the proxy variables are needed.

**【Key Words】**

Terms of trade, Augmented Dickey-Fuller test, Co-integration test.

**1. はじめに**

近年日本のみならず、労働生産性と労働分配率の低下が多くの先進諸国で観察されている (Karabarbounis and Neiman, 2013)。労働分配率の低下は、家計所得の低下と消費の落ち込みを招き、消費の落ち込みによる総需要の低下がさらに投資意欲を低下させ経済全体の低成長につながる可能性がある。日本で、2019年の4月より関連法の施行が始まった「働き方改革」では、労働力人口の減少を補うために労働生産性の向上がターゲットとされているが、この背景には景気浮揚のためには労働賃金の上昇を伴う労働生産性の向上を促し、消費を刺激してGDPを上昇させる必要があるという議論がある。実質賃金は1990年代より停滞しており、2000年代になり人手不足の慢性化にも拘わらず上昇していない。これには労働市場に存在する様々な規制や制度、また市場での慣行や人口の年齢構成比の変化、非正規雇用の拡大など労働賃金率が上昇しにくい経済環境の存在や、市場メカニズムが労働市場で働きにくいことを取り上

### 交易条件の代理変数

げた議論がある（玄田編, 2017 など）。

このような議論とは別に、深尾（2013, 2014）では、労働生産性を上げることが直ちに実質賃金率の上昇につながらず、2000年以降の賃金の停滞には、日本経済が直面する“交易条件”の悪化が影響しているとしている。交易条件の悪化は輸出品の国際市場における相対的な価格の下落を反映しており、日本の輸出品の国際価格が下落することにより、所得が海外へ“流失”し、結果として国内での労働分配率の低下と実質賃金率の停滞を招いているという主張をしている。そして海外から輸入される原材料の調達での交渉力の強化とともに、企業の海外移転を抑制する必要があると述べているが、特に生産拠点を国外から国内へ回帰させば、国内で労働需要を上昇させ賃金が上がるが、海外生産を増やすと賃金上昇によって得られる国内労働者の所得の拡大は失われ、海外での労働者の所得として“流失”したことになる論じている。

この深尾（2013, 2014）の議論は、労働賃金率を分解した式と分解の構成要素の変化率をデータから算出した数値<sup>1</sup>であるが、この表で GDP デフレーターを CPI で除したもの(GDPDef/CPI)を「交易条件をかなりの程度反映している」として、これを“交易条件”の代理変数として読み替えている。特に2000～2011年については、“交易条件”の数値的な下落（-11.5%）が労働生産性の上昇（16.4%）を抑えて実質賃金率の変化（0.4%）に低迷を招いた原因としている。これらの国内賃金と国際的な産業立地や貿易についての政策提言は、GDPDef/CPIを“交易条件”と読み替え、国内の労働賃金率と海外市場を結び付けたことにより、可能となっている。

しかし、深尾（2013, 2014）で行われた価格の読み替えは本当に妥当なものなのであろうか。熊倉（2015）は交易条件を議論する場合には、代理変数である GDP デフレーターや CPI を利用するのではなく直接輸出入物価の指標データを用いるべきであるとしている。熊倉（2015）では、齋藤（2014）での交易条件の悪化と不況との関係

<sup>1</sup> 労働生産性と賃金率、労働分配率の変化（%）（1970～2011）

	1970～80	1980～90	1990～00	2000～11
(A) 実質賃金率の上昇（% Δ(W/CPI)）	59.2%	23.8%	16.8%	0.4%
(B) 労働分配率の変化（% Δ SHL）	19.4%	-9.5%	3.1%	-2.9%
(C) 労働生産性上昇（% Δ APL）	51.3%	45.4%	20.8%	16.4%
(D) GDP デフレーター/CPI の上昇 (% Δ GDPDef - % Δ CPI)	-12.5%	-4.4%	-5.7%	-11.5%
(B) + (C) +(D)	58.20%	31.50%	18.20%	2.00%

深尾（2013）から転載・加筆

にも立ち入りながら<sup>2</sup>、異なるデータソースから算出した交易条件などを GDP デフレーターや CPI などと比較した後、個別の商品分類に立ち入り、深尾が問題とした 2000～2011 年の間になぜ輸出価格指数が下落したかを論じたている。また、貿易価格指標が作成される際に調査品の変更や品質調整などについて説明し、GDP デフレーターや CPI を輸出入価格と安易に読み替えることの難しさを議論している。このような議論からは、貿易統計から得られる交易条件と  $GDPDef/CPI$  で得られる交易条件とは上下方向に質的に同じような動向を示す可能性はあるが、量的にこれをそのまま代理変数として扱うことには慎重であることが示唆される。

本稿では、各価格指標の構成の詳細などには立ち入らず、日銀の輸出入価格指標から得られた交易条件を、 $GDPDef/CPI$  で代理することの妥当性を時系列データ分析の側面から考察しようとするものである。上述の深尾の議論では、直接、GDP デフレーターを輸出財価格の、また CPI を輸入財価格の代理変数として扱っており、代理変数としたのは価格指標を構成する際の財のバスケットの構成にあるとしている。計量的には、ある変数を代理変数として利用する場合、本来の変数と代理変数の間に高い相関があることが求められるが、トレンドを持つ時系列を対象にした分析では、通常の回帰式分析で線形的な相関を算出しても「見せかけの相関」を示す可能性があり、代理変数としての利用には注意が必要である。本稿では、異なる“交易条件”の計算式を使い、これらと関連する系列が一階差分で定常となる  $I(1)$  であるかどうかを拡張型ディッキー・フューラー (ADF) テストを行い検証し、見せかけの回帰に依らずに関連性を検証しようとするものである。仮に関連する変数の組が  $I(1)$  であれば共和分関係を検証できるが、共和分関係があれば、関連する変数間にはある種の長期の均衡関係が存在しうる可能性があり、代理変数として  $GDPDef/CPI$  を用いることが質的な（つまり方向性において）妥当性を一定程度認められると考えられる。

結論から述べると、本稿の対象とした「交易条件の代理変数」と日本銀行の輸出入価格指標から得た交易条件のペアでは共に  $I(1)$  とならず、共和分検定を行うには至らなかった。また、交易条件の基礎となる変数には、2000～2020 年に構造変化が起こっており、特に深尾が問題とした 2000～2011 年に GDP デフレーターを除いたすべて

