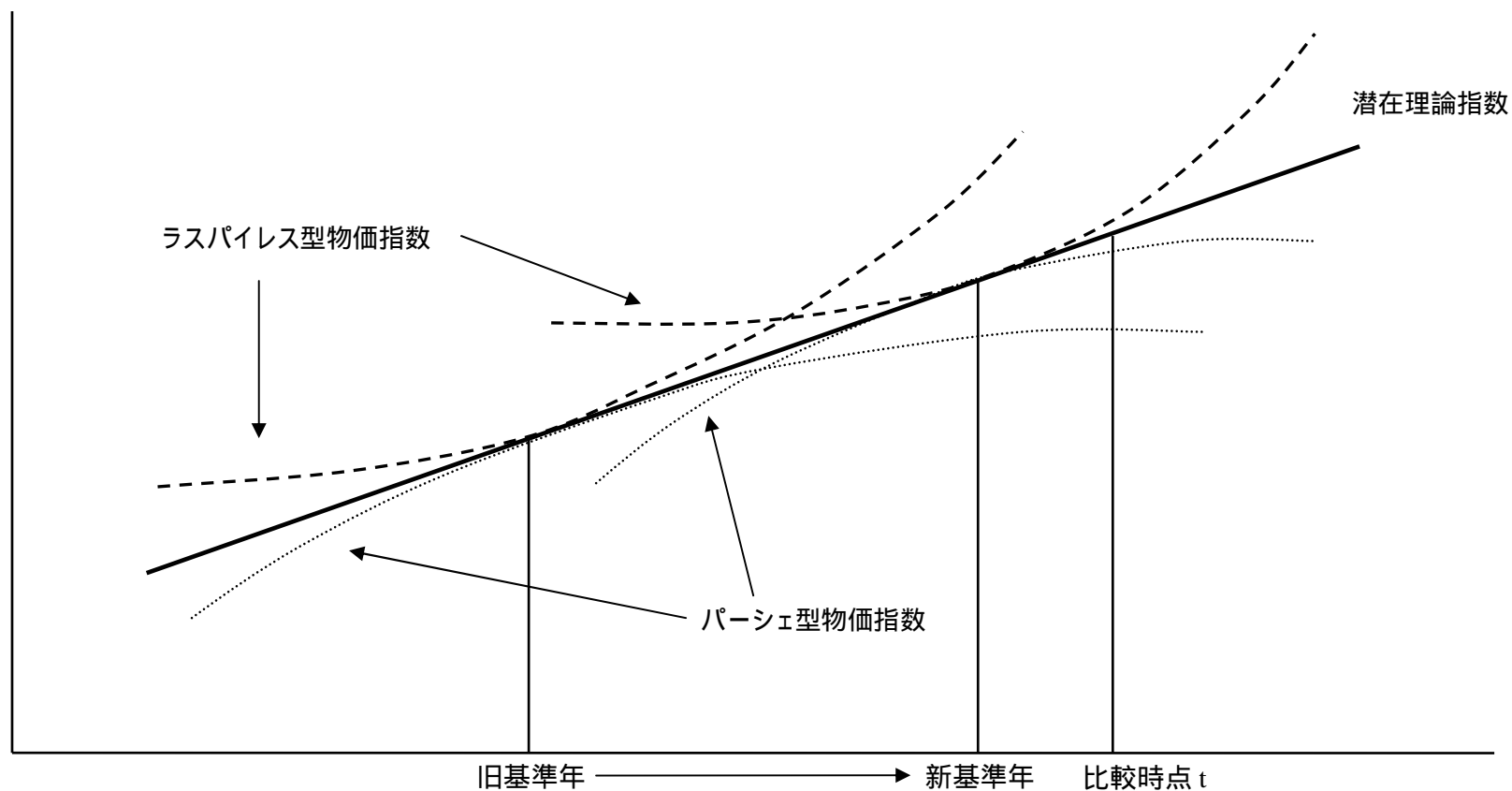
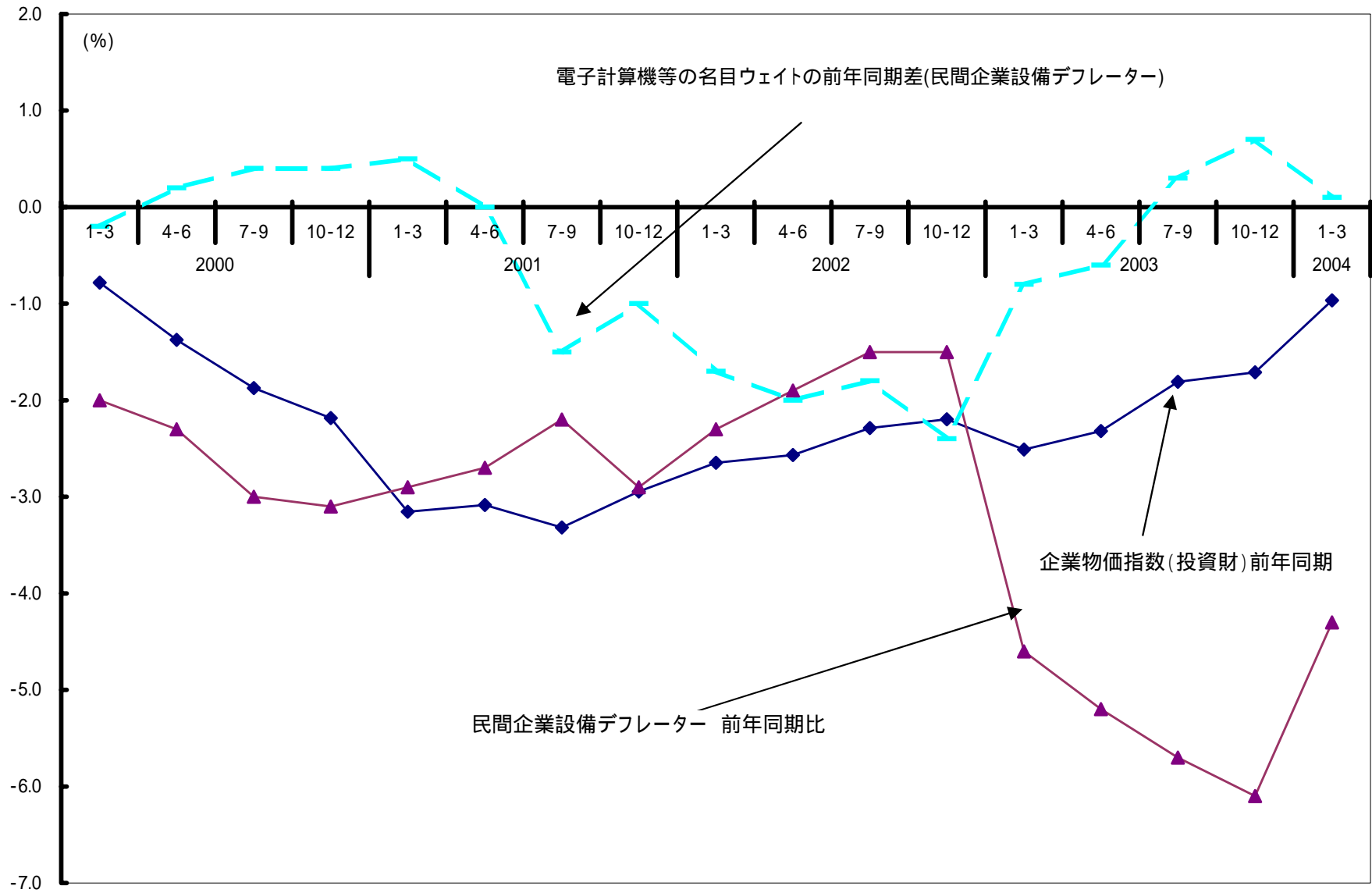


図表 1 物価指数の基準年次の改定（イメージ）



（注）SNAにおける潜在理論指数（underlying theoretic index）は、比較する2時点の価格セットの下で、一定の効用水準を達成することを可能とする最小の支出の比率として定義されるが、市場で観察される価格・数量からは直接求めることはできない。また、当該指数は、一般には、効用水準を基準時に設定するか、比較時に設定するかで、2通りの指数が考えられるが、効用関数がホモセティックであると想定すると両者は一致する。

