4．　安定的な四半期系列推計に向けた改善案[22]

(現在の季節調整)

現在、SNA 等で行われている季節調整の特徴は、第一に、推計段階は原系列で行い、季節調整は最後の集計度が高い段階になった所で適用する、というものである。その発想には、(イ)統計が持つ「本当の」情報は調査結果(統計原票)にあるとするもの[23]であり、単純集計[24]だけが「本当の」情報を保存すると考える、(ロ)季節調整は人工的なものであり、方法も唯一絶対のものでない、(ハ)加工することは、本当の情報に「混ぜ物」を加え、結果を見やすくしただけのものである、などが考えられる。このような発想が、できる限り基礎となる統計を生かそうとすることに繋がるため、原統計の持つ変動に対する積極的な対処を抑制するように作用してきたと考えられる。

現行の手法が持つ統計実務上のメリットとして、(イ)長い一様な系列を必要としない、(ロ)推計に用いるデータを柔軟に加工することができる、(ハ)高い集計段階で季節調整することで、不規則変動のキャンセル・アウトが期待できる等を上げることができる。季節調整の結果を概観すれば、原系列が持つ一次統計に起因する大きな変動に比べ、季節調整を施すことにより曲がりなりにも前期比変化率を分析できる程度に滑らかにしているといえる。しかし、季節調整系列は、他国と比較すると先の米国だけでなく、二つの意味で変動が激しいと評価されることに繋がっている。まず、期が追加されることで変化率も大きく変更されること、また、一次 QE、二次 QE、確報（一年遅れ、年次推計）、確々報（二年遅れ、同）と頻繁に、かなり大きく変更されることが指摘されている。

第二は、一次統計に起因する(不規則)変動が大きく、これに対して十分に対処していないことである。原系列（CSI）は、季節調整を行うことで季節調整系列（CI）となる。このとき、統計から得られる情報を考えると趨勢・循環要因（C）と不規則変動要因（I）の比率、いわば、シグナルとノイズの比率（S/N 比率）が重要となる。不規則変動には、政策変更や天変地異など発生以降の経済活動に影響を与える突発的な事件が含まれる。また、同時に、統計作成上のサンプルの入れ替え、調査項目の変更、少サンプルの問題等一次統計の技術的な事柄から生ずる不規則な変動も含まれて

22　改善案は、新たな季節調整法を開発することで季節調整値の安定性、変動の小ささを求める趣旨ではなく、利用可能な季節調整法により季節性、不規則変動等が分離されたとき、これらを用いて理論的に変動を小さくすることにより安定的な系列を得る手法で改善方法を検討するものである。このため、季節調整法を改善することを通じて「季節性の安定性と変動の極小化」を図る研究とは補完的な役割を成すものである。

現状では、実務家は季節調整系列が不安定であることで同系列に景気等の判断の中心に置けないでいる。むしろ、理論的に様々な問題点のある原系列をも利用せざるを得ない状況にある。こうした現状を改善する方策の一つを提案しようとするのが第4章の役割である。

23　この発想には、サンプル調査では、調査票が正確に記入されていることだけが重要なのではなく、代表すべき母集団を正確に表現することにこそ中心課題があるのだという視点が欠けている。

24　一例では、単純合計や平均のみ正当とする考え方がある。たとえば、部分集合毎に分散が異なると分かっている標本では、平均の不偏推定量を求める場合、各部分集合の平均値を標準偏差で割り引いて合計する方法が否定される。

いる。不規則変動のうち、後の活動に影響を与える変動のみ取り出し、技術的な変動を除くことが大切である。先の分析に見たように、日本のGDP等を見ると、米国と比較して決してS/N比率が高いといえるものではないことが分かる。

第三は、特殊要因の処理を避けていることである。米国では、一次統計の段階で勤労感謝の日(Labor's day)や感謝祭(Thanks' Giving Day)などもイースターと同じく特殊処理を行う項目としている。加えて、営業日調整や曜日調整も行うことで「平年度ベース」の経済実態を捉えることに力点が置かれている。実際、センサス局法 X12 にはそのオプションがある。日本では、一次統計段階では殆どの処理がなされていない[25]。二次(加工)統計である GDP 等の段階でも、極めて限定的にしか用いられていない。例えば、SNA の四半期統計では、消費税引き上げダミー(1997年1-3月期と4-6月期)を除くと体系的な適用例[26]がないように見える。基本商品・目的分類別のうるう年処理や経済対策なども行っていない。一見季節性があるように見える要因(経済対策は1-3月期予算が決定され、4-6 月期に公共投資を急増させる)に季節調整をしないことで、政策のレジームが変化すること(最近までのように、財政支出を伴う経済対策を行わなくなること)により、逆に季節調整系列の歪みを長期にわたり残してしまうことになる。

第四は、残差や比例配分で推計している項目、特に、民間設備投資の処理に改善の余地があることである[27]。最大の制度別投資主体である民間法人企業の投資は、一次 QE の時には事実上残差で、二次 QE のときは比例配分で推計している。このため、自身の一次統計が持つ変動の大きさに加えて、他の一次統計が持つ変動にも影響されることになる。その際、影響の大きさとして参考となる数値が、季節調整値(CI)を分解し、趨勢・循環(C)と不規則変動(I)とに寄与度を分解した場合の相対的大きさを測ることによって得られるシグナル・ノイズ比率の値である。例えば、日本のGDPと米国のそれについて比較してみる。興味深いことは、日本では趨勢・循環変動(C)対不規則変動(I)の比率が1対1程度であるのに対して、米国では 4 対1程度と大きく異なることである。

以上、現在の季節調整が果たす役割は極めて大きい。逆にいえば、過大な役割を担わされている恐れも強い。推計方法や統計理論に基づく処理(期待値が異なる統計の合成や分散が異なる場合の期待値の合成方法の適用)により、より小さな変動の推定値を得るように改良すべきでもある。

---

25 全数調査の代表格である、「国勢調査」でも良く知られた特殊な「現象」がある。一例では、年齢コホートで、人口の「20歳から24歳」の(日本人)人口が5年後の調査で、何万人かの規模で増加する。逆に、5年前の「15歳から20歳」の人口が5年後「20歳から25歳」になるとき、急に減少する。移民等社会的増減要因がほぼ無視できる日本で、不思議な現象である。

26 現在の適用事例は、http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/qe083-2/modelj.pdf。