---

<sup>2</sup> 齋藤 (2014) は 2003 年以降の GDP デフレーターの下落は、同時期の交易条件の悪化が原因であるとし、交易条件の分子の輸入価格の上昇はエネルギー価格の上昇によるが、分母である輸出価格の低下は日本の輸出品の国際競争力の低下によるものだとしている。この議論から、国内からの所得の入出の差を表す交易利益が海外へと流出したとして、2002～2007 年の長期の実質 GDP の回復下でも景気回復が実感を伴わないものであった原因であるとしている。

### 交易条件の代理変数

の系列に構造変換が起こっている。このことから、1種類のトレンドに沿う系列は存在せず、2000～2011年について構造変換点の間ごとに決定論的トレンドを除去した系列同士を回帰分析したが、有意な関係は見いだせなかった。これらのことから本稿では、交易条件の代理変数として GDPDef/CPI を利用することには慎重であるべきであると結論付けた。

本稿の構成は、まず深尾（2013, 2014）の分解を紹介した後、“交易条件”変数とそれを基礎とする系列をプロットして観察し、Bai-Perron(1998, 2003)の構造転換テストを2000～2020年について行った。そして、同様の変数の2000～2011年について ADF テストの結果を行った。最後に、輸入価格指標と CPI の間のみで共和分関係が見出せたことを示した後、輸出入価格指標から得た交易条件と、GDP デフレーターと CPI から得た交易条件の代理変数とのそれぞれから決定論的トレンドを除去した後の系列間での回帰をしたが、GDPDef/CPI の関連性がこの回帰式でも有意とは言えないことを示す。

## 2. 労働賃金の分解と“交易条件”

本節では、深尾（2013, 2014）で示した実質賃金率の分解を示すこととする。この分解は労働分配率の定義から出発し、実質賃金率の変化を「労働分配率の変化+労働生産性の変化+“交易条件”の変化」として表している。分解式は以下の通りである。

ある年の労働分配率 SHL はその年の国民所得に占める労働者の賃金収入の合計なので、

$$SHL_t = \frac{W_t \cdot L_t}{P_t \cdot Y_t} = \frac{W_t}{P_t} \cdot \frac{1}{APL_t} \quad (1)$$

賃金率を、勤労家計の直面する市場での消費財の価格指標である CPI で購買力を測り、また一般的な生産財価格の指標である GDP デフレーターで国民所得の実質価値を測ることとすると (1) 式は<sup>3</sup>、

$$SHL_t = \frac{W_t/CPI_t}{P_t/GDPDef_t} \cdot \frac{1}{APL_t} \cdot \frac{CPI_t}{GDPDef_t} = \frac{W_t}{CPI_t} \cdot \frac{1}{APL_t} \cdot \frac{CPI_t}{GDPDef_t} \quad (2)$$

となる。この両辺の対数をとると、

---

<sup>3</sup>  $GDPDef_t = \frac{\text{名目 GDP}}{\text{実質 GDP}} = \frac{P_t Y_t}{Y_t}$  よって、 $\frac{GDPDef_t}{P_t} = 1$  すなわち  $GDPDef_t = P_t$

$$\ln \text{SHL}_t = \ln \left( \frac{W_t}{\text{CPI}_t} \right) - \ln \text{APL}_t + [\ln \text{CPI}_t - \ln \text{GDPDef}_t] \quad (3)$$

これを時間微分すると、

$$\% \Delta \text{SHL} = \% \Delta \left( \frac{W}{\text{CPI}} \right) - \% \Delta \text{APL} + [\% \Delta \text{CPI} - \% \Delta \text{GDPDef}] \quad (4)$$

となる。これを整理して、賃金率の変化について解くと

$$\% \Delta \left( \frac{W}{\text{CPI}} \right) = \% \Delta \text{SHL} + \% \Delta \text{APL} + (\% \Delta \text{GDPDef} - \% \Delta \text{CPI}) \quad (5)$$

となる。深尾(2013, 2014)は、(5)式右辺の第3項目と4項目である $[\% \Delta \text{GDPDef} - \% \Delta \text{CPI}]$ について、GDPDefは国内で生産された輸出財価格も含まれ、CPIには国内で消費される輸入財価格も含まれるので、この項には内外価格差が反映されており、海外価格の成長率から国内価格の成長率を除いたものと考えられることができるとしている。また2000年以降、実質賃金が労働生産性の伸びにも関わらず低迷している原因は、第3項目と第4項目の差の広がりによってもたらされている可能性が高く、輸入価格の上昇に加え、輸出価格の低迷が“交易条件”を悪化させ、労働生産性の伸びを抑えて左辺の実質賃金率の低迷を招いているとした<sup>4</sup>。この議論では、GDPデフレーターとCPIの変化率の差を“交易条件”と読み替え、この“交易条件”の悪化が、労働生産性の伸びを賃金に反映させること出来なくなった原因であるとしている。その後、GDPDef/CPIを“交易条件”と読み替えて日本経済を論ずる方法は、シンクタンクなどのエコノミストなどにも引用され<sup>5</sup>、それらでもGDPDef/CPIは「交易条件」を表しているとして表現されるに至っている。

熊倉(2014)は、GDPDef/CPIを“交易条件”として扱う手法について、斎藤(2014)などの交易利得の損失についての議論にも批判を加えながら、代理変数としてGDPDef/CPIを利用することは適当ではないと論じている。熊倉(2015)の指摘した問題点としていくつかを挙げると、①深尾(2013, 2014)や斎藤(2014)はCPIとGDPデフレーターの違いを財のバスケットの違いに帰して考えているが、これらの違いは

<sup>4</sup> 2000年初頭からの交易条件の低下の原因は、1次産品、特にエネルギー価格の上昇が分母である輸入価格の上昇を引き起こし、同時に電気・電子機器価格の低下が分子である輸出財の価格の低迷の主な原因と推察される(斎藤2014)。

<sup>5</sup> 例えば早川(2014)

### 交易条件の代理変数

それだけではないこと、② CPI の代わりに似通った指標である GDP デフレーターの算出時に計算される家計最終消費支出デフレーターを、2000～2011 年で用いると(5)式の第3項と第4項の差は-3.9%で(熊倉 2015, P.16)、(5)式右辺の和は9.6%となり、深尾(2013)が示した(5)式左辺の同時期の実質賃金の上昇率の0.4%との乖離が大きくなること、③ 交易条件の算出に日銀による輸出入物価指数を用いる場合と、財務省による財務省による輸出入価格指数を用いた場合を比べると、輸入物価についてはどちらの統計でも同じような動きをするが、輸出物価については、日銀による輸出物価指数は下降傾向にあるのに、財務省の単価指数を用いた場合にはむしろ上昇基調にあること(熊倉, 2015, pp.17-18)などを挙げて批判している。このように交易条件の悪化を問題とした時期について、GDPDef/CPI をそのまま交易条件の悪化または改善を表しているという場合には「どの」交易条件を代理しているか、どの時期に代理変数を適用するかなどを明確にする必要があることも示唆している。また、熊倉(2015)は、輸出入物価指数の変動は、調査の対象品目の改定や品質調整を行った結果にも大きく影響されることなどを述べ、輸出入価格の代替として安易に GDPDef/CPI を用いるべきではないことを述べている。