図表2 最近の民間企業設備デフレーター及びCGPIの推移



図表 3 - 1 指数の種類

固定基準方式	
ラスパイレス型物価指数 (P_t^L)	$P_t^L = \frac{\sum_i p_{it} \cdot q_{i0}}{\sum_i p_{i0} \cdot q_{i0}} = \sum_i w_{i0} \cdot \frac{p_{it}}{p_{i0}}$ (伸び率) $\frac{P_t^L}{P_{t-1}^L} = 1 + \sum_i \frac{P_{i,t-1}}{P_{t-1}^L} \cdot w_{i0} \cdot \pi_{it}$
パーシェ型物価指数 (P_t^P)	$P_t^P = \frac{\sum_i p_{it} \cdot q_{it}}{\sum_i p_{i0} \cdot q_{it}} = \frac{1}{\sum_i w_{it} \cdot \frac{p_{i0}}{p_{it}}}$ (伸び率) $\frac{P_t^P}{P_{t-1}^P} = 1 + \sum_i \left(\frac{P_{t-1}^P}{p_{i,t-1}} \cdot w_{it} \cdot \pi_{it} - \frac{P_{t-1}^P}{p_{i,t-1}} \cdot \Delta w_{it} \right)$
フィッシャー型物価指数 (P_t^F)	$P_t^F = \sqrt{\frac{\sum_i p_{it} \cdot q_{i0}}{\sum_i p_{i0} \cdot q_{i0}} \times \frac{\sum_i p_{it} \cdot q_{it}}{\sum_i p_{i0} \cdot q_{it}}}$

p_{i0} : i 財の基準時価格 p_{it} : t 期における i 財の価格 q_{i0} : i 財の基準時数量 q_{it} : t 期における i 財の数量

w_{it} : t 期における i 財の支出ウエイト π_{it} : 各財の価格変化率 Δw_{it} : 各財のウエイト変化

図表 3 - 2 連鎖指数の種類

連鎖方式	
ラスパイレス型物価指数 (P_t^{CL})	$P_t^{CL} = P_{t-1}^{CL} \times \frac{\sum_i p_{it} \cdot q_{i,t-1}}{\sum_i p_{i,t-1} \cdot q_{i,t-1}} = P_{t-1}^{CL} \times \sum_i w_{i,t-1} \cdot \frac{p_{it}}{p_{i,t-1}}$ (伸び率) $\frac{P_t^{CL}}{P_{t-1}^{CL}} = 1 + \sum_i w_{i,t-1} \cdot \pi_{it}$
パーシェ型物価指数 (P_t^{CP})	$P_t^{CP} = P_{t-1}^{CP} \times \frac{\sum_i p_{it} \cdot q_{it}}{\sum_i p_{i,t-1} \cdot q_{it}} = P_{t-1}^{CP} \times \frac{1}{\sum_i w_{it} \cdot \frac{p_{i,t-1}}{p_{it}}}$ (伸び率) $\frac{P_t^{CP}}{P_{t-1}^{CP}} = \frac{1}{\sum_i w_{it} \cdot \frac{p_{i,t-1}}{p_{it}}} = 1 + \sum_i w_{it} \cdot \pi_{it}$
フィッシャー型物価指数 (P_t^{CF})	$P_t^{CF} = P_{t-1}^{CF} \times \sqrt{\frac{\sum_i p_{it} \cdot q_{i,t-1}}{\sum_i p_{i,t-1} \cdot q_{i,t-1}} \times \frac{\sum_i p_{it} \cdot q_{it}}{\sum_i p_{i,t-1} \cdot q_{it}}}$

p_{it} : t 期における i 財の価格 q_{it} : t 期における i 財の数量

w_{it} : t 期における i 財の支出ウエイト π_{it} : 各財の価格変化率

図表4 SNA1993 “国民経済計算の体系（System of National Accounts 1993）”（抄）

第16章 価格測度と数量測度

C. 時間的価格指数と時間的數量指数

3. ラスパイレス指数とパーシェ指数との関係

< 指数に対する経済理論的アプローチ >

16.22. ラスパイレス、パーシェおよび潜在的な理論生計費指数の間については次のような結論が得られる。

(a) ラスパイレス指数は、理論指数の上限を与える。消費者の所得がラスパイレス指数と同じ比率だけ増加したとしよう。消費者は基準時と同じ物量を購入できるはずであり、したがって、少なくとも以前と同じほど豊かでないといけないことになる。しかし、相対的に安価になった生産物と相対的に高価になった生産物とを代替することによって、消費者はより高い効用水準を達成することができるであろう。この代替が価格比率と物量比率との間に負の相関を生じることになるのである。消費者はそれによってより高い効用水準を達成することができるので、ラスパイレス価格指数は理論指数を上回らなければならない。

(b) 同じように、パーシェ指数はより後の期間を基準とする理論指数の下限を与えるということを示すことができる。（後略）

16.23. このような結論は、ラスパイレス指数とパーシェ指数がそれらに対応する理論指数の上限と下限を与える、ということを示すが、ここには1つではなくて2つの理論指数が係わっているということに注意しなければならない。理論指数はその基準時の状況および2つの期間における同じでない所得水準に依存する。しかし、消費者の選好が相似拡大的（homothetic）であると仮定し得るならば - すなわち、各々の無差別曲線がそれぞれを相互に一樣に拡大或いは縮小したものになっている状態ならば - この2つの理論指数は一致する。この場合には、ラスパイレス指数とパーシェ指数は同じ潜在理論指数の上限と下限を与える。このことは、後者を特定化するにはなお十分ではない。これを行なうためには、さらに一段進んで無差別曲線の正確な関数型を特定化することが必要になる。すでに1925年において、効用関数が2次同次関数（これは相似拡大的である）によって表わされるならば、フィッシャーの理想指数は潜在理論指数に等しくなるということが証明されている。（後略）

16.25. （前略）フィッシャー指数にはいくつかの欠点もあることを記しておくことは重要である。そうした欠点の一部は実務的なものであり、また一部は概念的なものである。

(a) ラスパイレス指数とパーシェ指数の両者を計算しなければならないので、フィッシャー指数は多くのデータを必要とし、そのためにコストが増加するだけでなく、恐らく計算と公表を遅らせることになるであろう。

(b) 特定の財貨・サービスのバスケットの価額の変化を測定するものとして単純に解釈することができるラスパイレス指数やパーシェ指数と同じようには、フィッシャー指数は簡単には理解し得ない。

(c) フィッシャー指数が潜在理論指数の厳密な測度となるための特定の選好関係は特殊なケースにすぎない。

(d) フィッシャー指数は加法的に整合的ではない。（後略）

D. 連鎖指数

1. 指数の基準改訂と接続

16.31 (前略) 時間の経過とともに、基準時における相対価格のパターンは後の期の経済状態にとって次第に不適切なものとなり、ついには、それを毎期毎期の数量測度の測定のために使用し続けることは容認し得なくなる。したがって、基準時を更新し、古い系列を新しい基準時による系列に接続することが必要になる。

2. 基準改訂と各期の接続

< 序論 >

16.47. (前略) 2つの期の相対価格および相対物量のセットが相互に類似したものである場合、それらは直接比較されるべきであり、その相対価格と相対物量が大きく異なっている別の期を経由して間接的に比較されるべきではない。連鎖の過程である種の経済的な迂回路を含む場合、すなわち、その相対価格および相対物量のセットが、最初の期と最後の期の相違以上に、この双方の期のどちらとも異なっているような期或いはいくつかの期を通じて接続する場合、連鎖ラスパイレース或いは連鎖パーシェ指数は使用されるべきではない。

16.49. (前略) 上記の結論を適用すると、ある月或いは四半期と翌年の同じ月或いは四半期との間の価格や数量の変化を測定したい場合には、その変化は、期間中のすべての月や四半期のデータをリンクした連鎖指数によってではなくて直接的に測定されるべきである、ということになる。すでに記したように、ある特定の月或いは四半期の価格や物量が前年と同じであったとしても、連鎖ラスパイレース数量指数がもとの水準に戻ることを期待することはできない。季節変動について調整されていない季節データの連鎖を行うことは望ましいことではなく、固定ウェイト指数のほうが望ましい。このことは対応する年次データの年々の変化を測定するために連鎖指数を用いることを妨げるものではない。

< 加法性と連鎖法 >

16.56. (前略) ラスパイレース数量指数のような加法性をもった指数が互いに接続される場合でも、価額によって表わされる接続されたデータの加法性はただ一回の接続でまったく損なわれてしまう。したがって、連鎖数量指数を用いて基準時の価額を外挿することによってそのような指数を価額の時系列に変換したとしても、後の期間については、構成要素の合計値は集計値に等しくならない。(後略)

E. 総付加価値および GDP についての数量指数

3. GDP 数量

16.73. (前略)

- (a) GDP 数量の年々の動きの望ましい測度はフィッシャー数量指数であり、より長期的な変化は連鎖法によって、すなわち、年次別の動きを累積することによって求められる。
- (b) したがって、GDP についての年々のインフレーションの望ましい測度はフィッシャー価格指数であり、長期的な価格変化は価格の年次別の動きの連鎖によって求められる。(中略)
- (c) GDP 数量の年々の動きの測定にラスパイレース数量指数を用い、年々のインフレーションの測定にパーシェ価格指数を用いるような連鎖指数はフィッシャー指数に対する容認し得る代替的方法である。(中略)

