

## 【需要側統計からみる個人消費の動向】

個人消費に関する統計の一つに「家計調査」があり、個人消費に関する推計を行う上での需要側統計として、国民経済計算四半期別速報(QE)や消費総合指数に使用されている。ただし、QEなどの算出過程においては推計するための基礎データとして利用されており<sup>注1)</sup>、これは需要側、供給側推計値ともに中長期的に同じ傾向で推移することを前提とした基となる統計の誤差などを縮小して精度を上げるためと推察される。

しかし、推計などの手法を用いて家計調査と国民経済計算の「家計最終消費支出(除く帰属家賃)」(以下「家計最終消費支出」という。)の12年以降の推移を比較すると、13年には「家計最終消費支出」に対して、家計調査を主に推計した「総消費支出」<sup>注2)</sup>が大きく低下するなど乖離を生じており、需要側、供給側推計値の双方からの推計による短中期的な個人消費の動向の把握は困難ではないかと考えられる。

また、QEの作成に用いられる供給側の推計は、基となる統計の確定値が公表されるまで時間がかかるため、速報値や過去の実績を利用して推計せざるをえない。それに対して、需要側の統計である家計調査は、直接に現在の状況を反映しており、誤差が小さければ、消費動向を把握する指標として適していると考えられる。

そこで、個人消費の動向をみるために、需要側統計として活用されている「家計調査」の標本誤差などについて検討する(第Ⅱ-1-12図)。

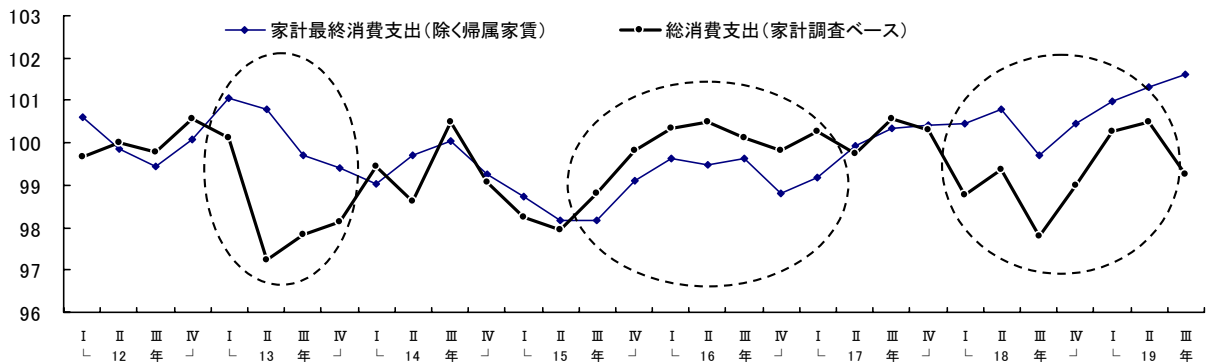
---

注1) QEでは、品目分類別に需要側では「家計調査」と世帯数などから推計した世帯合計消費額の前期比による延長推計(確報では四半期分割)値、供給側では出荷額を運賃・マージンの調整などにより推計した国内総供給額を直近の確報年次推計から得られた家計への配分比率により推計値を算出し、両推計値を加重平均して「家計最終消費支出」としている。ただし、一部品目は、各種の統計を使用して直接推計する共通推計項目である。

注2) ここでいう「総消費支出」は、「家計調査」の1世帯当たりの消費支出から移転的支出(「寄付金」、「他の交際費」、「贈与金」)を除き、世帯員数で除した1人当たりの消費支出をX-12-ARIMAにより季節調整した値に人口を乗じた推計値である。

移転的支出を除いたのは、「家計最終消費支出」は移転的支出を消費支出に含めないため、「家計最終消費支出(除く帰属家賃)」が推計する定義・範囲などを合わせるためである。

## 第Ⅱ-1-12図 国民経済計算と家計調査による個人消費の推移(12年=100)



(注) 1. 名目(季節調整済)値を12年=100とする指数としている。

2. 家計最終消費支出の推計には、「家計調査」の単身世帯、農林漁家世帯部分は使われていない。

3. 総消費支出は、家計調査の総世帯(単身世帯、農林漁家世帯を含む)の1世帯当たり消費支出(移転的支出を除く)に平均世帯人員数で除し算出した1人当たり消費支出(X-12-ARIMAで季節調整)に人口を乗じて算出している。