### 3. データ分析

本稿では、異なる輸出入価格の指標などを使ったり、それぞれの価格指標の構成品目や品質調整など変化に立ち入ったりすることなく、より単純に統計的に GDPDef/CPI が交易条件(本稿では日銀による「輸出価格指標/輸入価格指標」)の代理変数となりうるかを検証することとする。本稿では<sup>6</sup>、月次データとして、総務省による消費者物価指数(CPI)、日本銀行による輸出入物価指数(ExP、ImP)、四半期データとして内閣府による GDP デフレーター(GDPDef)を利用し、これらを基礎として

---

<sup>6</sup> 消費者物価指 (e-stat よりダウンロード) <https://www.e-stat.go.jp/stat-search/file-download?statInfId=000031431696&fileKind=1>  
GDP デフレーター (内閣府)

[https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data\\_list/sokuhou/files/2020/qe204/tables/def-qg2041.csv](https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/sokuhou/files/2020/qe204/tables/def-qg2041.csv)

輸出入物価指数 (日本銀行) 時系列検索サイト ([https://www.stat-search.boj.or.jp/ssi/cgi-bin/famecgi2?cgi=\\$graphwnd](https://www.stat-search.boj.or.jp/ssi/cgi-bin/famecgi2?cgi=$graphwnd)) より抽出。「[(輸出入)物価指数/円ベース]総平均」を利用した。

分析を行う<sup>7</sup>。またこれらの中で、GDPデフレーターのみが四半期データで残り3変数は月次データであるため、“交易条件”には以下のように3種類を算出し分析に利用した。但し、ExPQは月次の輸出物価指数から4半期ごとに算術平均を取って頻度を調整した四半期データであり、ImPQおよびCPIQも同様に算出して作った四半期データである。よって、以下の3つの交易条件のうち、Tot1のみを月次データとして算出しており、Tot2およびTot3は四半期について算出している。

$$\text{交易条件 1 : Tot1} = \text{ExP} / \text{ImP}$$

$$\text{交易条件 2 : Tot3} = \text{ExPQ} / \text{ImPQ}$$

$$\text{交易条件 3 : Tot2} = \text{GDPDef} / \text{CPIQ}$$

利用した系列は2000～2020年のデータを構造転換分析に、2000～2011年のデータを代理変数としての妥当性の分析に用いている。上述の深尾(2013, 2014)の議論では、(5)式の分解に、JIPデータベースによる労働生産性、労働分配率、実質賃金率のデータを当てはめ、(%ΔGDPDef - %ΔCPI)を交易条件の代理変数としている。以下では、時系列的な手法を用いてGDPデフレーター、CPI、輸出物価指数、輸入物価指数の4系列および上述の3種類の交易条件式について考察することとする。

### 3.1 共和分について

代理変数としてあるデータに対して別の系列を利用する場合には、これら2種類の系列に高い相関があることが望ましいとされるが、それら2つのデータがトレンドを持つ時系列である場合、見せかけの相関（または見せかけの回帰）の問題が生じる場合がある。特に、2つ（もしくはそれ以上）の時系列データがそれぞれ1次の系列相関を持つ場合にそれらの系列同士を単純に回帰すると、本来は有意な関係が存在しないにも拘わらず、回帰式に有意な説明力があるように（例えば高い決定係数など）統計的に示されてしまう場合がある。これを見せかけの回帰と呼ぶ。このような2系列

---

<sup>7</sup> 輸出入物価については、日銀の輸出入物価指数の他に財務省の輸出入価格指数もあるが、熊倉(2015)では、日銀指数で計算した“交易条件1”の動きがより“交易条件3”に近い動きをしているとしていることや、本稿では個別品目の詳細にわたって分析を行うわけではないので、日銀による輸出入物価指数を利用することとする。



### 交易条件の代理変数

の間でも、トレンドを除去することにより 1 次の系列相関を持たない変数を得ることができ、トレンドには決定論的トレンドを課すことによりトレンドの除去が可能な系列と一階の差分を取るにより確率的にトレンドを除去できるもの (I(1)または単位根過程と呼ばれる)、またこれら二つの混合されたトレンドを持つものがある。I(1)過程であれば、その系列には「単位根が存在する」とも表現される。I(1)である 2 系列 (またはそれ以上の数の系列の組) がある場合、これらの線形結合は一般的には定常系列ではないが、定常系列になる場合がある。定常になる場合、これらの系列は共和分していると呼ばれる。共和分している系列間には「ある種の長期の均衡状態」が成立しているとされている。ここで言う「均衡関係」とは、変数のペアがそれぞれ独立に変動するのではなく、確率的な意味でトレンド同士が結びついており、「共和分」とはこの結びつきを指す表現である (Enders, 2004, p. 319)。本稿では、共和分している系列の組が存在すれば一定の関連性が成立しており、直接的な意味での相関関係ではないものの、独立には変動せず依存しあうという意味で代理変数として活用することに一定の妥当性があると考えることとする。