(e) 連鎖指数は年次別の動きを測定するためにのみ使用されるべきであり、四半期別の動きには用いられるべきではない。

16.74 GDP について連鎖指数を用いることについて、さらに2つの利点を上げることができる。まず、インフレーションの測度の質はある参照期間に基づいて計算されるインプリットパーシェ型デフレーターの年次別の動きと比べて大いに改善される。第二の利点は、基準年次を変更する結果としてそれまでの成長やインフレーションが見かけ上変わってしまうことを連鎖法によって回避することができる、ということである。固定ウェイトラスパイレステ数量指数の時系列の基準年次が更新される場合、以前の基準があまりに古くなっていたとすると、基本的な趨勢的成長率は低下するように見えるであろう。このような低下の理由を利用者に説明することは困難であり、その測定値の信頼性を疑わしくするであろう。

4 . 代替的な数量系列と価格系列の公表

16.75. GDP の実質成長とそのインフレーションについての望ましい測定値は連鎖フィッシャー指数、或いは、それに代わるものとしては連鎖ラスパイレステ或いは連鎖パーシェ指数であるが、経済における各種のフローの間の相互関係を主たる関心の的とするような多くのタイプの分析にとって加法的整合性の欠如は重大な欠点となり得ることは、認識されなければならない。(中略)したがって、主要集計値についての連鎖指数に加えて、内訳別の不変価格データを作成して公表することが勧告される。

(注) 下線は国民経済計算部による。

図表5 連鎖指数の性質について ~ 集計における整合性と加法整合性 ~

連鎖指数（ラスパイレス型およびパーシェ型）においては、集計における整合性（consistency in aggregation）は成立しているが、実質値における加法整合性（additivity）は成立していない。なお、フィッシャー型では両者は成立していない。

集計における整合性：内訳項目を「集計」（aggregation）したものが、上位項目になっていること。すなわち、任意の中位レベルの指数を上位レベルへ集計したものは、下位レベルから直接上位レベルの指数を作成したものと同一となる。

加法整合性：内訳項目を「合計」（summation）したものが、上位項目になっていること

集計における整合性（ラスパイレス数量指数での例）

上位レベル（例えばGDP）のラスパイレス連鎖実質値（ LV_t ）が、中位レベル品目（例えば各需要項目）の連鎖デフレーター P_i および連鎖実質値 Q_i 、最下位レベル品目（例えばコモ8桁レベル約2000品目）の物価 p_j および実質値（数量） q_j のいずれから計算しても一致するならば、それらの関係は、以下の等式で表すことができる。中央の式は中位 上位の連鎖指数、右辺の式は下位 上位への連鎖指数である。

$$LV_t = LV_{t-1} \times \frac{\sum_i P_{i,t-1} Q_{i,t}}{\sum_i P_{i,t-1} Q_{i,t-1}} = LV_{t-1} \times \frac{\sum_j p_{j,t-1} q_{j,t}}{\sum_j p_{j,t-1} q_{j,t-1}} \cdots (*)$$

(*) 式を証明するにあたり、分母の $\sum_i P_{i,t-1} Q_{i,t-1}$ と $\sum_j p_{j,t-1} q_{j,t-1}$ は、いずれも前年の名目値で等しいため、分子について、

$\sum_i P_{i,t-1} Q_{i,t} = \sum_j p_{j,t-1} q_{j,t}$ (**) が成り立つことを示せばよい。

今、中位レベルの1品目に着目すると、 $P_{i,t-1}$ 、 $Q_{i,t}$ は当該品目に含まれる下位レベル品目の p_j^i 、 q_j^i から計算した連鎖指数なので、

$$\begin{aligned}
 P_{i,t-1}Q_{i,t} &= \left[\frac{\sum_j p_{j,t-1}^i q_{j,t-1}^i}{\sum_j p_{j,t-2}^i q_{j,t-1}^i} \times P_{i,t-2} \right] \times \left[\frac{\sum_j p_{j,t-1}^i q_{j,t}^i}{\sum_j p_{j,t-1}^i q_{j,t-1}^i} \times Q_{i,t-1} \right] = \frac{\sum_j p_{j,t-1}^i q_{j,t-1}^i}{\sum_j p_{j,t-2}^i q_{j,t-1}^i} \times P_{i,t-2} \times \frac{\sum_j p_{j,t-1}^i q_{j,t}^i}{\sum_j p_{j,t-1}^i q_{j,t-1}^i} \times \frac{\sum_j p_{j,t-2}^i q_{j,t-1}^i}{\sum_j p_{j,t-2}^i q_{j,t-2}^i} \times Q_{i,t-2} = \sum_j p_{j,t-1}^i q_{j,t}^i \times \frac{P_{i,t-2} Q_{i,t-2}}{\sum_j p_{j,t-2}^i q_{j,t-2}^i} \\
 &= \sum_j p_{j,t-1}^i q_{j,t}^i \quad (P_{i,t-2} Q_{i,t-2} = \sum_j p_{j,t-2}^i q_{j,t-2}^i = \text{名目値}_{i,t-2})
 \end{aligned}$$

これを中位レベルの全ての品目*i*について集計すると $\sum_i P_{i,t-1} Q_{i,t} = \sum_i \sum_j p_{j,t-1}^i q_{j,t}^i = \sum_j p_{j,t-1} q_{j,t}$ となり、(**)が成立している。よって、

(*)式が成立し、中位 上位という集計結果は、下位 上位の集計結果と等しい。

加法整合性の不成立（ラスパイレス数量指数での例）

個別品目の実質値(R_i)を固定基準方式のラスパイレス型実質値として集計すると、不変価格表示の性質から、その単純合計と等しい(加法整合性が成立)。なお、対応するデフレーターを D_i 、基準時 $D_0 = 1$ とする。

$$\sum_i R_{i,t} = \frac{\sum_i D_{i,0} R_{i,t}}{\sum_i D_{i,0} R_{i,0}} \times \sum_i D_{i,0} R_{i,0}$$

個別品目の実質値が連鎖方式による実質値 Q_i (例えば連鎖方式の実質消費や実質投資)であっても上の式は成立する。このため、連鎖方式の実質消費や実質設備の単純合計は、それら実質値を固定基準方式のラスパイレス数量指数として集計したものに等しい。

$$\sum_i Q_{i,t} = \frac{\sum_i P_{i,0} Q_{i,t}}{\sum_i P_{i,0} Q_{i,0}} \times \sum_i P_{i,0} Q_{i,0} \cdots (A)$$

ところで、連鎖指数と固定基準方式の指数は基本的に一致しない。したがって、需要項目別の連鎖実質値を連鎖方式で集計した連鎖 GDP は、それらを固定基準方式で集計したものと等しくない。

$$\frac{\sum_i P_{i,0} Q_{i,t}}{\sum_i P_{i,0} Q_{i,0}} \times \sum_i P_{i,0} Q_{i,0} \neq \frac{\sum_i P_{i,t-1} Q_{i,t}}{\sum_i P_{i,t-1} Q_{i,t-1}} \times LV_{t-1} \cdots (B)$$

(A) と (B) の関係から、下記の関係が導かれる。

$$\sum_i Q_{i,t} \neq \frac{\sum_i P_{i,t-1} Q_{i,t}}{\sum_i P_{i,t-1} Q_{i,t-1}} \times LV_{t-1} \cdots (C)$$

(C) 式は、「内訳項目の連鎖実質値の単純合計は、上位項目の連鎖実質値に一致しない」(加法整合性の不成立：non-additive) ということを表している。

図表6 加法整合性の不成立 (参考系列を用いた試算)