資料:「国民経済計算」(内閣府)、「家計調査」(総務省)、「国勢調査」(総務省)、「人口推計」(総務省)

### (1) 家計調査の標本誤差

家計調査は、5年を周期に国勢調査の結果をもとに標本設計を行い、市町村、調査単位区、世帯の3段階抽出(単身世帯は部分的に寮・寄宿舎の抽出がある)により、毎月2人以上世帯約8000<sup>注1)</sup>、単身世帯700~800を対象に調査している。2人以上世帯は6か月間調査され全国で毎月6分の1ずつ交替、単身世帯は3か月間調査され全国で毎月3分の1ずつ交替される。また、調査世帯が抽出される調査単位区は1年で交替される。

そこで、消費支出に影響する属性が異なる調査世帯や調査単位区への交替が起こると、数か月以上を周期とした消費支出への変動を持ち込む可能性が考えられる。

なお、家計調査年報(平成18年)による1年間の消費支出の標本誤差率は、2人以上世帯0.4%、単身世帯1.2%となっている。四半期の標本誤差率は、おおよそこの2倍となり、2人以上世帯と単身世帯を合わせると、1%程度となる<sup>注2)</sup>。

注1) 2人以上の世帯の抽出率は約5000~20000分の1と地域により差があるため、有効標本数はこれより少なくなる。

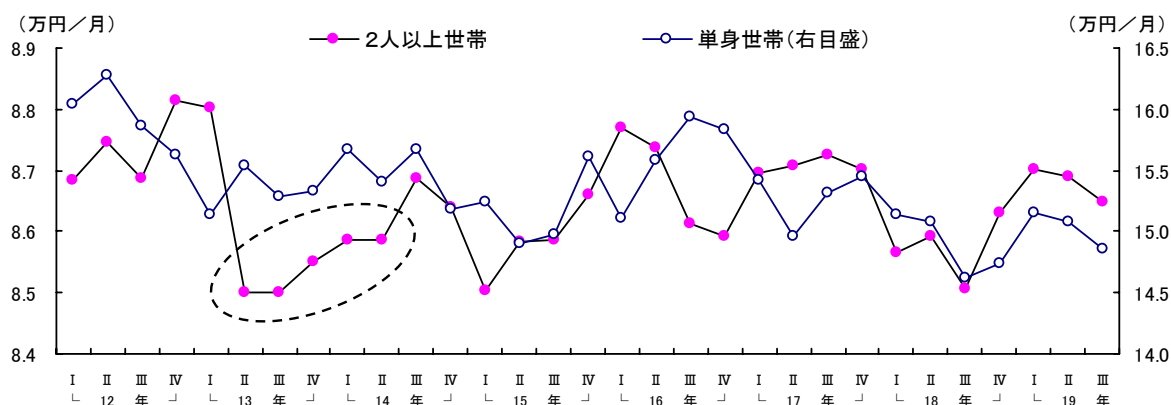
注2) 標本誤差は、おおむね標本数の平方根に応じて減少する。四半期とすると、標本数は4分の1なので、誤差は2倍となる。したがって、単身・2人以上世帯の四半期の標本誤差率はおおむね0.8%、2.4%となる。

2人以上世帯と単身世帯を合わせた標本誤差率は、単身・2人世帯別の総消費支出に対する誤差(1世帯当たり消費支出÷平均世帯人員×標本誤差率×人口)の和を総消費支出で除すことによって算出した。

なお、17年以前の標本誤差率についても同様に試算すると、2人以上世帯は、おおむね1%以下となって大きな変化はないが、単身世帯は、16年が4.2%と高いものの、15年以前は0.7%前後で低くなっている。2人以上世帯と単身世帯を合わせた標本誤差率は、1%程度で18年と大きく変わらない。

12年からの単身・2人以上世帯別の1人当たり消費支出の推移をみると、標本の交替によると考えられる数か月以上を周期とする変動として、13年4～6月から14年4～6月期の2人以上世帯1人当たり消費支出が挙げられよう(第Ⅱ-1-13図)。

第Ⅱ-1-13図 単身・2人以上世帯別1人当たり消費支出の推移



(注) 名目値である。1世帯当たりの消費支出(移転的支出を除く)を平均世帯人員数で除し算出した1人当たり消費支出をX-12-ARIMAで季節調整した。

資料:「家計調査」(総務省)