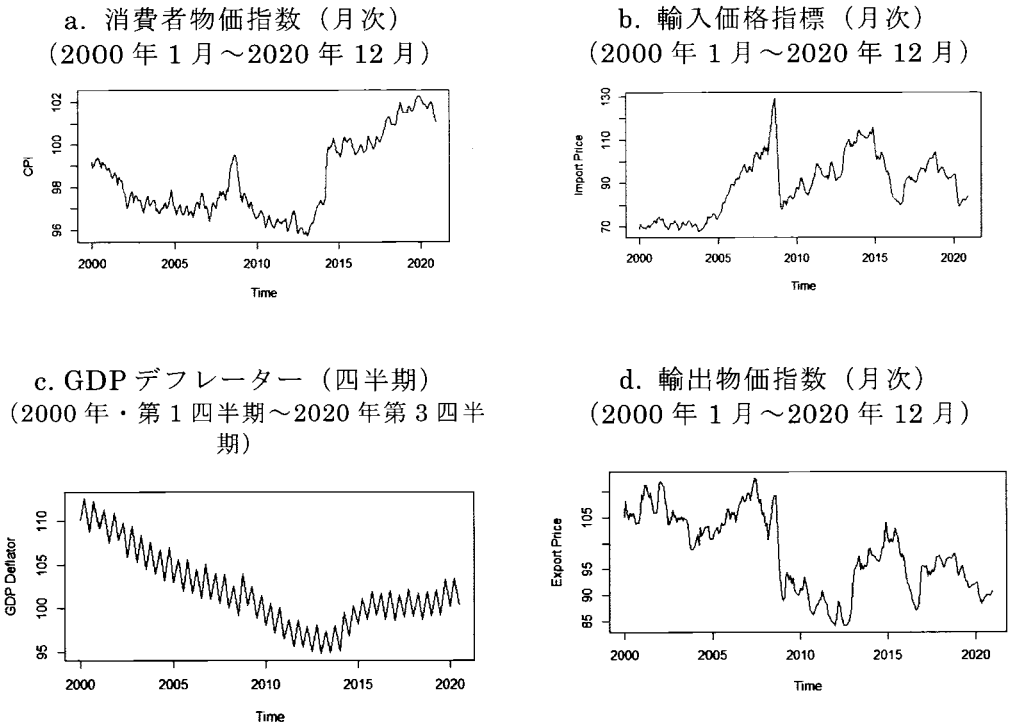
前節では、GDP デフレーターや CPI をそれぞれ輸出価格や輸入価格の代理変数として利用し、GDP デフレーターを CPI で除したものを交易条件の代理変数とすることが不適當であるとした熊倉 (2015) の議論を紹介したが、同論文で示されたデフレーターの時系列プロット (図表 1~図表 3) を観察すると、これらの系列はトレンドを含む系列であることが推察されるため、本稿では、共和分検定を目指して系列の性質を検証することとした。また、共和分関係を検定する前段階として、CPI、GDP デフレーター、輸出入価格指数の 4 系列の一階の差分が定常過程であるかどうかを検証する必要がある。今回は最も簡便に用いることができる拡張型 Dickey-Fuller (ADF) 検定を用いて、これらの系列が一階差分により定常であるかどうかを検証することとする。

## 3.2 データプロットと構造変換テスト

深尾 (2013, 2014) が問題としているデータ期間は 2000~2011 年であるが、本稿では、共和分分析を念頭に単位根検定を行う前に、2000~2020 年のデータを対象に構造転換 (structural breaks) を検定することとする。一階差分が定常となるかどうか ADF などを用いて検証する際、対象となる時系列に構造転換が存在すると、本来は構造転換

換を伴った決定論的なトレンドの系列の連続であるところを、確率的トレンドのある系列とミスジャッジする場合がある<sup>8</sup>。そこで、本稿ではまず、これらのデータの時系列プロットを観察し、次に Bai-Perron (1998, 2003)の構造転換テストを行い、構造転換が起こっているかどうかを検証する。

図1: 利用系列の時系列プロット



まず、図1では、2000～2020年の消費者物価指数、GDPデフレーター、日銀の輸出入価格指標についてプロットしている。これらの図からは、四半期のGDPデフレーター以外の系列は変動が激しく、複数の構造転換が出現しているように見受けられる。また、系列同士を比較すると、2000年以降の変動のパターンはこれら4系列で大きく異なる。また図1の観察からは、これらのデータは一定のトレンドの周辺で変動しているというよりも、構造変換を伴って変動していると見なすことが妥当であると

<sup>8</sup> Nelson and Plosser (1982)はアメリカの主要なマクロ時系列データが  $I(1)$  データであることを示したが、Perron(1989)では、同じ系列を複数の構造転換点で分割した場合、確率的トレンドを持つ系列の連続とみなすことが出来ることを示した。

### 交易条件の代理変数

思われる。そこで、Bai and Perron (1998, 2002)による構造転換テストを行い<sup>9</sup>、構造転換がいつ起こっているかを検定した（表1）。

表1に示された構造転換点からは、深尾（2013, 2014）が問題とした2000～2011年ではGDPデフレーター以外の系列に構造転換が起こっており、一階の差分で定常となる系列ではない可能性が残る。

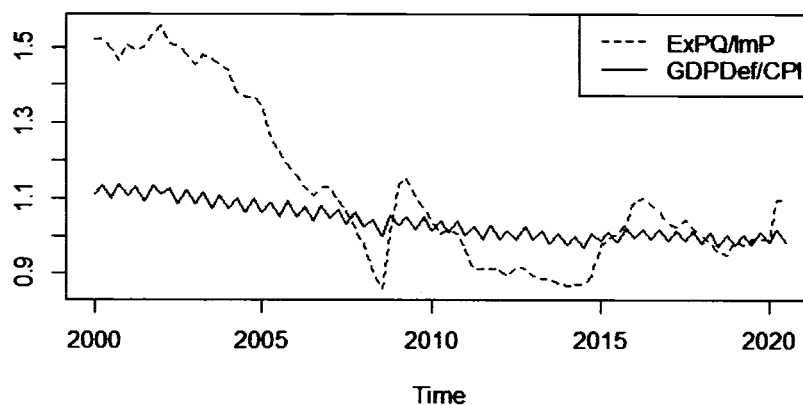
表1: 基礎データの構造変換  
2000～2020年（Bai-Perronテスト）

頻度	系列(変数名)	回数	構造転換のタイミング
月次	CPI	5	03年2月、07年11月、11年1月、 14年3月、17年10月
	輸入物価指数 (ImP)	4	03年9月、08年10月、13年10月、 16年12月
	輸出物価指数 (ExP)	4	03年8月、08年9月、12年11月、 2016年1月
四半 期	GDPデフレーター (GDPDef)	1	14年第1四半期

斜体の年・月または四半期は、2000年～2011年の間に起こった構造転換点。

さらに、2000年第1四半期～2020年第3四半期について、GDPデフレーターをCPIで除したものと、輸出物価指標を輸入物価指数で除したものをプロットすると図2のようになる。

図2: 四半期の交易条件（交易条件2および3）の時系列プロット



<sup>9</sup> Rのライブラリであるstrucchangeを用いて行った。Rによる実行方法については、Shahoo (2020)を参考とした。

この図2からも、2000～2011年の間では直接輸出入価格を利用した交易条件2(破線)は、幾度か大きくトレンドが変化している様子がわかるが、“交易条件3”(実線)は比較的安定的なトレンドを示している。