27 供給側 QE 推計の中核となるコモ法では、財毎の(用途別)配分比率を用いて財の需要構成を推計している。この比率は(基準年価格で測った年平均の配分比率で)5年間固定している。このため、2つの問題が生じている。第一は、中間年次の配分比率の有効性である。基準年は有効でも、相対価格が変化する中間年次は、名目の出荷額に配分比率を乗じて得られるものが財の需要構成であるとは必ずしも言えない。第二に、原系列の四半期名目出荷額に配分比率を掛けて用途別需要を計算しているが、この平年度ベースの配分比率に原系列の数値を乗じたものが何を意味するものなのか明確でなくなる。配分比率に季調後の実質(平年ベース、基準時価格)出荷額を乗ずることで、四半期別の用途別需要を計算した方が分かり易い。

(「積上方式」の推計方法(案))

当論文の検討は、最終的に得られる SNA の系列が「滑らかで、安定的（な季節指数）」である推計方法の開発を目標とする。このため、第一段階では、同じ大項目(母集団)に属する小項目(部分集合、標本)を用いて目標に沿った形で複数の小項目系列の合計で大項目の各期を推計する方法を検討する[28]。季節調整法は、また一部では系列の推計方法についても、検討内容を明確化するために対前期比変化率に変換して分析する。月次統計や四半期統計を用いた推計に年次系列の情報を用いる手法は、第二段階で検討する。

まず、第一段階で、同じ大項目に属する小項目の月次統計等、同一期の系列どうしを基準時点のウェートで集計することにより大項目の系列を推計する手法について検討する。例えば、サービス、非耐久財、半耐久財、耐久財に区分された小項目を集計して、大項目である民間消費支出を推計する場合を考えてみよう。i 区分の小項目で t 期における季節調整値の対前期比年率伸率を R^i_t、上付き変数 i が無い対前期比年率伸率 R_t を大項目の同伸率を表すものとする。m^i が基準時点の i 区分のウェートであり、また、Σ が合計を表す操作変数、各 i 区分の伸率は小文字 r で表し、趨勢・循環要因 C の伸率を $r\_C^i_t$ とし、不規則変動要因の伸率を $r\_I^i_t$ とする。標準分散を最小とする条件を満たすようなウェート w^i_t を求め、これを用いることによって集計された系列が提案する第一段階の案である。

現在行われている推計方法を数式で表すと、i 区分の伸率は、趨勢・循環要因と不規則変動要因の伸率を組み合わせることで、以下のように表せる。

$$R^i_t = r\_C^i_t + r\_I^i_t \qquad : i=1,2,\text{-},\text{-}\ ,\text{-},n \qquad \text{(1-1 式)}$$

大項目の伸率 R_t は、各区分のウェート m^i と伸率 R^i_t の関係から、

$$R_t = \Sigma m^i R^i_t$$
$$= \Sigma m^i (r\_C^i_t + r\_I^i_t) \qquad : i=1,2,\text{-},\text{-}\ ,\text{-},n \qquad \text{(1-2 式)}$$

大項目の伸率が持つ統計的特性は、i 区分の平均伸率を μ^i、標準偏差を σ^i とし、趨勢・循環要因、不規則変動要因のそれらを σ_C^i、σ_I^i とすると、

$$E(R_t) = E(\Sigma m^i r\_C^i_t)$$
$$= \Sigma m^i E(r\_C^i_t) \qquad : \ E(r\_I^i_t)=0$$
$$= \Sigma m^i \mu^i \qquad \text{(1-3 式)}$$

$$Var(R_t) = Var(\Sigma m^i R^i_t)$$

---

28 これは、年次統計などより大きな標本を用いて推計されるなどして大項目の平均値などが与えられたとき、小項目に分割する手法としても利用できるものである。

$= Var(\Sigma m^i r\_C^i_t) + Var(\Sigma m^i r\_I^i_t)$
$= \Sigma(m^i)^2(Var(r\_C^i_t) + Var(r\_I^i_t))$
$= \Sigma(m^i)^2(\sigma^i)^2$
$= \Sigma(m^i)^2[(\sigma\_C^i)^2 + (\sigma\_I^i)^2]$ (1-4 式)

ここで、小項目の標準分散を $V_i=(m^i)^2((\sigma_C^i)^2 + (\sigma_I^i)^2)$とする[29]と、大項目の標準分散 V を以下のように定義できる:

$V= Var(R_t)$
$=\Sigma(m^i)^2((\sigma\_C^i)^2 + (\sigma\_I^i)^2)$
$=\Sigma V_i$ (1-5 式)

目標とする w^i については、(1)集計ウェートであること、(2)1-5 式(標準分散)を最小化するウェートであることから、これを求める。R^*_t を集計ウェート w^i を用いて集計した大項目の伸率とし、両条件を式で表せば、

$R^*_t = \Sigma[w^i m^i(R^i_t - E(R^i_t))] + E(R_t)$ ：$\Sigma w^k = 1.0$ (1-6 式)
$V^* = \Sigma(w^i)^2 V_i \rightarrow$ minimum(最小分散) (1-7 式)

1-7 式で表されるウェート w^i が分散に与える効果を見る。全ての交差項が0であるとすると、1-7 式はウェートを含め全ての項が正値の2次形式となっており、各変数について対称性があること、ウェートについても同様であることから、最小値は各変数$(w^i)^2V_i$ と$(w^j)^2V_j$、$(i\neq j)$の値が同値になることで得られる。つまり、

$(w^i)^2V_i =(w^j)^2V_j$: $i\neq j$ (1-8 式)
$w^j = w^i\sqrt{(V_i/V_j)}$ (1-9 式)

1-9 式の関係を 1-6 式に代入すると、w^i の値は、

$w^i \sqrt{[V_i\Sigma (1/V_k)]}= 1.0$ (1-10 式)

更に、$\Sigma[1/V_k]= \Phi$ とすると、1-10 式から求める w^i は、以下のように表せる、

$w^i = 1/\sqrt{(\Phi V_i)}$ (1-11 式)

以上の検討結果と$(R^i_t - E(R^i_t))=R^{i\wedge}_t$ を用いて、1-6 式、1-7 式の期待値、標準分散をそれぞれ計算する[30]と、$E[R^i_t - E(R^i_t)]= E(R^{i\wedge}_t)= 0$ であることから、

$R^*_t =\Sigma[w^i m^i(R^i_t - E(R^i_t))] + E(R_t)$
$=\Sigma[w^i m^i(R^{i\wedge}_t)] + E(R^i_t)$
$= [1/\sqrt{(\Phi)}]\ \Sigma\{ [1/\sqrt{(V_i)}]\ m^i R^{i\wedge}_t \} + E(R_t)$