## (2) 2人以上世帯の属性

単身世帯は標本数が少ないため、2人以上世帯について、12年1月から19年9月までの世帯の属性別の推移をみることによって、消費支出に影響する属性に偏り(標本交替による標本分布の歪み)があるかみてる。

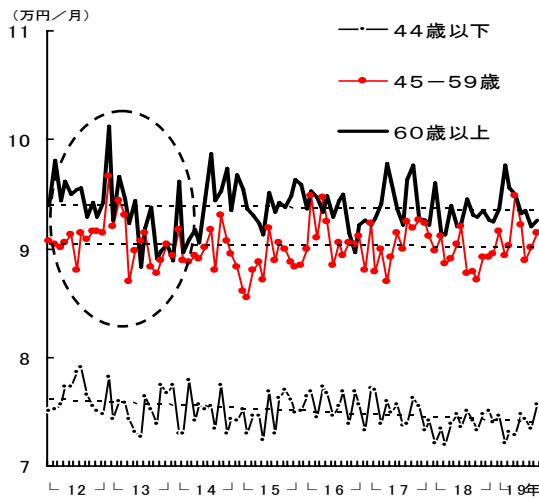
ただし、世帯主の年齢階級別に1人当たり消費支出をみると、おおよそ35～39歳が最も低く、60～64歳が最も高いなど世帯主の年齢階級別に大きな相違がある。そのため、世帯主の年齢別人口構成比の変動が、2人以上世帯全体の1人当たり消費支出に影響を与えることから、世帯主の年齢階級別を44歳以下、45～59歳、60歳以上の3階級とし、年齢別人口構成比とそれ以外の属性に分けてみることにした。

まず、1人当たりの消費支出の推移をみると、60歳以上で12年2月から13年8月に大きく減少し、14年6月まで減少が続くなど、属性に偏りがあるのではないかと推測される動きを示している。

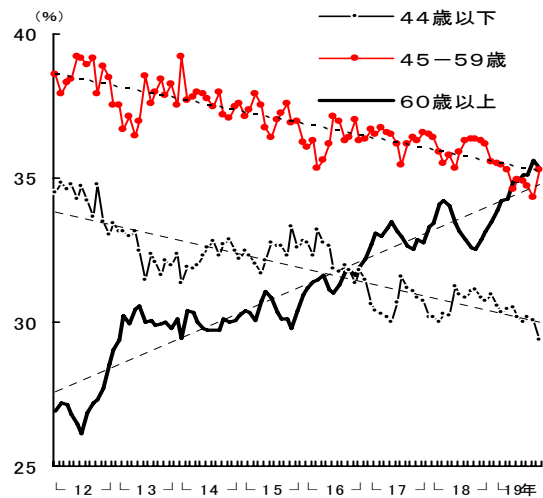
次に、人口構成比の推移をみると、44歳以下、45～59歳は減少傾向、60歳以上は増加傾向となっている。そこで、階級ごとに傾向線(回帰直線)と比較してみると、60歳以上で12年は傾向線より低く、13年は傾向線より高くなっている。これは、日本の各歳別の人口構成から考えられる世帯主の年齢別人口構成の変動より大きく、主に標本交替の影響による変動と考えられる(第Ⅱ-1-14図)。

## 第Ⅱ-1-14図 世帯主の年齢階級別人口構成比などの推移

①1人当たり消費支出



②人口構成比



(注) 1. 破線は傾向線(回帰直線)である。

2. 1人当たり消費支出(名目値)は、X-12-ARIMA で季節調整している。

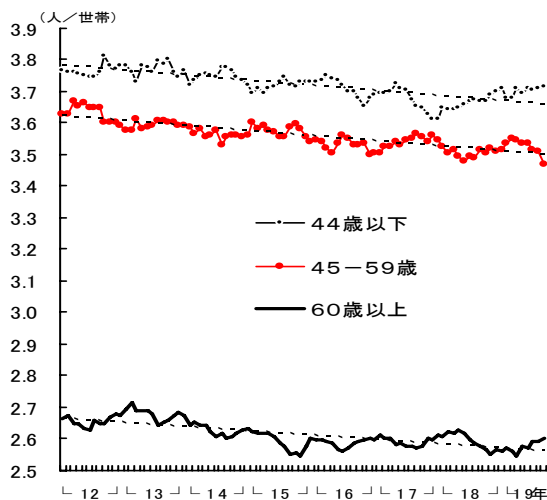
資料:「家計調査」(総務省)

