

(報告書)

『家計調査』データによる嗜好品消費に関する実証分析

助成研究者 岩本光一郎 (愛知東邦大学経営学部)

1. 研究目的

嗜好品とは、味覚や臭覚を楽しむために摂取され、心身の高揚感や酩酊感などをもたらす食品・飲料のことである。嗜好品、中でもたばこ、酒はたばこ税や酒税の対象であり、間接税源でもある。近代的なたばこ税、酒税は明治期に導入され、税収の中でも大きな割合を占めていた。特に酒税のその比率は、3~4割にも至っていたという(酒文化研究所(2014))。近年においては、そこまでの地位は占めていないものの、それでも1990年代~2010年代においてたばこ税の税収は概ね年2兆円、酒税は年1~2兆円で推移しており、税源としてかなり重要なものと言えるだろう¹。

一般に嗜好品は、上記の「心身の高揚感や酩酊感」をもたらすニコチンやアルコールを含有するために習慣性の強い財であり、嗜好品消費の習慣がある家計では増税等があっても価格が上昇しても、習慣性のない財の価格上昇に比して消費支出の落ち込みは抑えられると予想される。たばこ税や酒税が、多くの国で安定財源として扱われてきたのは、この面の影響が少なからずあったものと考えられる。

他方で嗜好品は、生きていくための必需品と言うより「楽しむためのぜいたく品」という側面も有しており、その消費支出が流行や新製品の当たり外れなど一過性のブーム等に左右されることもあり得る。こちらの面が強くなる場合は、税源としての安定性に負の影響があることになる。

本研究では、家計の嗜好品消費への支出の推移が、長期においてどういう傾向を持ち、また短期的に増税など政策ショックにどう反応するであろうかということを検討することにより、たばこ税や酒税が税源として今後も期待できるかどうかということ考察し、少しでも政策運営に役立つインプリケーションを提供することを目的とする。そのため本研究では、①過去30年間(1983~2014年)に亘る『家計調査』個票データを用いて嗜好品支出推移の長期の傾向を考察し、②短期的(6か月間)な世帯単位のパネルデータを用いて消費支出の習慣性を計測し、その観点から増税など政策ショックに対し家計がどう反応するかを検討する。

¹ 財務省 HP 「酒税に関する資料」

https://www.mof.go.jp/tax_policy/summary/consumption/d08.htm

同 HP 「たばこ税等に関する資料」

https://www.mof.go.jp/tax_policy/summary/consumption/d09.htm

2. 研究方法

本研究では、複数ある嗜好品の内、既述のように大きな税源である①たばこと酒類を中心に検証する。なお、酒類は後に見るように②ビール類（発泡酒含む）と③ビール以外の酒（日本酒、ウィスキーなど）でかなり支出の推移に違いがあるため、別物として扱った。また、カフェインを含む嗜好品ではあるものの、日用品としての性格も強い④珈琲&紅茶も参考として併せて検証している。

本研究の検証対象としては、過去30年間（1983～2014年）に亘る『家計調査』個票データ（二人以上世帯のみ²）を用いる。この『家計調査』個票データから、目的に応じて以下の2つのデータセットを構築した。

①30年分のプールド・クロスセクションデータ： 嗜好品支出の長期的傾向の検証を行うために、各世帯の嗜好品支出額・総支出額（いずれも実質値）の平均月額を30年間（1983～2014年）分、積み上げた（以下、この嗜好品支出実質額を実質総支出額で割った比率を支出シェアと呼称する）。このデータセットを用いて、全世帯の30年間の嗜好品消費支出のトレンドを観察し、さらに支出の変動を、Age-Period-Cohortモデルによって時代・年齢・出生コホートの効果に分解する。これにより、嗜好品支出のこれまでの変動の要因を探り、これからの推移を予想しやすくする。

Age-Period-Cohortモデル（以下、APCモデルと呼称）とは、ある経時的変化を年齢（age）・時代（period）・出生コホート（cohort）の3つの側面からの影響に分解して理解しようという考え方で、通常はサンプルが属する年齢・時代・コホートのダミー変数を説明変数とする回帰分析によって3つの効果を検出する。

ただ、年齢と時代が特定されれば出生コホートも確定する訳で、そのために回帰がうまくいかない—推定値が一意に定まらない、いわゆる識別問題が発生する。この問題を避けるため、パラメータに制約を課すなどして推定を行うことがよく行われるが、その方法は研究者により様々で、これがベストというものは今の所、存在しないようである。本研究ではAPCモデルの推定にあたり、Deaton and Paxson(1994)の方法に倣った。