項 目	平成7暦年 1995	平成8暦年 1996	平成9暦年 1997	平成10暦年 1998	平成11暦年 1999	平成12暦年 2000	平成13暦年 2001	平成14暦年 2002
1. 民間最終消費支出	276,821	283,632	285,646	285,356	285,463	286,898	290,026	292,221
(1) 家計最終消費支出	271,956	278,575	280,641	279,312	279,041	280,840	283,717	286,030
a. 国内家計最終消費支出	269,399	276,194	278,651	277,780	277,088	279,114	282,526	284,773
b. 居住者家計の海外での直接購入	2,764	2,692	2,347	1,971	2,285	2,152	1,730	1,727
c. (控除)非居住者家計の国内での直接購入	207	311	366	349	280	260	295	331
*1 項目合計(a + b - c)	271,956	278,575	280,632	279,402	279,093	281,006	283,961	286,170
開差・家計最終消費支出(*1 - (1))	0	0	-9	90	52	166	243	140
	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.1)	(0.1)	(0.0)
(2) 対家計民間非営利団体最終消費支出	4,866	5,057	5,111	5,864	6,278	5,904	6,104	6,361
*2 項目合計(*1 + (2))	276,821	283,632	285,743	285,266	285,370	286,909	290,065	292,530
開差・民間最終消費支出(*2 - 1)	0	0	97	-90	-92	12	39	309
	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.1)
2. 政府最終消費支出	72,708	74,798	75,656	77,192	80,681	84,697	87,291	89,313
3. 国内総資本形成								
(1) 総固定資本形成	138,098	146,982	147,787	142,169	140,479	143,339	141,488	133,662
a. 民間	97,801	104,113	109,171	104,121	100,468	107,457	107,085	100,740
(a) 住宅	24,125	26,990	23,754	20,358	20,379	20,503	19,411	18,613
(b) 企業設備	73,676	77,123	85,470	84,024	80,223	87,174	87,962	82,368
*3 項目合計((a) + (b))	97,801	104,113	109,224	104,381	100,602	107,677	107,374	100,981
開差・民間固定資本形成(*3 - a)	0	0	53	261	133	221	289	241
	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.3)	(0.1)	(0.2)	(0.3)	(0.2)
b. 公的	40,297	42,870	38,652	37,998	40,055	35,918	34,441	32,981
(a) 住宅	1,553	1,536	1,504	1,374	1,281	1,113	1,019	1,024
(b) 企業設備	8,523	8,743	8,551	7,989	8,124	7,703	7,038	6,819
(c) 一般政府	30,220	32,590	28,610	28,652	30,651	27,118	26,391	25,161
*4 項目合計((a) + (b) + (c))	40,297	42,870	38,665	38,015	40,056	35,935	34,448	33,003
開差・公的固定資本形成(*4 - b)	0	0	13	17	1	17	8	22
	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.1)
*5 項目合計(*3 + *4)	138,098	146,982	147,889	142,396	140,658	143,612	141,822	133,984
開差・総固定資本形成(*5 - (1))	0	0	103	227	179	273	333	322
	(0.0)	(0.0)	(0.1)	(0.2)	(0.1)	(0.2)	(0.2)	(0.2)
(2) 在庫品増加(現行の固定基準実質値で代用)	2,319	3,629	3,344	291	-1,605	-167	10	-1,332
4. 財貨・サービスの純輸出								
(1) 財貨・サービスの輸出	45,249	48,163	53,659	52,430	53,274	59,866	56,282	60,421
(2) (控除)財貨・サービスの輸入	38,284	43,311	43,601	40,684	42,196	45,788	45,481	46,098
*6. 項目合計(*2 + 2 + *5 + 3(2) + 4(1) - 4(2))	496,912	513,893	522,690	516,891	516,182	529,129	529,989	528,817
6. 国内総支出	496,912	513,893	522,505	516,662	515,996	528,917	529,683	528,210
開差・国内総支出(*6 - 6)	0	0	185	229	186	212	305	607
	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.0)	(0.1)	(0.1)

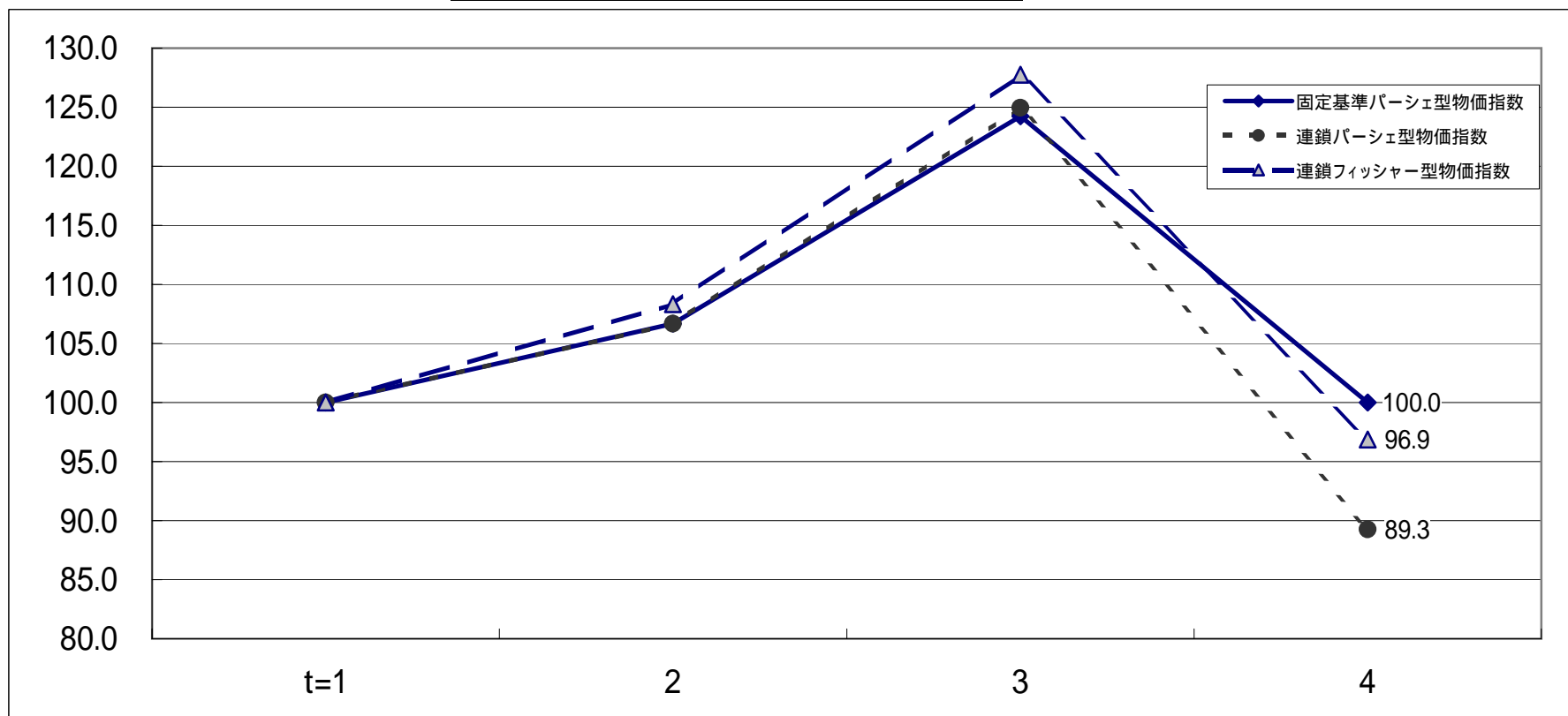
平成7、8暦年は国民経済計算年報(平成16年版)の平成7年(固定)基準実質値、平成9暦年以降は同年報の名目値を参考表6「連鎖指数」で除した数値 (単位:10億円、(%))

図表7 連鎖指数におけるドリフトの問題

以下の前提条件のもとで連鎖指数を作成する。

(仮設例)

		t=1	2	3	4
価格	品目A	3	4	7	3
	品目B	6	6	6	6
数量	品目A	60	50	40	60
	品目B	70	100	90	70



図表8 各国におけるGDPデフレーターの数値形式

国	指数算式	基準時点の設定 (連鎖または固定基準年)	連鎖の適用範囲		指数 = 100の年次	備考
			四半期値	暦年値		
アメリカ	フィッシャー	連鎖(前四半期基準)			2000	1996年1月に移行
カナダ	フィッシャー	連鎖(前四半期基準)			1997	2001年5月に移行
イギリス	パーシェ	連鎖(前暦年基準)			2001	2003年9月に移行
フランス	パーシェ	固定 / 連鎖(前暦年基準)	-		1995	四半期には連鎖は導入していない
ドイツ	パーシェ	固定	-	-	1995	2005年頃に連鎖導入予定
イタリア	パーシェ	固定	-	-	1995	2005年頃に連鎖導入予定
日本	パーシェ	固定	-	-	1995	
(参考系列)	パーシェ	連鎖(前暦年基準)	-		1995	

(出所) 各種資料より作成。

図表9 欧州および米国・カナダの連鎖指数の比較表（ヒアリング等調査結果）

		欧州統計局 ^(注1)	米国	カナダ
指数	算式	数量：ラスパイレス 価格：パーシェ	フィッシャー（数量・価格とも）	同左
	連鎖接続	暦年連鎖接続 （第4四半期重複法 ^(注2) およびベンチマーク ^(注3) を併用）	四半期：四半期連鎖接続 暦年：暦年連鎖接続	四半期：四半期連鎖接続 暦年：計算していない
	四半期と暦年の関係	四半期値を暦年値へベンチマーク	四半期値を暦年値へベンチマーク	四半期値の暦年合計が暦年値
	指数選択の理由	加法的なシステムである ^(注4) 計算の簡便性 フィッシャー連鎖との差は僅少 データの制約 ^(注5)	「最良指数」であるフィッシャー算式を採用 ^(注6)	米国との比較可能性等を考慮
ドリフト	季節性	暦年連鎖接続のため問題とならない	原データに季節調整を施すことで回避	GDP計算の基本単位となる系列に季節調整を施すことで回避
	景気変動	問題視しているが、特段の対応はしていない	懸念は有しているが、大きな問題とは考えていない	検討していない
集計品目数（注：GDP各項目全体での延べ品目数、細分化レベルとは異なる）		具体的な指針はないが、出来るだけ細かいレベルから行うべきとしている	暦年：約 2200 品目 四半期：約 1500 品目 いずれも最下位レベル	380 品目（それ以下はラスパイレス指数などで個別に対応）