表1と同様に、これらの交易条件の系列についても、構造転換テストを行うと表2のような結果が得られる。交易条件2では、2000～2011年の間に3回の構造転換が起こっており、また図2の時系列プロットから推察されたように“交易条件3”では同期間の中で構造転換は起こっていない。

表2：“交易条件”の構造転換：  
2000～2011年 (Bai-Perron テスト)

頻度	系 列	回数	構造転換のタイミング
月次	交易条件1 : ExP/ImP	4	03年6月、08年10月、13年9月、 16年11月
四半 期	交易条件2 : ExPQ/ImPQ	4	03年第2四半期、08年第4四半期、 11年第4四半期、14年第4四半期
	交易条件3 : GDPDefl/CPIQ	1	14年第3四半期

斜体の年・月または四半期は、2000年～2011年の間に起こった構造転換点。

表2では2000～2020年に検定期間を長く取った場合、すべての交易条件の系列もが少なくとも1回は構造転換を迎えている。また、時系列プロットからは、深尾が“交易条件”の代理変数として用いた、“交易条件3 (GDPDefl/CPI)”も日本銀行の価格指標から得た交易条件2も下降傾向にあるが、これらは前者が全体として一貫して下降傾向であるのに対して、後者は2014年ごろから上昇傾向に転じているように見受けられる。2000～2020年の時系列データを観察する限り、GDPデフレーターをCPIで除したものを、輸出入価格指標からの交易条件の代理変数として利用することには十分に注意を要することに加え、そのような代替を行う期間は限定的なものになると考えることができる。

### 3.3. 拡張型 Dickey-Fuller(ADF)テスト

上述のように、“交易条件”の悪化が賃金率の抑制の原因の一つであるという議論において、深尾(2014, 2013)が問題とした2000～2011年ではGDPDefl/CPIには構造変換点が存在しないが、輸出入価格指標から作成した交易条件には転換点が存在する。しかし、この転換点の存在を無視して、代理変数を使って表現した“交易条件”

### 交易条件の代理変数

と輸出入価格指標から作成した交易条件の間で長期的に安定的な関係性が見出されれば、GDPDef/CPI を **量的な意味**で交易条件の代理変数とすることには疑念が残るものの、**質的な意味**ではある程度利用可能であると考え得るであろう。

そこで、安定的な長期の関係が交易条件 2 (ExpPQ/ImPQ) と “交易条件 3 (GDPDef/CPIQ)” の 2 つの系列間で共和分関係が存在するかどうか検証を試みたい。共和分関係はある(二つの)系列どうしが一階の差分により定常であるとき (即ち I(1) 過程である場合に)、線形的にそれらを結び付けた新たな系列が定常である場合を指す。よって、共和分関係を検定する前に、そのような関係にあることが予測される変数それぞれが I(1)プロセスであるか検定する必要があるが、本稿では、ADF 検定を行い I(1)プロセスを検証することとする。

ADF 検定では、推定式に非確率的トレンドや定数項 (ドリフト) を含むか否かにより複数のモデルが存在するが、 $\{y_t\}$  を単位根テストの対象となる時系列とすると、最も一般的な推定式は (6) 式のようになる。

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1} \beta_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

ただし、 $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$  である。単位根検定では、(6) 式の  $\gamma$  について、以下の仮説について検定することとなる。

$$\begin{aligned} H_0: \gamma &= 0 \\ H_1: \gamma &< 0 \end{aligned}$$

(6) 式のモデルから、ADF を用いて単位根過程であるかどうか (即ち、単位根が存在するかどうか) を検定するには、例えば決定論的なトレンドを含めるかどうか、ドリフト項を含めるかどうか、また、 $y_{t-j}$  のラグ項の次数をどうするかなど、推定式をどのように定めるのが適当か複雑な配慮が必要である。Enders (2004, p.213) には、これらを包括的に整理した ADF 検定の一連の流れを記したフローチャートが示されている。また、これと同様の検定手続きの例が田中 (2010, pp.336-342) にもまとめられているので加筆して本稿の補論 1 として文末に掲載した。このフローチャートに従い単位根検定を行った計算結果が補論 2 であり、表 3 では補論 2 から得られた単位根検定の結果をまとめて示した。

対象とした系列は表 1 で示した 4 系列と、輸出物価指数を月次から四半期に頻度

を下げて作成した変数 (ExPQ)、表 2 で示した“交易条件”を表す 3 系列の計 8 系列である。これらの系列のうち、深尾 (2013, 2014) では輸入物価指数の代理変数には CPI (月次) を、輸出物価指数の代理変数には GDP デフレーター (四半期) を利用しているため、本稿における分析のためにデータの頻度を四半期に調整し、交易条件については (GDPDef/CPI) が代理している変数は、交易条件 2 で与えられる (ExPQ/ImPQ) となる。

結論から述べると、2000～2011 年の期間で単位根を持つ系列と持たない系列が混在するが、本来の系列と代理変数の系列のペアの双方が I(1) である場合 (即ち共和分検定の前提条件を満たすペア) は輸入価格についての ImP と CPI のペアのみであり、輸出価格についての四半期に変換した輸出価格 ExPQ と GDPDef のペア及び、本稿での考察の中心である交易条件 2 と“交易条件 3”の間ではどちらかの変数に単位根が認められないため、共和分検定の対象とはならなかった (表 3)。

表 3: ADF 検定の結果

頻度	系列	I(1)過程か?
月次	輸出価格 (ExP)	Yes
	輸入価格 (ImP)	Yes
	消費者物価指数 (CPI)	Yes
	交易条件 1 (ExP/ImP)	Yes
四半期	GDP デフレーター (GDPDef)	No
	輸出物価指数 (ExPQ)	Yes
	交易条件 2 (ExPQ/ImPQ)	Yes
	交易条件 3 (GDPDef/CPIQ)	No

### 3.4 共和分検定とトレンドを除去した系列どうしの回帰

前節では、対象とする 7 系列が単位根過程であるかを、ADF 検定量を用いて検証したが、本稿で用いたデータからは、2000～2011 年では、3 つの交易条件のうち交易条件 1 と 2 は単位根が棄却されず I(1) プロセスである可能性を残したが、“交易条件 3”では I(1) を棄却した。本稿の目的からすると、交易条件 2 (ExPQ/ImPQ) と代理変数として利用された“交易条件 3” (GDPDef/CPIQ) が共に I(1) プロセスであり、この 2 系列間での共和分を検定し、共和分ベクトルを推定することが望ましかったが、“交易条件 3”は単位根を持たない。このため、本来の交易条件と代理変数の間には、長期的で安定的な均衡関係を想定することはできず、深尾 (2013, 2014) で行われた読み替えには疑問が残る結果となった。