②世帯単位の6か月パネルデータ： 『家計調査』は同一世帯を月一回、最長で6か月調査していることに着目して、最大6waveの世帯パネルデータを構築した。このパネルデータを使い、各嗜好品別にCollado and Browning(2007)に倣ったモデルを推定して習慣性の強弱を測定し、その嗜好品への支出が政策ショックに対して頑健なのかどうかを検討する。

² 『家計調査』において単身世帯は調査開始が2002年であるため、二人以上世帯に比して分析できる期間が非常に短い上、同一世帯の調査回数も3回しかないために消費支出の習慣性の検証ができないことから、本研究では二人以上世帯のみを対象とした。

消費支出の習慣性は、過去の消費支出が現在の支出に正の影響を与えるケースのことであり、背後に消費主体の効用関数に時間非加法的(time non-separable)な選好を許容する習慣形成(habit formation)というメカニズムを想定する。この考え方が正しければ、1980年代以降、家計消費の標準的な行動仮説となっているライフサイクル＝恒常所得仮説(LCPIH)にまつわるパズルの一つである過剰平滑(excess smoothness)³を解決する鍵となる可能性があり、習慣形成を織り込んだ家計の最適化行動と、現実の消費データが整合的かどうかの検証が欧米を中心として盛んに行われてきた⁴。

さらに、酒税やタバコ税のような物品税の変更が税収に与える影響や、消費刺激策としての給付金の効果などを考えてみれば、消費の習慣性に基づく過剰平滑の有無や強弱で政策効果、特に短期的なそれが大きく異なりうることが想像できるため、消費支出の習慣性についての検証は、公共政策運営の側面から見ても、極めて重要な課題であると考えられてきた。

本研究では、家計の総消費支出のうち嗜好品支出の習慣性についての検証を、上述の世帯パネルデータにBrowning and Collado(2007)に倣ったモデルを適用することで実施する。本研究で推定するモデルは以下の通り。

$$BS_{it} = a_0 + a_1 BS_{it-1} + a_2 \ln C_{it} + a_3 age_{it} + a_4 age_{it}^2 + a_5 nfam_{it} + e_{it} \quad (1)$$

BS_{it} : 世帯 i の t 期における支出シェア、 C_{it} : 実質総消費支出、 age_{it} : 世帯主年齢、

$nfam_{it}$: 世帯人数、 $a_0 \sim a_5$: 推定するパラメータ、 e_{it} : 確率的誤差項

(1)式中の a_1 は習慣性パラメータであり、推定結果が有意な正の数字であれば支出は習慣的、有意な負の数字であれば支出は耐久的⁵ということになる。また、 e_{it} は確率的誤差項で、平均ゼロかつ分散一定を仮定している。なお(1)式の推定は、被説明変数のラグ項を説明変数に持つダイナミック・パネル分析になるため、推定方法としては固定効果モデルではなくBlundell and Bond(1998)が提唱するシステムGMMを採用した。

3. 研究成果

3. 1. 30年間の嗜好品支出概観

以下の図1aは、各世帯の嗜好品への平均支出月額を、調査開始年ごとに平均した全世帯平均の約30年間の推移である。なお支出額は、価格変動の影響を調整するため、

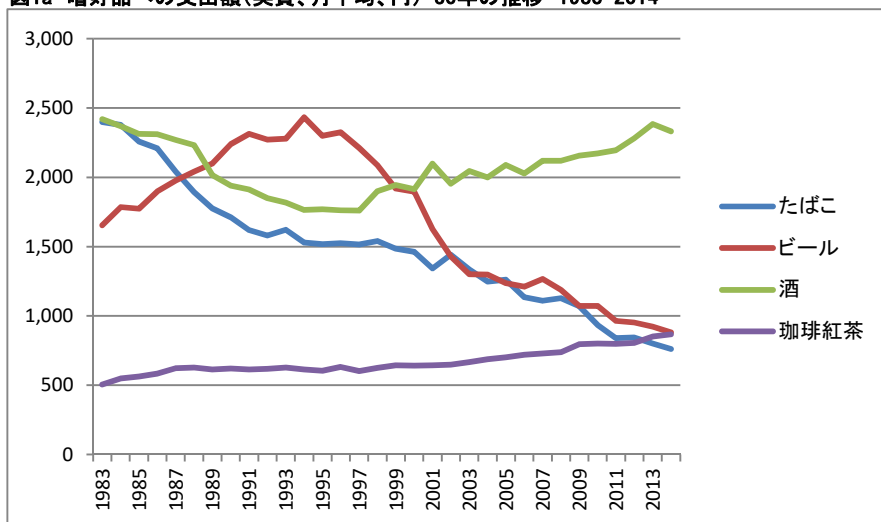
³ LCPIHモデル上では消費と労働所得の変動の分散が等しくなるのに、現実には消費変動の分散の方が小さくなる現象。