これらの時期について、世帯主の年齢階級別に平均世帯人員、有業者率(人口に占める有業者数の割合)についてみると、平均世帯人員、有業者率とも標本交替の影響によると考えられる傾向線からの乖離がみられるが、1人当たり消費支出の変動とは合わず、はっきりとした相関はみられない。

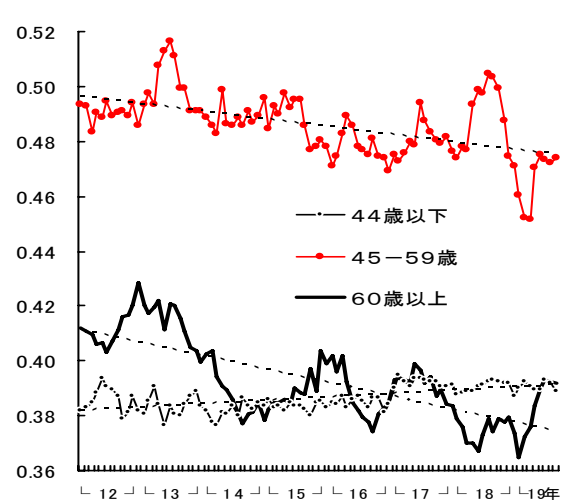
また、世帯主の年齢階級を60歳以上にまとめているが、より高齢になるほど、平均世帯人員、有業者率とも低下の傾向にあり、さらに詳細に年齢階級を分けた場合の年齢階級別人口分布の変化の影響も考慮する必要がある(第Ⅱ-1-15図)。

## 第Ⅱ-1-15図 世帯主の年齢階級別平均世帯人員などの推移

①平均世帯人員



②有業者率



(注) 1. 有業者率=(1世帯当たりの)有業者数/世帯人員

2. 破線は傾向線(回帰直線)である。

資料:「家計調査」(総務省)

### (3) 2人以上世帯1人当たり消費支出を被説明変数とした回帰分析

そこで、世帯主の年齢階級をより細かく分け、1人当たり消費支出を被説明変数、各種の属性(世帯主年齢、有業人員率、平均世帯人員、家賃・地代を支払っている世帯の割合、農林漁家世帯以外の割合、勤労者世帯1人当たり可処分所得、勤労者世帯構成比)を説明変数として、世帯主の年齢階級ごとに12年1月から19年9月までの期間について回帰分析を行い、1人当たり消費支出に関連する属性ごとの有意性についてみた。

$$\ln(1人当たり消費支出) = a_1 \ln(\text{属性1}) + \dots + a_7 \ln(\text{属性7}) + \text{切片}$$

その結果、説明変数の多くの t 値の絶対値は 2 未満で、いずれの世帯主の年齢階級においても有意となる説明変数はなかった。その中でも、勤労者世帯1人当たり可処分所得は、9 世帯主の年齢階級中 5 階級で有意であったが、勤労者世帯の比率が低くなる 60 歳以上の 3 階級ではいずれも有意でないなど、世帯主の年齢によって、有意となる説明変数は異なる傾向となった。

また、平均世帯人員では、40～44 歳は係数が正で有意だが、他の有意な年齢階級で負の係数を取るなど、正負の符号自体も世帯主の年齢階級によって相違している(第Ⅱ-1-5表)。

第Ⅱ-1-5表 世帯主の年齢階級別回帰分析結果(説明変数のt値)