		欧州統計局	米国	カナダ
季節調整	プログラム	モデルは特定していない	X-12-ARIMA	X-11-ARIMA (注:カナダ統計局が開発、X-12-ARIMAと同等)
	担当部署	N.A.	データ提供元による	部内の各系列担当者ごと
	個別品目への季節調整に伴う誤差	問題視している(連鎖した後の中間レベルでの季節調整を推奨。細かいレベルでの季節調整は安定した結果が得られない限り使用すべきでない。)	問題とせず(四半期に純粋なフィッシャーを導入するメリットの方が大きいと考えている)	問題とせず
在庫	純増	残高の連鎖指数の差 ^(注7)	残高の連鎖指数の差 ^(注8)	期末残高の連鎖指数と在庫評価を考慮した期首残高の連鎖指数(控除項目)を用いて純増およびGDP積み上げの双方を統合的に処理 ^(注9)
生産系列等の連鎖指数	産業別GDP	供給・使用表等から計算可能	産業別データを用いて連鎖指数を計算	暦年:253業種別データからフィッシャー連鎖を計算(確報部分まで) 月次:ラスパイレス数量指数を計算し暦年値へベンチマーク
分配系列の連鎖指数		連鎖の対象外	計算していない	計算していない
ストックの連鎖指数		残高の連鎖指数として計算(実質系列は全て連鎖の対象)	公表している(純系列のみ)	公表している(純、粗)
固定基準系列の公表		排除しない	計算していない	公表している

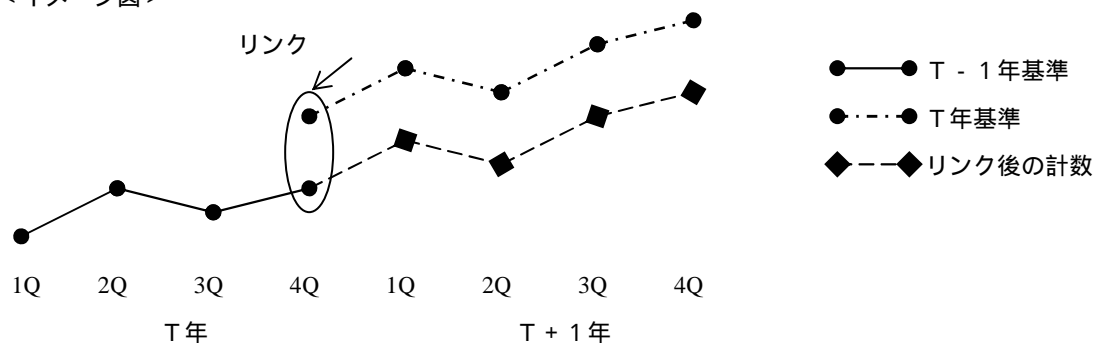
(注1) 欧州における連鎖指数の導入

EU加盟国は、暦年計数への連鎖導入を2005年までに行うことを求められており、四半期計数への連鎖導入も強く勧奨されている。欧州統計局では連鎖指数導入の手法・指針をとりまとめている(“COMMISSION DECISION of 30 November 1998”, “CHAIN-LINKING IN QUARTERLY NATIONAL ACCOUNTS”(February 2004)など)。既導入国(英国など)は当該方式とほぼ同等の方法を採用している。

(注2) 第4四半期重複法

暦年連鎖接続の数量指数による四半期計数は、T年の10~12月期 T+1年1~3月期の間で基準時点が変更となるため、前期比成長率に断層が生じてしまう。「第4四半期重複法」は下記のように毎年の第4四半期で計数をリンクしていくことで、この問題を回避する手法。

<イメージ図>



(注3) ベンチマーキング

四半期に関する時系列情報を用いて暦年値を4分割し、四半期計数を得ること。

(注4) 暦年連鎖接続ラスパイレ型数量指数の場合、その分子である前暦年価格表示実質値 ($P_{t-1} \times Q_t$) については、下記のように加法整合性が成立しているため、SNAにおける各種の行列型の表(供給表、使用表等)などを整合的に作成することが可能。

$$LV_t = LV_{t-1} \times \frac{\sum_i P_{i,t-1} \cdot Q_{i,t}}{\sum_i P_{i,t-1} \cdot Q_{i,t-1}} = LV_{t-1} \times \frac{\sum_i P_{i,t-1} \cdot Q_{i,t}}{N_{t-1}} = \frac{\sum_i P_{i,t-1} \cdot Q_{i,t}}{PP_{t-1}}$$

したがって、両辺に前年価格 PP_{t-1} を乗じれば、以下の式が成立。

$$PP_{t-1} \cdot LV_t = \sum_i P_{i,t-1} \cdot Q_{i,t}$$

なお、LVはラスパイレ型数量指数(連鎖方式)、PPはパーシェ型物価指数(連鎖方式)。また、N、P、Qは、それぞれ、名目値、価格指数、実質値(数量)を表す。

(注5) 例えば、英国の場合、速報部分の国内総生産(実質値)の推計方法は、以下のようになっている。

$$GDP_t = \frac{P_{i,t-1} \cdot Q_{i,t-1}}{\sum_i P_{i,t-1} \cdot Q_{i,t-1}} \times \frac{Q'_{i,t}}{Q'_{i,t-1}}$$

ここで、 $\frac{P_{i,t-1} \cdot Q_{i,t-1}}{\sum_i P_{i,t-1} \cdot Q_{i,t-1}}$ の部分は最終確報年の名目付加価値ウエイト。 $\frac{Q'_{i,t}}{Q'_{i,t-1}}$ の部分は、「生産指数」等から計算（中間投入比率は一定と仮定）。このように、当該期の名

目値や価格データを用いずに、実質値を直接求めている。

（注6）フィッシャー型物価指数は、一般的な消費者の効用関数から導かれる潜在理論物価指数により近似する物価指数のうちの一つであることが知られている。

（注7）在庫品残高 $LV_t = LV_{t-1} \times \frac{\sum_i P_{i,t-1} \cdot Q_{i,t}}{\sum_i P_{i,t-1} \cdot Q_{i,t-1}}$ 在庫品増加 $\Delta LV_t = LV_t - LV_{t-1}$

（なお、 $P_{i,t}$ は t 期末価格指数、 $Q_{i,t}$ は t 期末実質残高（数量）を表す（以下同じ）。

（注8）在庫品残高 $FV_t = FV_{t-1} \times \sqrt{\frac{\sum_i P_{i,t-1} \cdot Q_{i,t}}{\sum_i P_{i,t-1} \cdot Q_{i,t-1}} \times \frac{\sum_i P_{i,t} \cdot Q_{i,t}}{\sum_i P_{i,t} \cdot Q_{i,t-1}}}$ 在庫品増加 $\Delta FV_t = FV_t - FV_{t-1}$

（注9）

期末在庫品残高 $FV_t^e = FV_{t-1}^e \times \sqrt{\frac{\sum_i P_{i,t-1} \cdot Q_{i,t}}{\sum_i P_{i,t-1} \cdot Q_{i,t-1}} \times \frac{\sum_i P_{i,t} \cdot Q_{i,t}}{\sum_i P_{i,t} \cdot Q_{i,t-1}}}$

期首在庫品残高 $FV_t^b = FV_{t-1}^b \times \sqrt{\frac{\sum_i \tilde{P}_{i,t-1} \cdot Q_{i,t-1}}{\sum_i \tilde{P}_{i,t-1} \cdot Q_{i,t-2}} \times \frac{\sum_i \tilde{P}_{i,t} \cdot Q_{i,t-1}}{\sum_i \tilde{P}_{i,t} \cdot Q_{i,t-2}}}$

在庫品増加 $\Delta FV_t = FV_t^e - FV_t^b$

なお、 $\tilde{P}_{i,t}$ は t 期末名目残高から t 期名目増加額（在庫評価調整後） $VPI_{i,t}$ を控除して求めた期首価格指数 $\tilde{P}_{i,t} = \frac{P_{i,t} \cdot Q_{i,t} - VPI_{i,t}}{Q_{i,t-1}}$ を表す。