29 趨勢·循環要因と不規則変動要因の交差項をゼロ(無相関)と仮定している。
30 推計の手順上、$E(r\_C^i_t)$、$Var(r\_C^i_t)$、$Var(r_I^i_t)$は m^i や w^i に依存せず、ここで検討している第一段階の提案に基づく処理プロセス前に決定していることに留意する必要がある。

$$= [1/\sqrt{(\Phi)}]\ \Sigma\{\ [1/\sqrt{(m^i)^2}\sqrt{((\sigma\_C^i)^2 + (\sigma\_I^i)^2)}]\ m^i\ R^{i\wedge}{}_t\ \} + E(R_t)$$
$$= [1/\sqrt{(\Phi)}]\ \Sigma\{\ (1/m^i)[1/\sqrt{((\sigma\_C^i)^2 + (\sigma\_I^i)^2)}]\ m^i\ R^{i\wedge}{}_t\ \} + E(R_t)$$
$$= [1/\sqrt{(\Phi)}]\ \Sigma\{\ [1/\sqrt{((\sigma\_C^i)^2 + (\sigma\_I^i)^2)}]\ R^{i\wedge}{}_t\ \} + E(R_t) \qquad \text{(1-12 式)}$$

$$E(R^*{}_t) = E[1/\sqrt{(\Phi)}]\ \Sigma\{\ [1/\sqrt{((\sigma\_C^i)^2 + (\sigma\_I^i)^2)}]\ R^{i\wedge}{}_t\ \} + E(R_t)$$
$$= [1/\sqrt{(\Phi)}]\ \Sigma\{\ [1/\sqrt{((\sigma\_C^i)^2 + (\sigma\_I^i)^2)}]\ E(R^{i\wedge}{}_t)\ \} + E(R_t)$$
$$= E(R_t) \qquad \text{(1-13 式)}$$

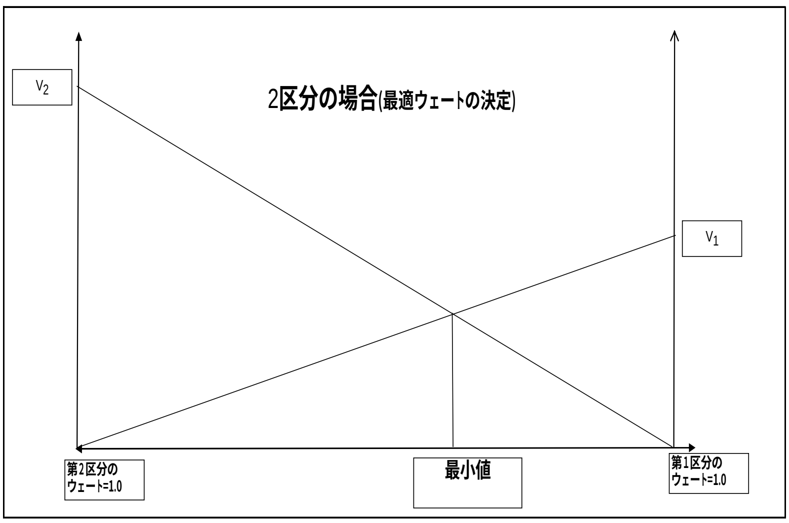
$$V^* = \Sigma(w^i)^2 V_i$$
$$= \Sigma(1/\Phi V_i)V_i$$
$$= \Sigma(1/\Phi) \qquad \text{(1-14 式)}$$

1-11 式で示されるウェート w^i が持つ内容を明示するため、2区分の場合で具体例を計算してみる。標準分散を最小とするウェートは、

$$V^* = (w^1)^2V_1 + (w^2)^2V_2$$
$$\Phi = (1/V_1 + 1/V_2)$$
$$w^1 = 1.0/\sqrt{(\Phi V_1)} = 1.0/\sqrt{(V_1/V_1 + V_1/V_2)} = \sqrt{V_2}/\sqrt{(V_1 + V_2)} \qquad \text{(1-15 式)}$$
$$w^2 = 1.0\text{-}w^1 = \sqrt{V_1}/\sqrt{(V_1 + V_2)} \qquad \text{(1-16 式)}$$

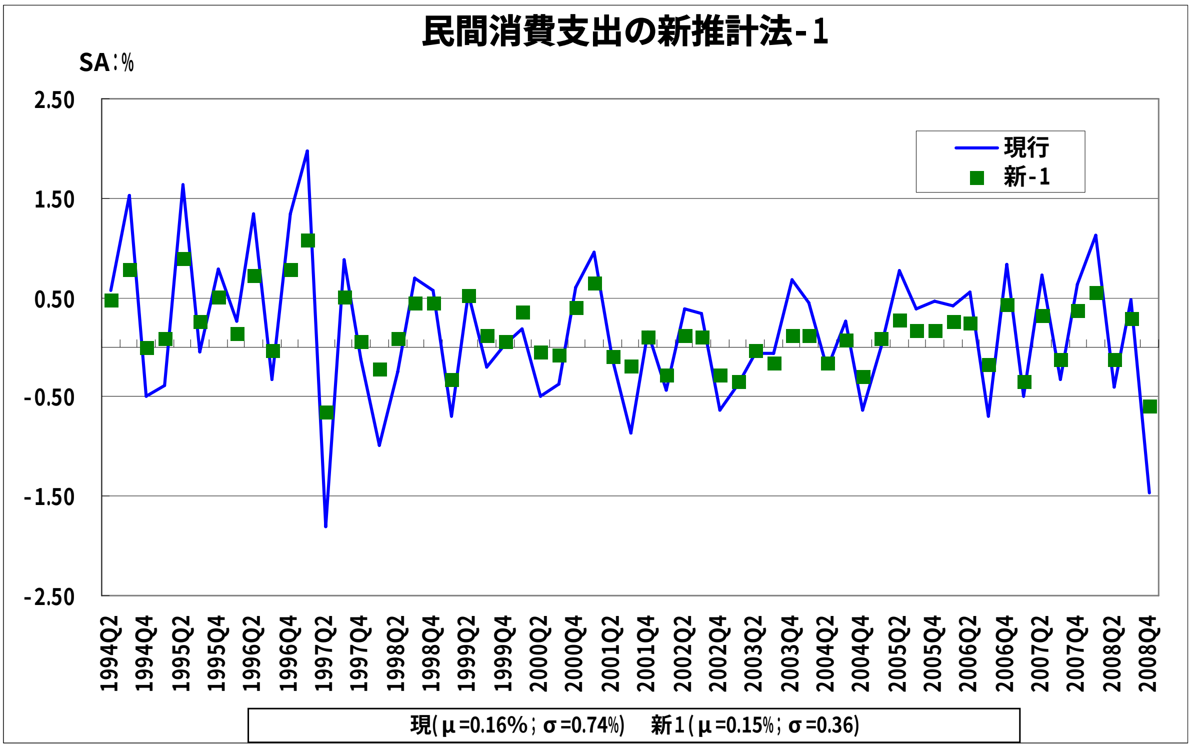
1-15、16 式で表される状況を図示すると、以下の図7である。特徴は、「標準分散の小さい区分のウェートは大きく(原点から最適点までの長さが長く)、同の大きなもののウェートは小さく(X 軸の 1.0 から最適点までの長さが短く)することで最小分散となるウェートが得られる」ことである。