### 交易条件の代理変数

一方、月次の輸入価格（ImP）とその代理変数となる CPI、は単位根が棄却されないで、これらの変数間で何らかの「均衡関係」が存在する可能性が残るので、共和分検定を行うこととする。共和分関係が見出せれば、「長期の均衡関係（確率的な意味でトレンド同士が結びつき）」があると考えることができる。共和分検定には、Johansen(1988, 1991)の最大固有値検定を用いるが、検定手順の最初では VAR モデルを推定してラグ長を決める。本稿では最大ラグ長を 10 で推定を開始し、AIC に基づきラグの長さを決定した<sup>10</sup>。この結果、ImP と CPI の間では lag=4 が最適とされるので、共和分検定でもこれをラグの長さとする。また、共和分の対象としている変数は 2 系列しかないため、共和分のランク（r）が高々 1 つであるかどうかを検定した（表 4）。この検定によって、輸入価格と CPI の間には共和分関係が存在することが示された。よって、交易条件とその代理変数の間には共和分関係は存在せず、長期の均衡関係を見出すことはできないが、交易条件を算出するために利用した分母同士の系列には長期の均衡関係が存在することが示された。

表 4： 共和分検定（Johansen の最大固有値検定）の結果

帰無仮説	変数： ImP and CPI	
	検定統計量	臨界値 (5%)
共和分ベクトルは存在しない(H <sub>0</sub> : r=0)	15.85**	15.67
共和分ベクトルは高々1存在する(H <sub>0</sub> : r=1)	5.52	9.24

\*\*：5%の有意水準で帰無仮説を棄却する。

最後に、“交易条件 3”については ADF 検定の結果から I(1)ではないことが示されたため、交易条件 2 との間の共和分検定は行わないが、決定論的なトレンドを除去した系列同士の間単純回帰式を OLS で推定した結果を報告することとする。2000～2011 年の四半期データについて、トレンドの除去には

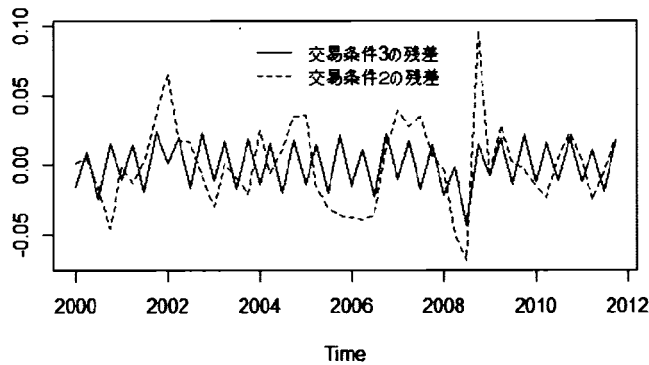
$$y_t = a_0 + a_1 TREND + \varepsilon_t \quad (7)$$

を推定し残差系列を利用したが、交易条件 2 の系列については、表 2 で示された構造転換点ごとに異なるトレンドを想定して残差を得た。即ち、“交易条件 3”については（7）式を 2000～2011 年について推定する。そして、交易条件 2 については 2000

<sup>10</sup> Inani(2016) に従って Johansen 検定を行った。ラグ長の決定には R で、VARselect(data.frame.name, lab.max=10, type="const") とし最大ラグを 10 として推定した。

年第1四半期～2003年第4四半期、2004年第1四半期～2008年第4四半期、そして2009年第1四半期～2011年第3四半期の3つの期間に分けて(7)式を推定してトレンドを除去し、それぞれの推定で得られた残差をつなぎ合わせて2000年第1四半期～2011年第3四半期全体のトレンドを除去した系列とした。それぞれの交易条件からトレンドを除去した後の残差の系列をプロットしたものが図3である。

図3： 交易条件2および3からトレンドを除去した系列



また、これら単回帰により相関を求めた結果は(括弧の中は t-値)：

$$\hat{u}_t^{\text{GDPDef/CPIQ}} = 5.42 * (10^{-11}) + 0.13 * \hat{u}_t^{\text{ExpQ/ImPQ}} + v_t \quad (8)$$

(0.00)      (1.58)      Adj. R<sup>2</sup>=0.031

となり、t-値での有意度も低く、自由度修正済み決定係数が0.031となり説明力の低い回帰式となった。このことから、トレンドを除去し見せかけの回帰を回避した場合でもGDPデフレーターをCPIで除した変数で、本来の交易条件である(輸入価格/輸出価格)を代理することには裏付けが薄いことが示された。

#### 4. おわりに

深尾(2013, 2014)では、2000～2011年の賃金率の上昇を促すには、労働生産性の上昇だけが解決方法ではなく、“交易条件”の改善も必要であると論じた。その際、量的にも質的にも交易条件の代理変数としてGDPデフレーターをCPIで除した変数を利用して議論がなされた。本稿では、熊倉(2015)の指摘にあるように、本来の交易条件を、(GDPデフレーター÷CPI)で代理することが、量的な意味だけでなく、質的な意味でも妥当であるかどうかについて、共和分分析を念頭に時系列分析を進めた。結論としては、ADF検定を行って単位根検定を行った結果、本稿で交易条件2と



### 交易条件の代理変数

した四半期の（輸出価格指標÷輸入価格指標）と“交易条件 3”とした（GDP デフレーター÷CPI）は後者が単位根を示さず、共和分関係の前提となる I(1)過程とはならなかった。よって、これら異なる定義の交易条件の間では、共和分で示唆される可能性のある長期の線形的な均衡関係を見出すに至らなかった。また、見せかけの回帰を回避しながら、交易条件 2 と 3 の間に何かしら有意な相関関係を見出す可能性を探るため、これらの系列から決定論的なトレンドを除去して単回帰分析を行った。特に、交易条件 2 については、構造転換点が対象期間に存在するため、決定論的なトレンドを転換点により分割された期間ごとに除去した系列を作成し、“交易条件 3”から決定論的なトレンドを除去した系列との間で単回帰分析を行ったが、回帰式の係数それぞれについても、また回帰式自体の相互の説明力についても有意な結果を得ることはできなかった。よって、（GDP デフレーター÷CPI）を（輸出価格指標÷輸入価格指標）で表される本来の交易条件の代理変数として取り扱うことの妥当性を裏付け得なかった。これらのことから、深尾（2013、2014）で示された、日本の産出物の国際市場での競争力と国内賃金の停滞を結びつける考察には、輸出入価格から算出される本来の交易条件と GDPDef/CPI との関係に十分な注意を払い、再検証されることが必要であろう。