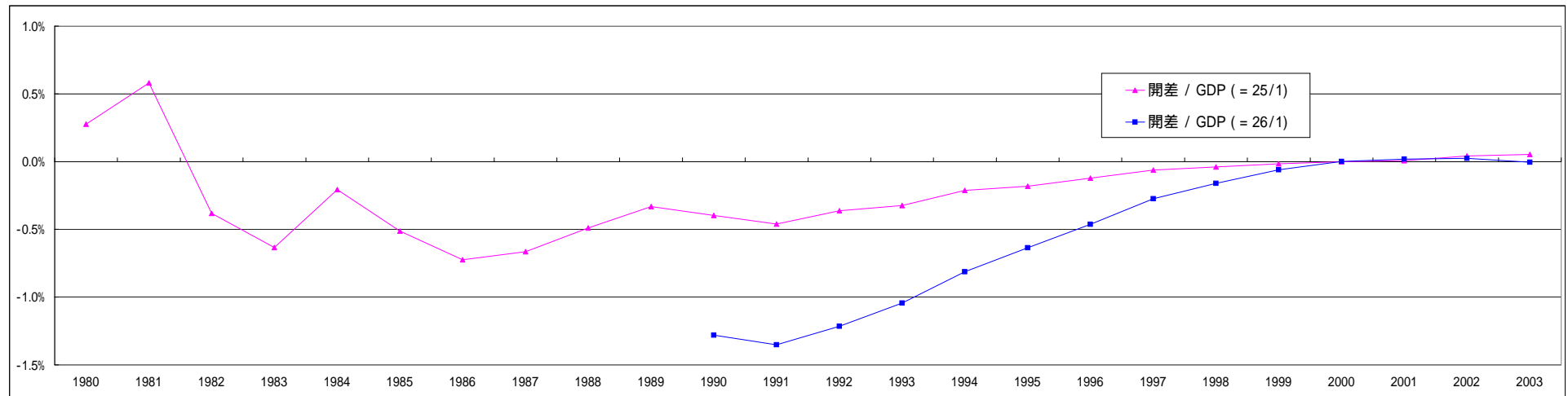
図表10 米国の実質GDPの加法整合性について

Table 1.1.6. Real Gross Domestic Product, Chained Dollars

		[Billions of chained (2000) dollars]																							
Line		1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
1	Gross domestic product	5,161.7	5,291.7	5,189.3	5,423.8	5,813.6	6,053.7	6,263.6	6,475.1	6,742.7	6,981.4	7,112.5	7,100.5	7,336.6	7,532.7	7,835.5	8,031.7	8,328.9	8,703.5	9,066.9	9,470.3	9,817.0	9,866.6	10,083.0	10,398.0
2	Personal consumption expenditures	3,374.1	3,422.2	3,470.3	3,668.6	3,863.3	4,064.0	4,228.9	4,369.8	4,546.9	4,675.0	4,770.3	4,778.4	4,934.8	5,099.8	5,290.7	5,433.5	5,619.4	5,831.8	6,125.8	6,438.6	6,739.4	6,904.6	7,140.4	7,365.2
3	Durable goods	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	453.5	427.9	453.0	488.4	529.4	552.6	595.9	646.9	720.3	804.6	863.3	899.1	957.2	1,027.5
4	Nondurable goods	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	1,484.0	1,480.5	1,510.1	1,550.4	1,603.9	1,638.6	1,680.4	1,725.3	1,794.4	1,876.6	1,947.2	1,983.3	2,043.6	2,121.0
5	Services	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	2,851.7	2,900.0	3,000.8	3,085.7	3,176.6	3,259.9	3,356.0	3,468.0	3,615.0	3,758.0	3,928.8	4,022.4	4,141.8	4,225.7
6	Gross private domestic investment	645.3	704.9	606.0	662.5	857.7	849.7	843.9	870.0	890.5	926.2	895.1	822.2	889.0	968.3	1,099.6	1,134.0	1,234.3	1,387.7	1,524.1	1,642.6	1,735.5	1,590.6	1,572.0	1,638.0
7	Fixed investment	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	886.6	829.1	878.3	953.5	1,042.3	1,109.6	1,209.2	1,320.6	1,455.0	1,576.3	1,679.0	1,625.7	1,565.8	1,635.2
8	Nonresidential	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	595.1	563.2	581.3	631.9	689.9	762.5	833.6	934.2	1,037.8	1,133.3	1,232.1	1,176.8	1,092.6	1,125.5
9	Structures	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	275.2	244.6	229.9	228.3	232.3	247.1	261.1	280.1	294.5	293.2	313.2	305.2	249.0	237.5
10	Equipment and software	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	355.0	345.9	371.1	417.4	467.2	523.1	578.7	658.3	745.6	840.2	918.9	871.3	846.7	893.5
11	Residential	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	298.9	270.2	307.6	332.7	364.8	353.1	381.3	388.6	418.3	443.6	446.9	448.5	470.3	505.3
12	Change in private inventories	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	15.4	-0.5	16.5	20.6	63.6	29.9	28.7	71.2	72.6	68.9	56.5	-36.0	5.7	-0.7
13	Net exports of goods and services	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	-54.7	-14.6	-15.9	-52.1	-79.4	-71.0	-79.6	-104.6	-203.7	-296.2	-379.5	-398.1	-470.6	-609.1
14	Exports	323.5	327.4	302.4	294.6	318.7	328.3	353.7	391.8	454.6	506.8	552.5	589.1	629.7	650.0	706.5	778.2	843.4	943.7	966.5	1,008.2	1,096.3	1,039.0	1,014.2	1,034.7
15	Goods	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	367.2	392.5	421.9	435.6	478.0	533.9	581.1	664.5	679.4	705.2	784.3	736.5	707.2	720.5
16	Services	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	188.7	199.9	210.8	217.5	231.1	245.8	263.5	279.2	287.2	303.2	311.9	302.4	306.8	314.0
17	Imports	310.9	319.1	315.0	354.8	441.1	469.8	510.0	540.2	561.4	586.0	607.1	603.7	645.6	702.1	785.9	849.1	923.0	1,048.3	1,170.3	1,304.4	1,475.8	1,437.1	1,484.7	1,543.8
18	Goods	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	469.7	469.3	513.1	564.8	640.0	697.6	762.7	872.6	974.4	1,095.2	1,243.5	1,203.7	1,248.4	1,308.6
19	Services	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	142.7	139.0	135.5	139.4	147.3	152.1	160.5	175.6	195.6	209.1	232.3	233.2	236.4	236.3
20	Government consumption expenditures and gross investment	1,115.4	1,125.6	1,145.4	1,187.3	1,227.0	1,312.5	1,392.5	1,426.7	1,445.1	1,482.5	1,530.0	1,547.2	1,555.3	1,541.1	1,541.3	1,549.7	1,564.9	1,594.0	1,624.4	1,686.9	1,721.6	1,768.9	1,836.9	1,896.4
21	Federal	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	659.1	658.0	646.6	619.6	596.4	580.3	573.5	567.6	561.2	573.7	578.8	600.5	648.0	704.3
22	National defense	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	479.4	474.2	450.7	425.3	404.6	389.2	383.8	373.0	365.3	372.2	370.3	384.7	418.8	463.0
23	Nondefense	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	178.6	182.8	195.4	194.1	191.7	191.0	189.6	194.5	195.9	201.5	208.5	215.8	229.2	241.4
24	State and local	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	868.4	886.8	906.5	919.5	943.3	968.3	990.5	1,025.9	1,063.0	1,113.2	1,142.8	1,168.5	1,189.1	1,194.6
25	開差 (= 1-(2+6+14-17+20))	14.3	30.7	-19.8	-34.4	-12.0	-31.0	-45.4	-43.0	-33.0	-23.1	-28.3	-32.7	-26.6	-24.4	-16.7	-14.6	-10.1	-5.4	-3.6	-1.6	0.0	0.6	4.2	5.5
	開差 / GDP (= 25/1)	0.3%	0.6%	-0.4%	-0.6%	-0.2%	-0.5%	-0.7%	-0.7%	-0.5%	-0.3%	-0.4%	-0.5%	-0.4%	-0.3%	-0.2%	-0.2%	-0.1%	-0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.1%
26	開差 (= 1-(3+4+5+9+10+11+12+15+16-18-19+22+23+24))	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	-91.1	-96.0	-89.1	-78.6	-63.7	-51.1	-38.5	-23.8	-14.6	-5.8	0.2	1.8	2.4	-0.4
	開差 / GDP (= 26/1)	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	-1.3%	-1.4%	-1.2%	-1.0%	-0.8%	-0.6%	-0.5%	-0.3%	-0.2%	-0.1%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%

(注)開差(25)の1990年以降の計数は表章されていないため、国民経済計算部にて計算

開差 / GDP (%)