	34歳以下	35-39歳	40-44歳	45-49歳	50-54歳	55-59歳	60-64歳	65-69歳	70歳以上
世帯主年齢	0.768	▲ 1.544	▲ 2.186	0.860	▲ 0.883	▲ 0.589	▲ 0.662	▲ 1.647	▲ 2.121
有業人員率	▲ 0.056	▲ 1.381	2.738	0.528	▲ 1.857	1.595	1.310	▲ 0.101	▲ 2.216
平均世帯人員	▲ 1.471	▲ 1.283	2.377	▲ 2.050	▲ 1.190	▲ 0.024	▲ 2.601	▲ 2.710	0.141
家賃・地代を支払っている世帯の割合	0.979	0.947	2.087	0.744	0.490	▲ 0.961	▲ 2.642	▲ 1.059	▲ 1.243
農林漁家世帯以外の割合	0.006	▲ 1.078	0.422	▲ 0.749	2.489	▲ 1.116	3.147	2.514	▲ 1.605
勤労者世帯1人当たり可処分所得	2.495	4.407	2.070	2.790	0.422	2.053	1.149	1.116	1.292
勤労者世帯構成比	1.180	▲ 0.508	▲ 0.245	0.524	▲ 1.884	2.161	▲ 0.972	2.170	▲ 2.070
切片	▲ 0.246	1.937	1.984	▲ 0.441	0.813	0.720	0.465	1.556	2.984
(自由度調整済決定係数)	0.223	0.169	0.128	0.166	0.115	0.172	0.117	0.197	0.166

(注) 1.  $|t| \geq 2$  のセルに網掛けをしている。

2. 世帯主の年齢階級ごとに、12年1月から19年9月までの 93 データにより回帰分析を行っている。また、被説明変数の1人当たり消費支出(名目値)、説明変数の勤労者世帯1人当たり可処分所得(名目値)は、X-12-ARIMAにより季節調整を行っている。

資料:「家計調査」(総務省)

### (4) 回帰分析結果による補正

前述の回帰分析で説明変数に使用した各種属性は、短期間で大きく変動する性質のものではなく、変動は主に世帯や調査単位区の変動に起因すると考えられる。そこで、

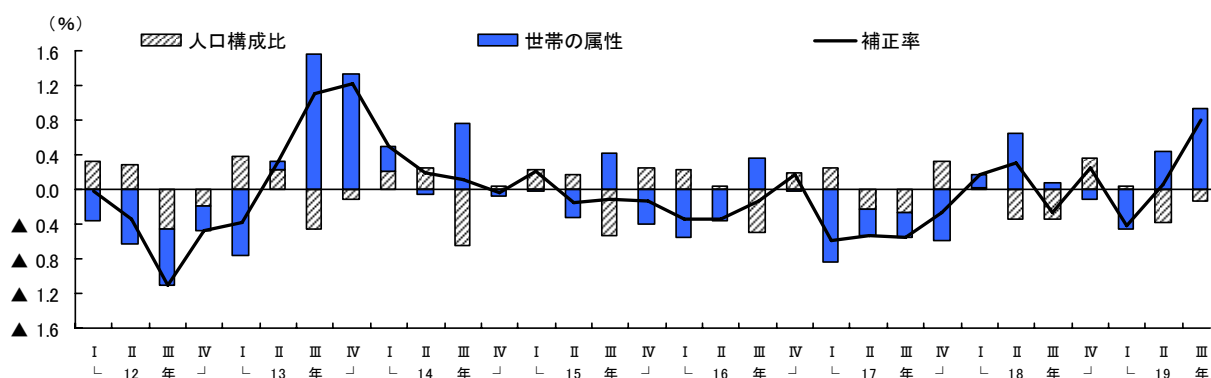
これらの説明変数の値を傾向線の値とした場合の、月次・世帯主の年齢階級ごとの1人当たり消費支出(月次)の増減を説明変数の回帰係数から算出するとともに、世帯主の年齢階級別人口構成比も年齢階級別人口を傾向線の値として算出した場合に、2人以上世帯の消費支出がどのように変わるか試算してみた。なお、年齢階級別人口、有業人員率、勤労者世帯1人当たり可処分所得は、経済・社会的要因などによる変動がより大きいと考えられるので、傾向線を回帰直線ではなく、回帰2次曲線としている。

試算した結果を、四半期ごとの2人以上世帯の1人当たりの消費支出の増減率(属性の偏り分補正率)としてみると、12年1～3月期から13年1～3月期は負、13年4～6月期から14年4～6月期は正で最大 1.2%の値と、標本の交替による消費支出の変動があったと推測した期間の補正率が大きくなっている。また、これを世帯主の年齢階級別人口構成比と世帯の属性の要因に分解してみると、全体的には世帯の属性による寄与が大きく、人口構成比とは逆の寄与となっていることが多い。