図7　最小分散となるウェート(概念図)



以上、第 1 段階の提案を民間消費支出に適用した結果が以下の図8である。新旧の季節調整値（CI）の対前期比変化率は、平均値が新旧ともほぼ同じ 0.17%と 0.16%であり、標準偏差が0.76%であったものが 0.36%と縮小(標準分散で測れば 1／4 に縮小)している。現行の方式と新方式の相違は、新方式では前期比で平均から1．0%ポイント以上乖離しているものが無くなっており、「滑らかな」系列となっていることを示している。

図8　民間消費支出の推計法(新旧比較)



(年次系列の利用と四半期系列等の推計法)

第二段階として検討している推計方法は、年次系列の平均と分散の情報を四半期、月次の推計にも利用するものである。年次系列は、他の月次、四半期系列よりも同じ母集団に対して標本数も多く、より真の値に近い、分散の小さな推定値をもたらすと考えられる。こうした観点から、これまでも四半期系列の推計にあたっては年平均の情報を用いてきた。今回、年次系列が持つ分散についても利用することで、より小さい分散の推計値を得ようとするものである。

本来、SNA の支出、付加価値系列の正式系列は、暦年の年次推計による系列であると考えられてきた。このため、四半期で推計された系列は、年次系列を推計するための暫定値であったり、四半期の動向を捉えるための補助系列と位置付けられたりしてきた。四半期系列は、原系列の前年までの年合計値[31]が年次推計系列の値になるよう修正されている。このため年計値(平均値)には、年次推計系列が持つ平均に関する情報が用いられていると考えられる[32]。問題は、今日利用されていない分散の情報をいかに用いるかである。新たな推計方法の提案は、概要、以下のように要約できる。

前年(確報)までの年次推計系列が確定しているとき、以降の月次や四半期系列を推計する場合、各系列について、(1)各期変化率の平均値が年次系列のそれの範囲となること(各期の平均変化率が年次変化率の不偏推定量となること)、(2)各期変化率の標準偏差が年次系列の変動範囲となること(各期の平均変動率が年次の変動率の不偏推定量となること)が実現するように年次の情報を活かすことにより、四半期系列の情報量が高まることになる。これは、現在のように不規則変動が何期かの平均を取ることで相殺することを期待する手法と比較して、追加的に年次系列が持つ統計情報を「滑らかで、安定的な」四半期系列となるように推計に活用しようとするものである。

具体的には、年次系列が持つ標準偏差の情報を活用する余地があることである。現在でも、平均値は利用されている。年次系列（確報）が利用できる一年前までの期間については、四半期系列の平均値が年次系列に合致するように、最新の確報値が得られた段階で、修正している。修正によって、四半期系列の変化率は、平均的に年次系列の変化率になる。この手法は、四半期系列の変化率が年次系列の不偏推定量になるように修正する推計手法の一つであるといえる。しかしながら、標準偏差については、年次の情報を利用していない。

四半期(月次)系列の標準偏差を年次系列の標準偏差と同じすることで、四半期に生起する事象が入る信頼区間が狭くなり、「滑らかで、安定的な」推計に寄与する余地がある。確率論に基づけば、基準時点から乖離するほど分散が拡大するという理解もありうる。しかし、より大きな標本に基づくことで、「滑らかで、安定的な」推計をもたらすのであれば、四半期(月次)系列について、年次の平均値や標準偏差を推計に利用することがより良い推計方法をもたらす可能性があると考えられる。このため、年次の情報を、四半期や月次推計に用いることで各四半期(月次)系列の固有平均、同標準偏差が平均的に年次の値に収束するよう修正する推計方式の導入を提案する。

1994 年から 2007 年確報までの情報に基づくと、たとえば、年次の名目民間消費支出は、平均成長率０．６％、標準偏差１．０％ポイントとなっている。これが、需要側の四半期情報では、年率、平均成長率０．８％、標準偏差２．１２％ポイント、また、月次情報では、年率、平均成長率０．８４％、標準偏差４．５７％ポイントとなっている。

---

31 最新の年次系列は、最新時点の四半期系列に比べて、3 四半期以上、遅れる。

32 現行の四半期の修正法では、デントン法を用いて、四半期毎の変化率の修正幅を最小にするようにしている(文献、『季刊国民経済計算』、No.132、平成 18 年 8 月を参照せよ)。

平均成長率では、多頻度統計に基づく推計が年率0．20％程度上方バイヤスを持っていることになる。変動については、たとえば、月次の民間消費支出(季節調整値：CI)の標準分散を趨勢・循環要因(C)、不規則変動要因(I)毎に分解すると、季節調整値の標準分散1．75％のうち、趨勢・循環要因(C)が0．03％、不規則変動要因(I)が1．71％となる。約98％の要因が不規則変動要因(I)から生じていることが分かる。つまり、月次情報が四半期、年次と集計されることで主に不規則変動要因(I)が相殺され、季節調整値の変動が小さくなっている。逆に、年次情報を用い、主に不規則変動要因(I)を修正する方法が有効であることを示唆している。

$R_{y,i}$ を y 年 i 期の四半期(月次)系列で季節調整値の対前期比年率伸率、R_y を y 年の年次系列の前期比伸率とする。また、同期の趨勢・循環変動要因の年率伸率を $R\_C_{y,i}$ とし、同、不規則変動要因のそれを $R\_I_{y,i}$ とする。これらの関係は、以下の式のように示すことができる。

$$R_{y,i} = R\_C_{y,i} + R\_I_{y,i} \quad ：i=1,2,3,4 \qquad \text{(2-1 式)}$$

R^*_y を別途推計される年次系列の前期比伸率の期待値、$R^*_{y,q}$ を同、四半期系列の前期比年率伸率の期待値とすると、

$$E_y(R_{y,i}) = E(\Sigma_i(R_{y,i})) \qquad \text{(2-2 式)}$$
$$= E[\Sigma_i(R\_C_{y,i}) + \Sigma_i(R\_I_{y,i})] \qquad \text{(2-3 式)}$$
$$= R^*_{y,q} \qquad \text{(2-4 式)}$$
$$\rightarrow R^*_y$$

趨勢・循環変動要因の伸率、不規則変動要因の伸率について、以下の各々の先験的制約がある：

$$E_{yi}(R\_I_{y,i}) = 0 \qquad \text{(2-5 式)}$$
$$E_{yi}(R\_C_{y,i}) = R^*_{y,q} \rightarrow R^*_y \qquad \text{(2-6 式)}$$