### 参考文献

- Inani, S. (2016.11.01) *Johansen Cointegration test in R Studio*. [Video], YouTube  
<https://www.youtube.com/watch?v=pE3QPFFAIWc0>
- Enders, Walter (2004) *Applied Econometric Time Series*. 2<sup>nd</sup> Ed. Wiley,
- 熊倉 正修 (2015) 「物価指標の特性と日本の交易条件」『経済統計研究』, 43(2), 21-31.
- Karabarbounis, L. and Neiman, B. (2013) The Global Decline of the Labor Share. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(1), 61-104.
- Kleiber, C. and Zeileis, A. (2008) *Applied Econometrics with R*. Springer
- 玄田 有史編 (2014) 『人手不足なのになぜ賃金があがらないのか』 慶應義塾大学出版会
- 齋藤 誠 (2014) 「日本経済を取り巻く国際環境について」、『徹底分析アベノミクス』第 14 章、中央経済社

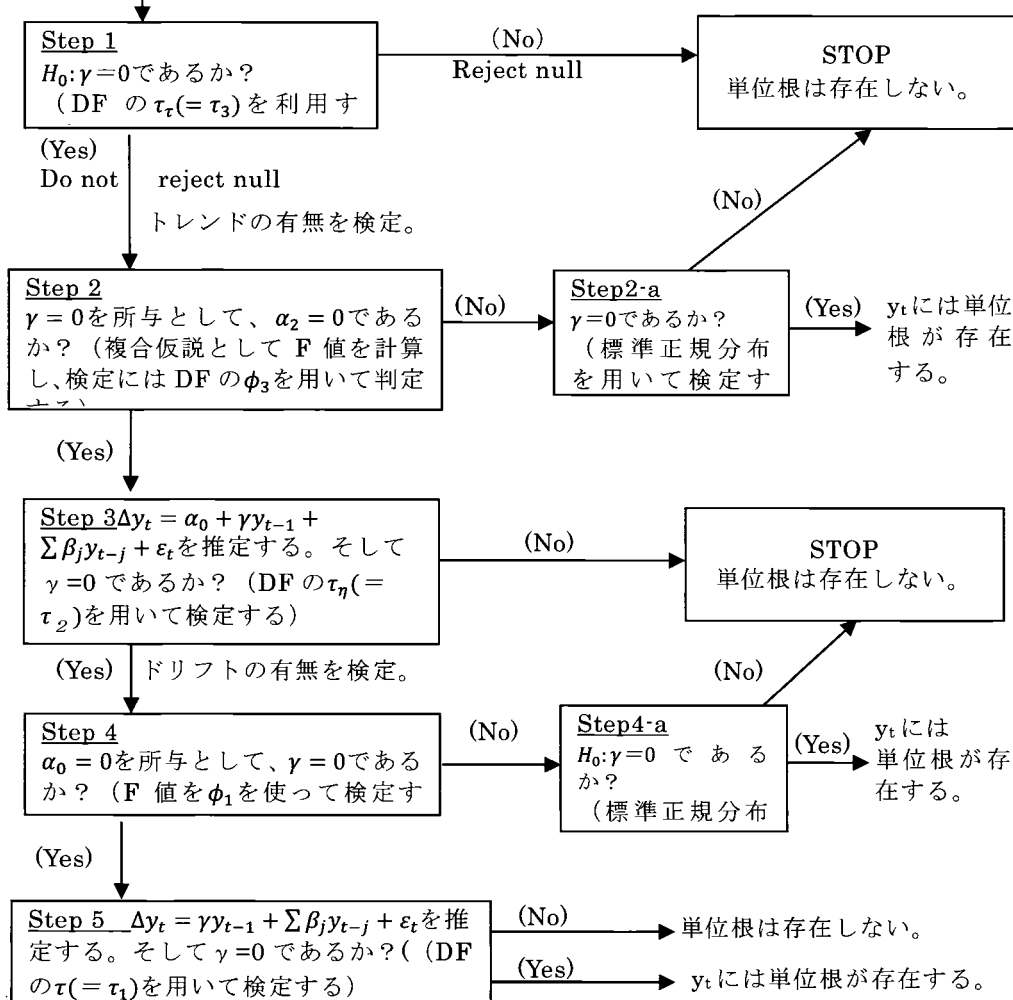
- Shahoo, S. R. (2020.07.05) *Time Series/ Structural Break Test in R | Bai - Perron Structural Break Test in R* [Video], YouTube  
<https://www.youtube.com/watch?v=fsZFp02J0nk>
- 田中 孝文 (2010) 『Rによる時系列分析入門』第2版, シーエーピー出版
- Nelson and Plosser (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162
- Bai, J. and Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-12.
- and ----- (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66, 633-648.
- 早川 英男 (2014.12.16). 「円安 vs 原油安の経済学：鍵は「交易条件」」富士通総研  
<https://www.fujitsu.com/jp/group/fri/column/opinion/201412/2014-12-3.html> (2021.2.10 日閲覧)
- 深尾 京司 (2014). 「労働生産性の停滞と交易条件の悪化が招いた実質賃金率の低下」『金融財政事情』65 (13), 34-38.
- (2013. 11.1) . 「経済教室 賃金上昇の条件④ 生産性向上のみでは困難」『日本経済新聞』, 31.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis *Econometrica*, 57, 1367-1401.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models., *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors., *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.