次に、12年を 100 とする指数として、総消費支出により家計最終消費支出と比較すると、13年4～6月期から10～12月期、18年1～3月期から10～12月期、19年1～3月期から4～6月期については、家計最終消費支出との乖離が縮小しており、世帯などの属性の偏りが消費支出に影響を与えていたと推測される。

しかし、15年7～9月期から17年10～12月期までなどの家計最終消費支出と総消費支出の乖離の傾向については変わりがなかった(第Ⅱ-1-16図、17図)。

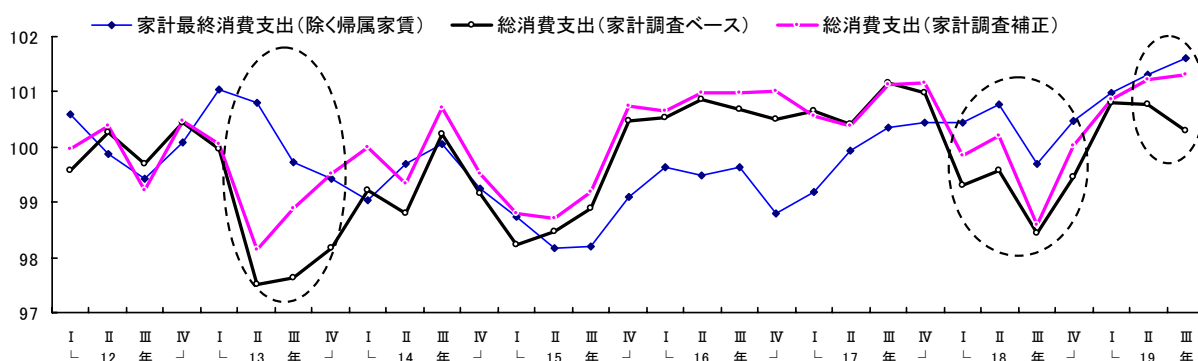
第Ⅱ-1-16図 2人以上世帯消費支出補正率とその要因分解



- (注) 1. 補正率は、世帯主の年齢・月別に、各説明変数が傾向線の値であるとした場合の増減率(前述の回帰分析による説明変数の係数×-(説明変数の値/傾向線の値)-1))に各世帯主の年齢階級別人口が傾向線に従って変動するとした場合の人口構成比を重みとした加重平均により算出した。
2. 人口構成比と世帯の属性の要因分解は、家計調査から得られたままの世帯主の年齢階級別人口構成比とした場合の補正率を世帯の属性分とし、その残余を人口構成比分とした。
3. 傾向線は、世帯主の年齢階級別人口、勤労者世帯1人当たり可処分所得、有業人員率は2次の回帰線、他は回帰直線である。

資料:「家計調査」(総務省)

第Ⅱ-1-17図 回帰分析結果により補正した総消費支出の推移(12年=100)



- (注) 1. 名目(季節調整済)値を12年=100とする指数としている。  
 2. 総消費支出は、単身・2人以上世帯別に1人当たり消費支出(移転的支出を除く、X-12-ARIMA で季節調整)に人口を乗じて算出している。家計調査補正は、2人以上世帯の1人当たり消費支出に補正率を乗じている。  
 3. 単身・2人以上別人口の推計は、国勢調査による人口に占める2人以上一般世帯人員数の割合(国勢調査間及び後は、線形に補完・延長)に毎月の推計人口を乗じて2人以上世帯の人口とし、残りを単身世帯の人口とした。そのため、単身世帯の人口には家計調査の調査対象外となる施設等世帯の人口を含む。
- 資料:「国民経済計算」(内閣府)、「家計調査」(総務省)、「国勢調査」(総務省)、「人口推計」(総務省)

#### (5) まとめ

以上これまでみてきたように、「家計調査」の消費支出の誤差には、通常標本誤差として想像されるような短期的な誤差のほかに、調査方法に制約された標本の交替に伴う調査世帯(あるいは調査地域)の属性の偏り(標本分布の歪み)に起因した数か月以上を周期とする誤差が存在するようである。

しかし、回帰分析によって消費支出と世帯など属性の関係が明確にできなかったため、消費支出への属性の偏り分補正は、部分的なものにとどまっている。

今後、個人消費に関する動向をみるにあたって、以上の誤差などを考慮し、より正確な判断がなされることを期待したい。