V^*_y を別途推計される年次系列の前期比伸率の標準分散とすると、$V^*_{y,q}$ を同、四半期系列の前期比年率伸率の標準分散とすると、

$$Var(R_{y,i}) = Var(R\_C_{y,i}) + Var(R\_I_{y,i})$$
$$= V^*_{y,q} \qquad \text{(2-7 式)}$$
$$\rightarrow V^*_y$$

当該ケースは、四半期(月次)系列が補助的に、年次系列より詳しい動向を示すために用いられている場合である。つまり、「補助系列」の平均値(期待値)や分散は、年次系列のそれと一致しないのが一般的である。このため、年次系列の平均値や分散の情報を利用することは、各々の値に一致するように修正することを意味する。つまり、平均については、不規則変動要因の平均は 0 であることを利用して、年次系列との相違分を趨勢・循環変動

要因から変更することで不偏推定量とすることが可能となる。年次系列が存在する最新年を y_0 とすると、y_0 年までの累積情報に基づく修正幅[33]を A_{y0} とすれば、以下のような関係として示すことができる：

$$E_{y0}[\Sigma_i(R\_C_{y,i})] = (1/y_0)\Sigma_y[(1/4)\Sigma_i(R\_C_{y,i})] + A_{y0}$$
$$= R^*_{y0} \qquad (2\text{-}8 式)$$

2-8 式から修正幅 A_{y0} を求めると、

$$\tilde{A}_{y0} = R^*_{y0} - (1/y_0)\Sigma_y[(1/4)\Sigma_i(R\_C_{y,i})] \qquad (2\text{-}9 式)$$

＝「年次系列の平均値」 ー 「四半期系列の平均値」

$\tilde{A}_{y0}$ を用いて、修正された $y>y_0$ の成長率 $\tilde{R}_{y,i}$ は、

$$\tilde{R}_{y,i} = R\_C_{y,i} + R\_I_{y,i} + \tilde{A}_{y0} \qquad : (y>y_0), (i=1,2,3,4) \qquad (2\text{-}10 式)$$

また、標準分散についても、y_0 年までの累積情報に基づく修正比率を B_{y0} とすると、以下のように示すことができる：

$$Var(R_{y,i}) = (1/y_0)\Sigma_y\{(1/4)\Sigma_i[Var(R\_C_{y,i}) + Var(R\_I_{y,i})]\} \cdot B_{y0}$$
$$= V^*_{y0} \qquad (2\text{-}11 式)$$

ここで、標準分散の値を以下の V_C_{y0}、V_I_{y0} ように定義する：

$$V\_C_{y0} = (1/y_0)(1/4)\Sigma_y\Sigma_i[Var(R\_C_{y,i})] \qquad (2\text{-}12 式)$$
$$V\_I_{y0} = (1/y_0)(1/4)\Sigma_y\Sigma_i[Var(R\_I_{y,i})] \qquad (2\text{-}13 式)$$

標準分散の修正率 B_{y0} は、2-9、-10、-11 式を用いて表すと、

$$Var(R_{y,i}) = (V\_C_{y0}+V\_I_{y0}) \cdot B_{y0} = V^*_{y0} \qquad (2\text{-}14 式)$$
$$\tilde{B}_{y0} = V^*_{y0} / (V\_C_{y0}+V\_I_{y0}) \qquad (2\text{-}15 式)$$

年次系列の標準分散に一致するよう、修正された V_C_{y0}、V_I_{y0} の各々は、2-14、-15 式を用いて、

$$V\_\tilde{C}_{y0} = V\_C_{y0} * \tilde{B}_{y0} \qquad (2\text{-}16 式)$$
$$V\_\tilde{I}_{y0} = V\_I_{y0} * \tilde{B}_{y0} \qquad (2\text{-}17 式)$$

2-16、17 式で表される修正を行った趨勢･循環系列と不規則変動系列は、以下の $R\_\tilde{C}_{y,i}$、$R\_\tilde{I}_{y,i}$ のように表せる、

$$R\_\tilde{C}_{y,i} = [R\_C_{y,i} - E(R\_C_{y,i})] * \sqrt{\tilde{B}_{y0}} + E(R\_C_{y,i}) + A_{y0} \qquad (2\text{-}18 式)$$

---

33 年次系列から得られる情報は、y_0 年までの(伸び率の)平均と分散に関する情報である。これらは、何年かに渡る期間の情報であることから、平均的には四半期の情報と一致するものである。このため、この修正幅は現在のように(原系列の)四半期系列の年計が年次系列の年の数値に一致するように修正するという性質のものではない。

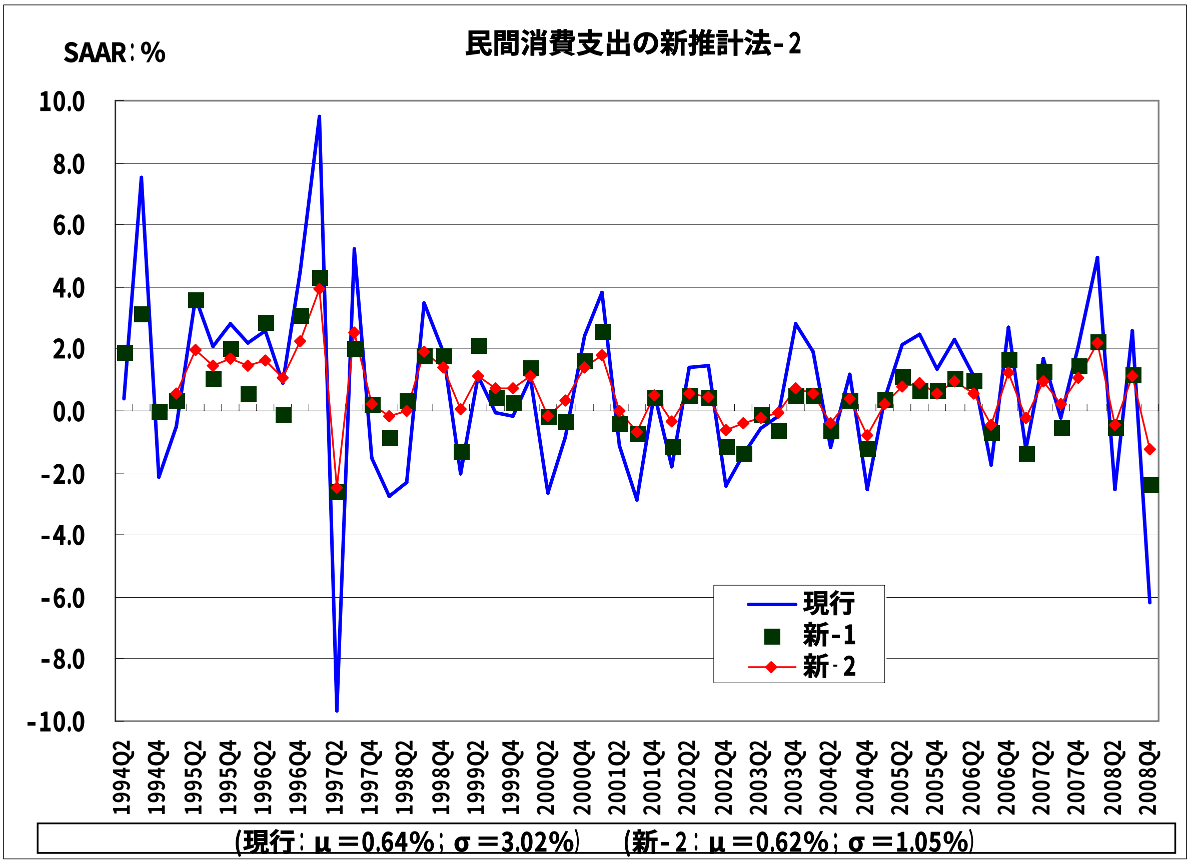
$$R\_\tilde{I}_{y,i} = R\_I_{y,i} * \sqrt{\tilde{B}_{y0}} \qquad \text{(2-19 式)}$$