### 補論 1. ADF による単位根検定の手順

(6) 式は単位根検定において、決定論的トレンド項、ドリフト項そして1階のラグ変数を右辺にもつ最も一般的な定式化である。この式を出発点として単位根が存在するか否かを検定する手順について Enders (2004) では図式化し説明している (p. 319)。ここではそれに田中 (2010) での説明 (pp.336-342) も加えながら転載する。

#### ADF 検定のプロセス

まず、(6) 式 ( $\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1} \beta_j y_{t-j} + \varepsilon_t$ ) を OLS で推定する<sup>11</sup>。



<sup>11</sup> 本稿では  $\sum \beta_j \Delta y_{t-j}$  のラグの次数  $j$  は 4 から始めている。また、最大次数の係数が有意に検定されるように、最大次数の係数が有意ではない場合には、次数を下げて推定しなおす作業を行った。

## 補論2 : ADF 検定の結果

Step1: (6) 式  $\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1} \beta_j y_{t-j} + \varepsilon_t$  を推定する。

表 A: Step1 の結果 (2000~2011 年)

頻度	系列	$\tau_\tau$ 値	臨界値		
			1%	5%	10%
月次	輸出物価指数 (ExP)	-2.3594			
	輸入物価指数 (ImP)	-2.3901			
	消費者物価指数 (CPI)	-2.4867	-3.99	-3.43	-3.13
	“交易条件 1” (ExP/ImP)	-2.6734			
四半期	GDP デフレーター (GDPDef)	-2.5279			
	輸出物価指数 (ExPQ)	-1.1493			
	“交易条件 2” (ExPQ/ImPQ)	-2.9866	-4.15	-3.50	-3.18
	“交易条件 3” (GDPDef/CPI)	-3.9764**			

\*\* : 5%の有意水準で  $H_0: \gamma = 0$  を棄却。

表 A からは、 $H_0: \gamma = 0$  が 5% の有意水準で棄却されるのは“交易条件 3”の GDPDef/CPI のみであり、この系列は単位根過程ではないと結論する。他の系列は有意水準を 10% にとっても  $H_0: \gamma = 0$  は棄却されないため、補論 1 の Step 2 に進み、 $\phi_3$  統計量を検定する。

Step 2 : 複合仮説  $H_0: \gamma = \alpha_2 = 0$  を検定する。

(6) 式に帰無仮説の条件を課した F 値を計算し、Dickey-Fuller の  $\phi_3$  統計量を利用し検定する。表 A で単位根を持たないとされた四半期の“交易条件 3”以外の系列にこの検定を行った結果、表 B のようになる。この表からは対象となったすべての系列で複合仮説  $H_0: \gamma = \alpha_2 = 0$  は棄却されなかった。よって Step 3 ではトレンド項を除いた(6)-b 式の推定を行うこととする。

## 交易条件の代理変数

表 B: Step2 の結果 (2000~2011 年)

頻度	系列	$\phi_3$ 値	臨界値		
			1%	5%	10%
月次	輸出物価指数 (ExP)	2.0302			
	輸入物価指数 (ImP)	2.7535			
	消費者物価指数 (CPI)	3.1661	8.43	6.49	5.47
	“交易条件 1” (ExP/ImP)	3.8196			
四半 期	GDP デフレーター (GDPDef)	3.3156			
	輸出物価指数 (ExPQ)	1.8792	9.31	6.73	5.61
	“交易条件 2” (ExPQ/ImPQ)	4.4611			

Step 3: (6)–b 式を推定する。

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum \beta_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6) - b$$

再び  $H_0: \gamma = 0$  を検定するが、この検定には Duckiy-Fuller の  $\tau_\mu$  を利用する。結果は下の表 C に示されている。この表からは  $\tau_\mu$  値はどの変数でも、またどのレベルの有意水準をとっても検定統計値は臨界値よりも大きいため、GDPDef/CP を除くすべての  $H_0: \gamma = 0$  を棄却しない。よって棄却されなかった変数については Step 4 に進み  $\phi_1$  を検定する。

表 C: Step3 の結果 (2000~2011 年)

頻度	系列	$\tau_\mu$ 値	臨界値		
			1%	5%	10%
月次	輸出物価指数 (ExP)	-0.417			
	輸入物価指数 (ImP)	-1.8064			
	消費者物価指数 (CPI)	-2.1237	-3.46	-2.88	-2.57
	“交易条件 1” (ExP/ImP)	-0.732			
四半 期	GDP デフレーター (GDPDef)	-0.7698			
	輸出物価指数 (ExPQ)	0.3107	-3.58	-2.9	-2.60
	“交易条件 2” (ExPQ/ImPQ)	-0.4286			

Step 4: 複合仮説 $H_0: \gamma = \alpha_2 = 0$ を検定する。

(6)-b 式を帰無仮説の下で推定し F 値を得る。検定には DF の $\phi_1$ を用いる。結果は表 D の通りとなる。

表 D: Step4 の結果 (2000~2011 年)

頻度	系列	$\phi_1$ 値	臨界値		
			1%	5%	10%
月次	輸出物価指数 (ExP)	0.6877			
	輸入物価指数 (ImP)	1.8083			
	消費者物価指数 (CPI)	2.7335	6.52	4.63	3.81
	“交易条件” (ExP/ImP)	1.4009			
四半期	GDP デフレーター (GDPDef)	4.3832*			
	輸出物価指数 (ExPQ)	1.0337	7.06	4.86	3.94
	“交易条件 2” (ExPQ/ImPQ)	1.6695			

表 D からは、GDP デフレーターのみ 10%の有意水準で複合仮説 $H_0: \gamma = \alpha_2 = 0$ を棄却する。この変数については、Step4-a に進み、標準正規分布を用いて $\gamma = 0$  検定するが、10%の有意水準では棄却域は-1.23 以下、5%では-1.64 以下なので、表 C の検定統計値-0.7698 と比較すると帰無仮説を棄却しない。よって、GDP デフレーターは 10%の有意水準では単位根を持つ可能性がある。一方 5%の有意水準では、GDP デフレーターも含め複合仮説をどの有意水準でも棄却しないので、表 D の変数すべてについて Step 5 に進みトレンドもドリフト項も含まないモデルを計算する。

## 交易条件の代理変数

Step 5 (6) -c.式を推定する。

トレンドもドリフト項も持たないこの式で、DF の  $\tau$  を使い、 $H_0: \gamma = 0$  を検定する。結果は表 E. である。

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum \beta_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6) - c.$$

表 E: ADF 検定の Step5 の結果 (2000~2011 年)

頻度	系列	$\tau$ 値	臨界値		
			1%	5%	10%
月次	輸出物価指数 (ExP)	-0.8399			
	輸入物価指数 (ImP)	0.3017			
	消費者物価指数 (CPI)	-0.985	-2.58	-1.95	-1.62
	“交易条件 1” (ExP/ImP)	-1.6168			
四半 期	GDP デフレーター (GDPDef)	-2.936**			
	輸出物価指数 (ExPQ)	-1.294	-2.62	-1.95	-1.61
	“交易条件 2” (ExPQ/ImPQ)	-1.8461			

表 E の Step5 の結果から GDP デフレーター以外の変数は、5%の有意水準で $H_0: \gamma = 0$ を棄却しないので単位根過程であることは棄却できない。GDP デフレーターは  $H_0$  を棄却するので単位根は存在しない。