図表 11 連鎖方式の数量指数における寄与度の計算式

<p>1. ラスパイレス型数量指数</p> $LV_t = LV_{t-1} \cdot \frac{\sum_i p_{i,t-1} \cdot q_{i,t}}{\sum_i p_{i,t-1} \cdot q_{i,t-1}} = LV_{t-1} \cdot \sum_i w_i \cdot \frac{q_{i,t}}{q_{i,t-1}}$	$\% \Delta_{i,(t-1) \rightarrow t} = 100 \times w_{i,t-1} \times \frac{(q_{i,t} - q_{i,t-1})}{q_{i,t-1}}$
<p>2. フィッシャー型数量指数</p> $FV_t = FV_{t-1} \cdot \sqrt{\frac{\sum_i p_{i,t-1} \cdot q_{i,t}}{\sum_i p_{i,t-1} \cdot q_{i,t-1}} \cdot \frac{\sum_i p_{i,t} \cdot q_{i,t}}{\sum_i p_{i,t} \cdot q_{i,t-1}}}$	$\% \Delta_{i,(t-1) \rightarrow t} = 100 \cdot \frac{(p_{i,t-1} + p_{i,t} / FP_{t-1 \rightarrow t}) \cdot q_{i,t-1}}{\sum_i (p_{i,t-1} + p_{i,t} / FP_{t-1 \rightarrow t}) \cdot q_{i,t-1}} \cdot \frac{(q_{i,t} - q_{i,t-1})}{q_{i,t-1}}$

$\% \Delta_{i,(t-1) \rightarrow t}$: 時点 t-1 から t への全体の伸び率に占める項目 i の寄与度 (%)

$w_{i,t}$: 時点 t における項目 i の名目ウェイト

$q_{i,t}$: 時点 t における項目 i の数量

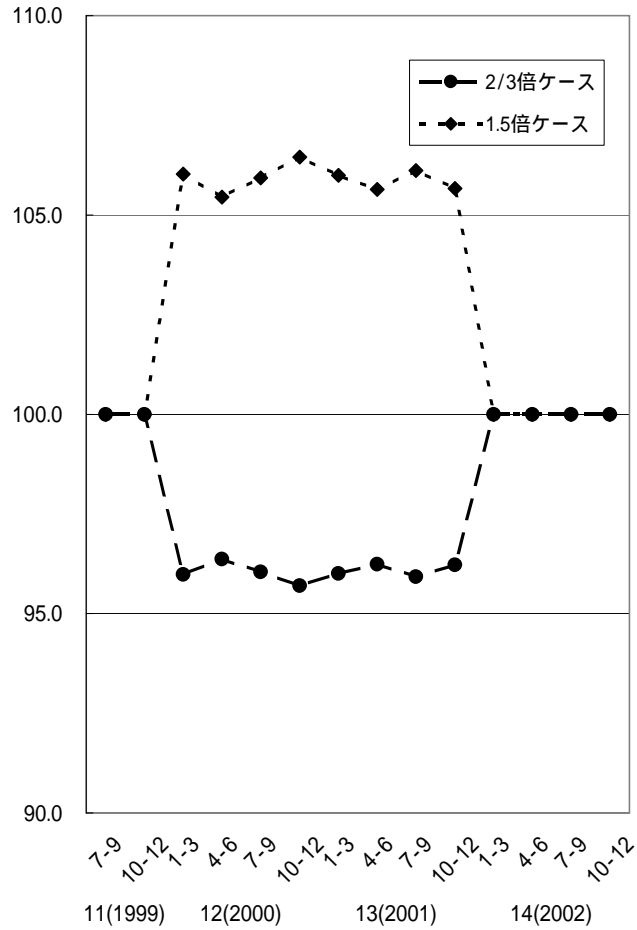
$p_{i,t}$: 時点 t における項目 i の価格

$FP_{t-1 \rightarrow t}$: t-1 期を基準時点とする、時点 t における集計値についてのフィッシャー型価格指数

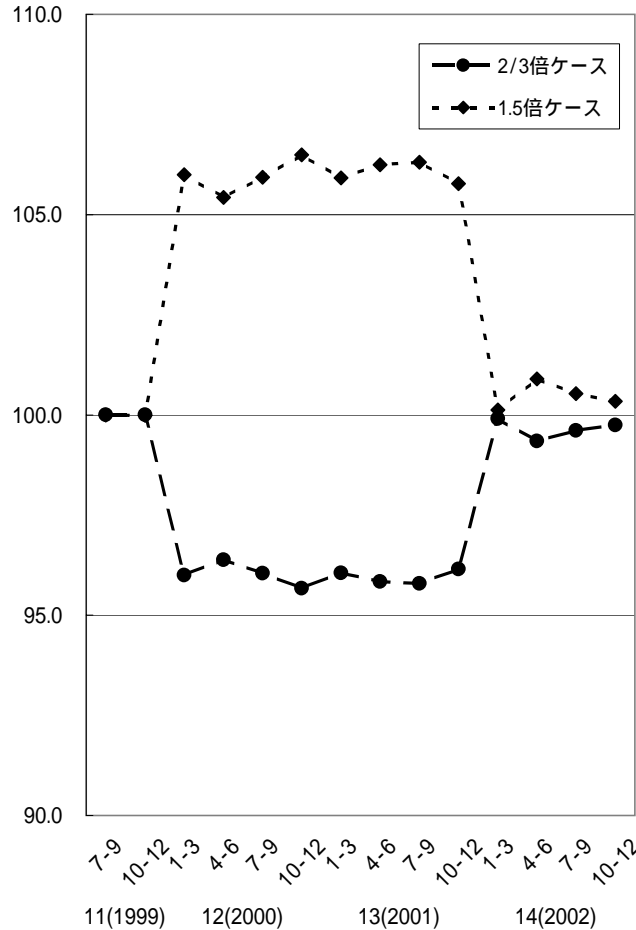
図表12 連鎖指数におけるドリフトの問題

2000、2001暦年各四半期の「原油・天然ガス」の価格を1.5倍、2/3倍として輸入デフレーターを試算。

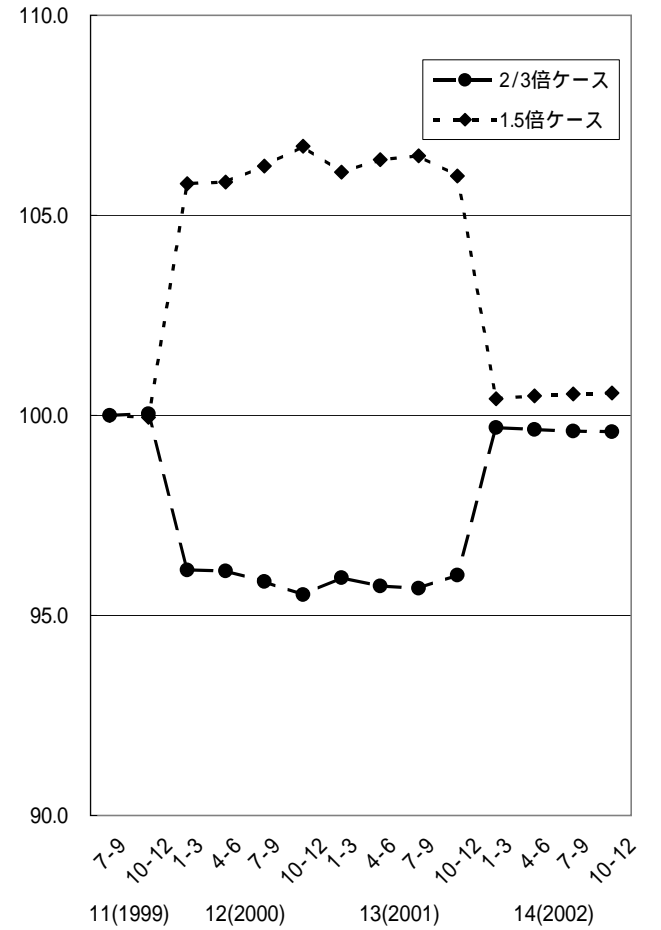
(乖離率: 基準ケースを100として計算)



固定基準パーシェ型デフレーター
(95年基準)



連鎖パーシェ型デフレーター
(暦年連鎖接続)