不規則変動の平均はゼロのままであるが、趨勢・循環系列の平均は 2-10 式のように年次系列と四半期系列の平均の乖離分だけ修正されていることに留意する必要がある。また、2-18、-19 式による修正によって、両系列の平均周りの変動が年次・四半期系列の標準偏差の相違の大小に応じて修正される新たな系列になることを、新推計方法として提案していることになる。

以上の検討を踏まえ、第二段階では、年次統計の利用可能な年まで、各四半期(月次)系列の固有平均、同標準偏差が平均的に年次統計の平均、標準偏差になるように、割り引いて集計する修正を適用することを提案している。

図9がその提案に基づいて試算した民間消費支出についての暫定値（系列、「新-2」）である。これは、年次の情報を用いることによって、平均前期比年率伸率が０．６２％、標準偏差が１．０２％と「平均的に」は年の平均成長率と分散(標準偏差の二乗)にほぼ一致している。試算結果の他の特徴は、(1)（現行に近い）季節調整系列や第一段階の修正系列よりもより滑らかな系列となっている、(2)(標準)分散は、現行方式の1/9、第一段階のそれの1/2となっており、意図した「滑らかな」系列が推計されている。

図9　推計結果の比較（民間消費支出の場合）



(現在の季節調整処理の個別改善案)

第一に、うるう年の処理は、影響の有無を基本商品・目的分類別に検討した後、実施するよう変更するべきである。うるう年処理は、やる・やらないを事前に決めるのではなく、うるう年の2月を観測した後、影響があるかどうか実際に有意性を検討してみて、有意と判定された基本商品・目的分類についてうるう年処理するように方式を変更するべきである。

第二に、季節調整は月次系列から行い、四半期系列の推計の基本商品・目的分類で処理するべきである。くわえて、最終的な報告からも原系列の数値を落とすようにするべきである。前年比は季節調整値の4四半期前との比率として表記するようにすべきである。

第三に、最近、影響を増している中国、韓国、東南アジアの旧正月(春節)の処理である。同は、太陰暦に基づいて決まることから、毎年、**1**月、2月のいずれかに発生する[34]が、暦の上では動くことになる。中国では、輸出、輸入業務が **1** 週間程度滞るため、日本の輸出、輸入が直接影響を被っ

34 旧正月の影響は、1-3月期内の話であり、他の四半期に影響しないとの異論があり得る。しかし、趨勢判断や先行きの季節性を推計するときには影響が生ずることが知られている。このため、今後、影響が高まると予想されることを考慮に入れ、対処するべきである。

たり、停滞を見越した前倒し、後送りが発生したりする。対中依存度を高める生産(生産指数)も同様に影響を受けるものと考えられる。中国との依存関係が強まっている韓国、東南アジア諸国も同じ影響が発生する。これをカソリック国におけるイースターと同様の処理をすることが良案であり、少なくとも季節調整処理をすることが望まれる。

第四に、住宅投資については、1997 年の消費税引上げ時点、また、(検討の余地がありえるであろうが)2008 年の新建築基準改正法の導入時点以降の数ヶ月などが dummy 処理の対象として考えられよう。その他の GDP 構成項目についても、一時的な制度変更や 2008 年 4 月の石油諸税法延長関係の影響についても、検証の上、積極的に特殊処理を検討することが望ましい。これは、異常値処理をして季節指数を歪めるのではなく、安定的な季節指数を推計するためのものである。

おわりに

当該論文では、主に、国民経済計算(SNA)の四半期系列を通して経済に関連した統計の現状をレビューし、月次や四半期で公表される統計を用いて経済動向や政策判断を行う場合、季節変動を除去する必要があることを再確認した。その上で、より包括的な年次統計の情報を、月次や四半期統計に基づく経済指標の作成に利用することで、情報の内容が向上する可能性のあることを検証している。

まず、現在の利用可能な統計情報では、米国との国際比較で判断すると、日本の経済関係の統計は、より大きな時系列の変動を含んでいる。変動の多くは、季節変動や不規則変動によって生じており、経済動向や政策の判断向上に寄与する情報を殆ど含んでいない。

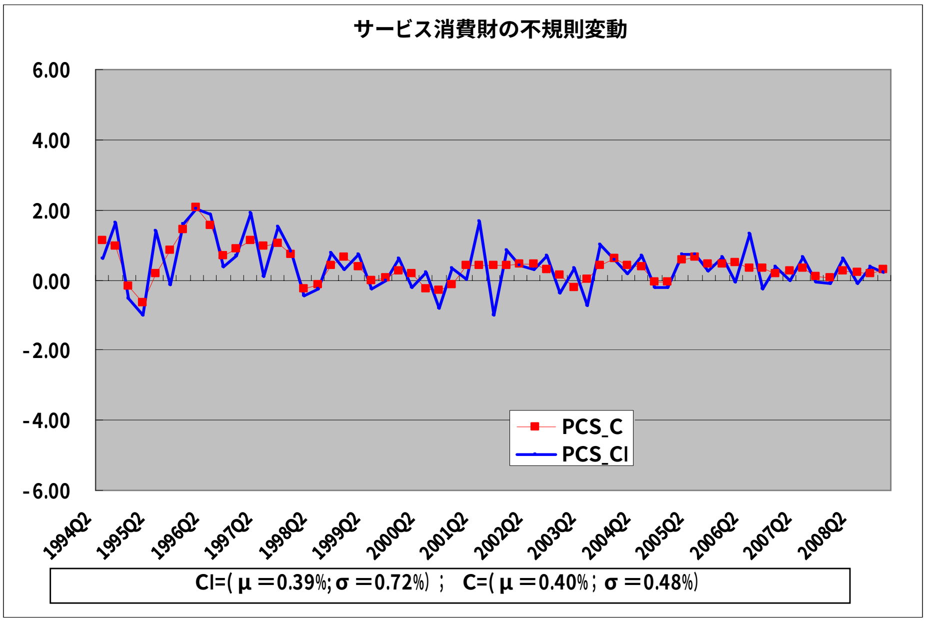
この状況の改善には、統計の調査設計の改良や信頼度の向上をもたらす標本数の増加が最善の道であるが、予算拡大というコストも伴う。他方、年次統計をより高度に利用したり、構成項目間の変動の差を反映させる方法で対処する場合には、既存の推計手法等を改良することが不可欠であるものの、「滑らかで、安定的な」統計を実現できるメリットがある。さらに、将来、統計の改善が実現したときには、その成果をそのまま活用することができる利点もある。

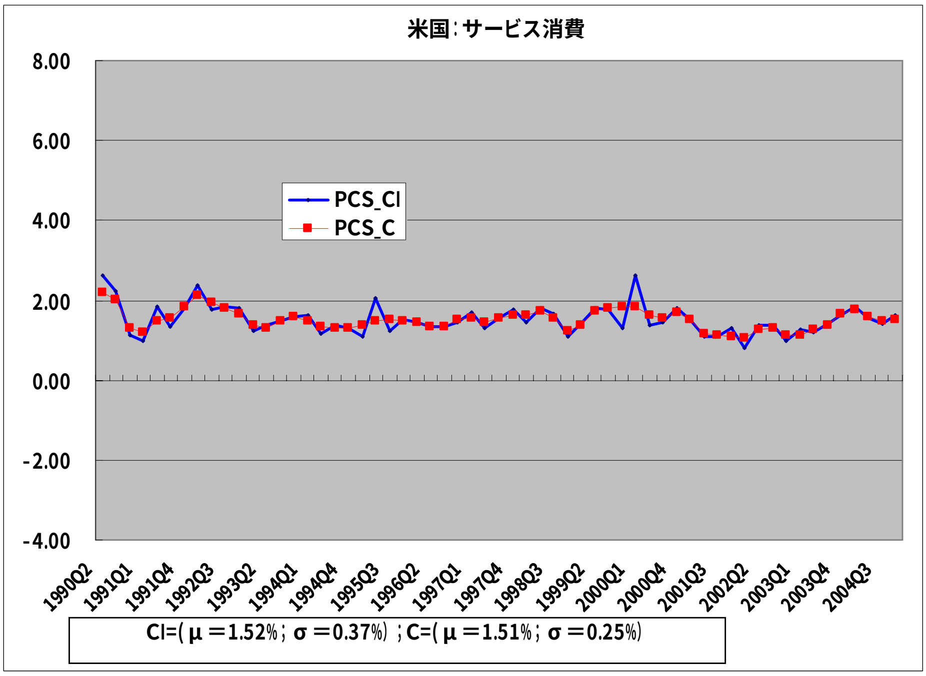
(**以上**)

参考図

1．サービス消費の変動を同一変化率で、日米で表示

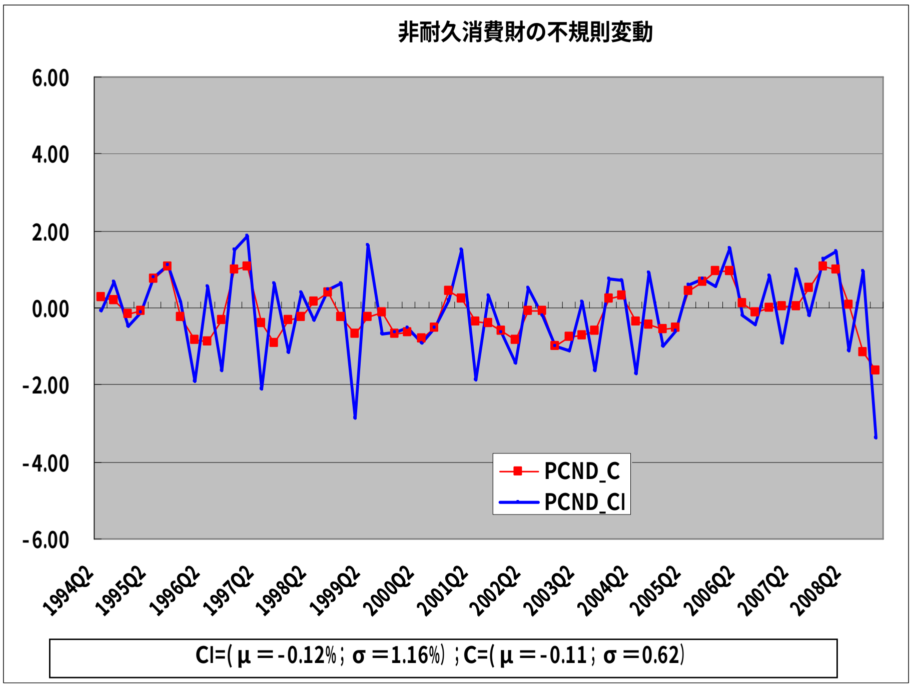
- 両国とも、安定したサービス消費の動向を示している。
- 米国のそれは、より安定しているだけでなく、伸率も高い。