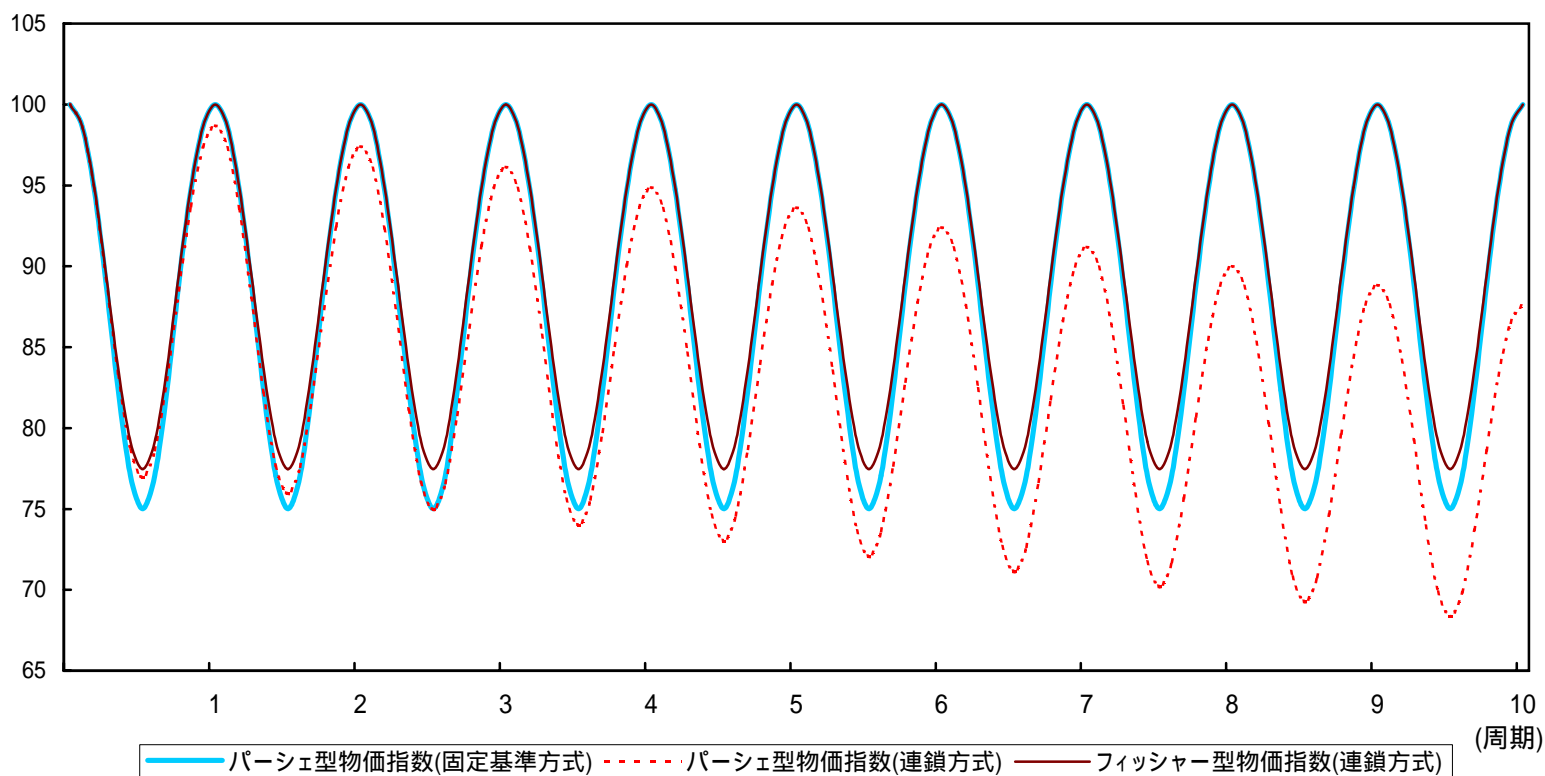
連鎖フィッシャー型デフレーター
(四半期連鎖接続)

図表13 パーシェ型連鎖物価指数とフィッシャー型連鎖物価指数の比較

仮設例(1) 1財振動型
(パルス型)

	財1	財2
価格	0期=100 $p_{1t}=100 \cdot [\cos(t/6)/5+0.8]$ 12期=1周期 最大100、最小60	$p_{2t}=100$ (一定)
数量	$q_{1t}=100/p_{1t}$ 最小1.00、最大1.67	1.00 (不変)

$$\left(\begin{array}{l} \max u(q_{1t}, q_{2t}) = q_{1t}^{0.5} q_{2t}^{0.5} \\ \text{s.t. } p_{1t}q_{1t} + p_{2t}q_{2t} = 200 \end{array} \right)$$



$$P_t^P = \frac{\sum p_{it} q_{it}}{\sum p_{i0} q_{it}}$$

$$P_t^{CP} = P_{t-1}^{CP} \cdot \frac{\sum p_{it} q_{it}}{\sum p_{i,t-1} q_{it}}$$

$$P_t^{CF} = P_{t-1}^{CF} \cdot \sqrt{\frac{\sum p_{it} q_{it-1}}{\sum p_{i,t-1} q_{it-1}} \cdot \frac{\sum p_{it} q_{it}}{\sum p_{i,t-1} q_{it}}}$$

図表 14 連鎖指数と季節性について

個別データ（国内家計消費支出の87目的分類から10系列を選択）を連鎖方式で集計したものの対して季節調整を行った場合（直接季節調整）と、個別データに対して季節調整を行ってから連鎖方式で集計した場合（間接季節調整）との比較シミュレーションを行った。

	直接季節調整	間接季節調整
滑らかさ	S 指標 = 1 . 1 8 3 D 指標 = 1 . 4 0 3 ピーク・ボトムが相対的に明瞭	S 指標 = 1 . 1 5 8 D 指標 = 1 . 4 2 6 ピーク・ボトムが相対的に不明瞭（凸凹が多い）
安定性	M A P R = 0 . 3 9 7	M A P R = 0 . 4 1 8
実務上の諸課題	<ul style="list-style-type: none"> ・ 季節調整系列の項目別寄与度分解などの分析が困難。 ・ 集計手順や公表系列の変更等を行う場合、推計システムを大幅に変更する必要が生じる。 ・ ユーザーにとっての再現可能性が高い。 	<ul style="list-style-type: none"> ・ 莫大な数の系列については、季節調整モデルの選定を機械的に行わざるをえない。その場合、最適な季節調整モデルの選定が困難であり、また選定されたモデルについて合理的な説明が困難。 ・ 季節調整が困難な系列の存在（例：介護保険関係支出のようにゼロが続くもの）。 ・ 作業時間・労力が多大。

(参考)

1. データについて

国内家計消費支出の87目的分類から適当に10系列を選択した(消費に占めるシェアは約25%)。87目的分類レベルまでは固定基準方式で集計された実質値、デフレーターを用いている。データ期間は94年1-3月期~2004年1-3月期。

2. 分析の方法

94年1-3月期~2001年10-12月期までの期間でARIMAモデルを同定。モデルは次数1の(p, 1, q)(P, 1, Q)の81通りの中からX-12-ARIMAプログラムのautomodelコマンドを用いて選択した。ダミー変数は97年1-3月期を1、97年4-6月期を-1とするもののみ設定。なお、季節調整期間を変更(終期を延長)した場合でもARIMAモデルは同一の型を用い、パラメータのみ再推定している。

(直接季節調整)

10系列の名目値と実質値を用いて1つの連鎖指数(実質値)を計算、連鎖指数は四半期連鎖接続フィッシャー指数
この集計された実質値を季節調整

(間接季節調整)

10系列の名目値と実質値を季節調整
この季節調整済みの名目値と実質値を用いて1つの連鎖指数(実質値)を計算、連鎖指数は四半期連鎖接続フィッシャー指数

(S指標: Standard deviation of growth rate)

平均成長率からの乖離により滑らかさをみる指標。低い方が滑らかである。

$$S = \sqrt{\frac{\sum_{t=94Q2}^{2004Q1} (r_t - \bar{r})^2}{N}}$$

季節調整期間は、94年1-3月期~2004年1-3月。

ただし、 r_t は毎期の前期比成長率、 \bar{r}_t はその平均値。Nは期間の数（40 四半期）

（D指標：Mean absolute difference of growth rate）

滑らかさをみる補完的な指標。隣接する2期の前期比成長率が安定しているかどうかを計るもの。低いほど滑らかである。

$$D = \frac{\sum_{t=94Q2}^{2004Q1} |r_t - r_{t-1}|}{N-1}$$

（MAPR：Mean absolute percent revision）

過去の季節調整における最終期の計数と最新の季節調整系列における同一期の改定幅により、季節調整系列の安定性をみる指標。

$$MAPR = \frac{\sum_{t=2001Q4}^{2003Q4} |r_t - r_t^f|}{T}$$

ただし、 r_t は t 期を最終期とする季節調整系列の当該期の前期比成長率、 r_t^f は 2004 年 1-3 月期を終期とする季節調整系列の t 期の前期比成長率。T は比較期間数（9 期間：2001 年 10-12 月期～2003 年 10-12 月期）。

図表 1 5

民間エコノミストからのヒアリング - 議論のポイント -

- 1 . 現行 Q E 推計の評価あるいは要望について
例 : G D P や各需要項目の動向は経済実感とマッチするか。
1 次から 2 次の改定はどう思うか。
毎期かけ直している季節調整への違和感はないか。
表章項目は適切か。
推計方法等のサイトを通じた公開のあり方はユーザー志向となっているか。
- 2 . 検討すべき課題について
例 : 実質値・デフレーターへの連鎖方式の導入について
品質調整のあり方について
ユーザーとの効果的なコミュニケーションについて
- 3 . その他