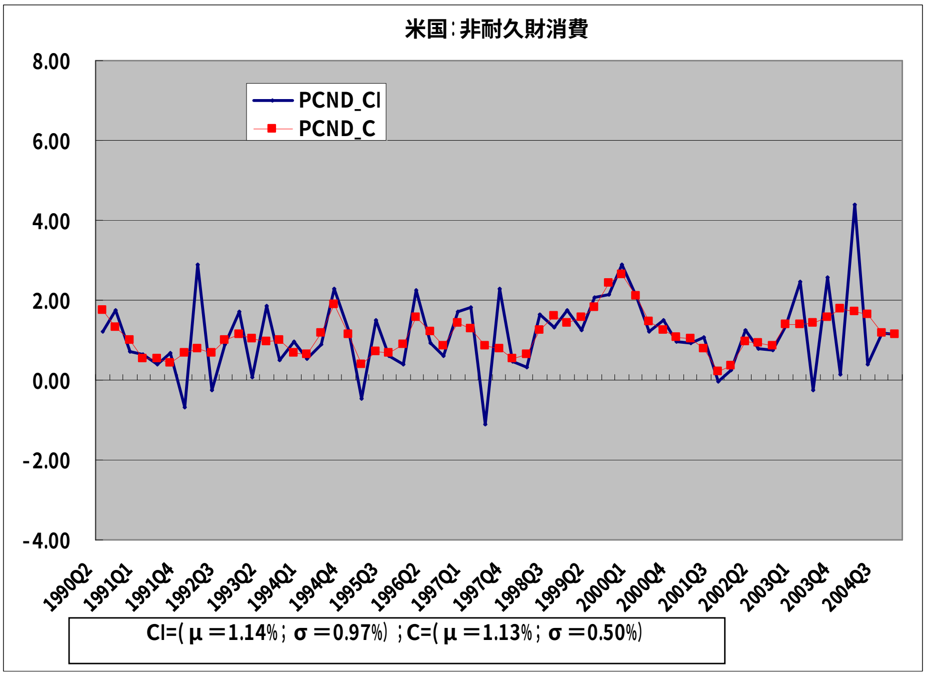




2. 非耐久財の場合

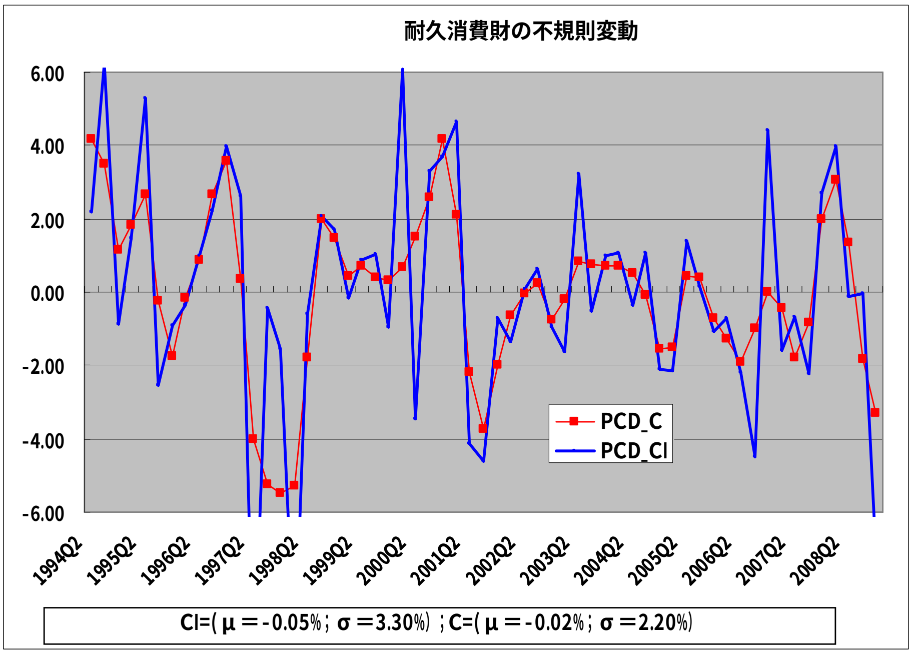
- 両国とも、サービスより変動が強くなっている。
- 米国では、趨勢・循環系列（C）が日本より緩やかな循環を描いている。

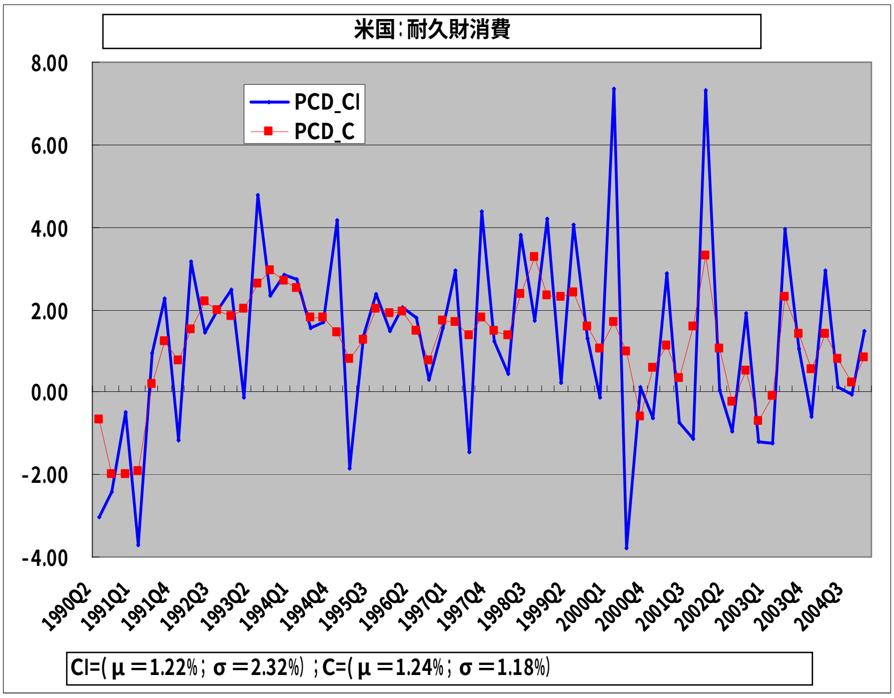




3． 耐久財の場合

- 日本の耐久財消費は変動の激しいものであることを示している。
- 米国の方が大きな変動にもかかわらず、滑らかな変化となっている。





参考文献

阿部･伊藤･丸山･他、1971、『*季節変動調整法*』、研究シリーズ No.22、経済企画庁経済研究所

奥本佳伸、2000、『季節調整法の比較研究 センサス局法 X-12-ARIMA の我が国経済統計への適用』、経済分析 政策研究の視点シリーズ 17、経済企画庁経済研究所

木村武、1998、「経済分析と季節調整」、『*オペレーションズ･リサーチ*』。

同、1995、「季節調整の方法とその評価について」,『*金融研究*』, 日本銀行金融研究所

経済企画庁 国民経済計算部、1997、「季節調整法の改善に係る検討結果について」、mimeo、経済企画庁

内閣府 国民経済計算部、各年、『*国民経済計算*』、経済社会総合研究所(インターネット)

内閣府 国民経済計算部、2006、『季刊国民経済計算』、No.132、平成 18 年 8 月

溝口敏行･刈屋武昭、1983、『経済時系列分析入門』、日本経済新聞社

Bureau of Economic Analysis, 2007, NIPA un-seasonally adjusted series, Internet.

Mood, A., and F. Graybill, 1963, *Introduction to the Theory of Statistics* 2nd, McGraw-Hill, NY.

Statistics Canada, 1999, *X11ARIMA version 2000*, Statistics Canada.

U.S. Census Bureau, 2007, *X-12-ARIMA Reference Manual*, U.S. Gvoernment.