⁴ 先行研究について岩本(2010)でサーベイしているので、興味のある向きは参照されたい。

⁵ 一旦購入すると、しばらく購入の必要がないために次期の支出がむしろ下がるようなパターン。

各品目の CPI で実質化している（『家計調査』個票データから筆者作成）。

図1a 嗜好品への支出額(実質、月平均、円)・30年の推移 1983-2014



図によると、この30年間でたばこへの支出額は減少傾向にあり、ビール類も90年代に一時盛り上がるも、近年はたばこと同じく減少傾向にある。ビール以外の酒への支出については、ビール支出が増えていた時期にやや減少していたものの、ビール支出が減少に入ったと同時に回復し始め、近年は80年代の水準を回復している。最後に珈琲・紅茶支出については、30年間通して微増傾向にある。

図1b 嗜好品への支出のシェア(月平均)・30年の推移 1983-2014

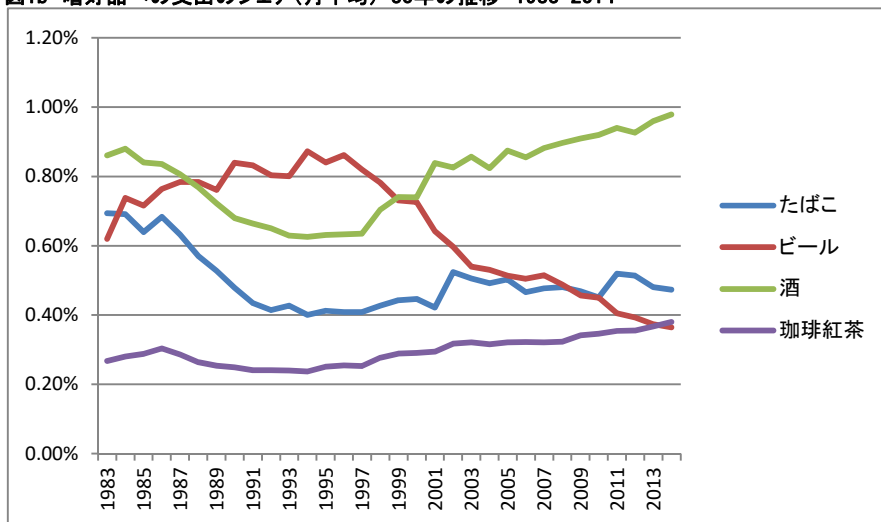


図1bは、食費におけるエンゲル係数と同じように、図1aで使用した嗜好品の実質支出額を、CPI総合で実質化した総支出額で割った比率である支出シェアの推移である。支出シェアの推移傾向は、たばこは減少、ビールは近年減少、ビール以外の酒は近年増加、珈琲紅茶は微増と、実質支出額の推移と概ね同じである。

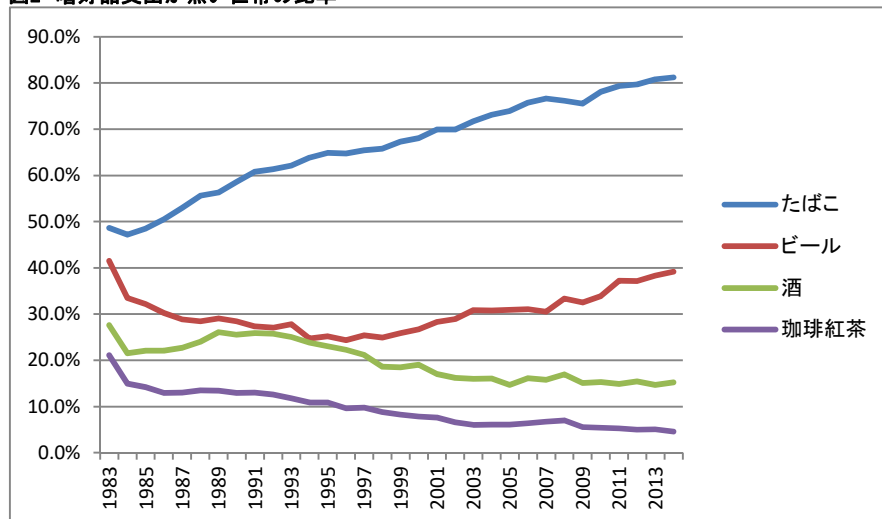
なお嗜好品は食料などと異なり、上述のように必需品というより奢侈品という性格が強く、各世帯の文字通り嗜好によって支出が決まるため、ある嗜好品への世帯支出がゼロというケースも珍しくない。以下の図2は、各嗜好品への支出が全くなかった

世帯の比率の年次推移を示したものである（『家計調査』個票データより筆者作成）。
 図の中で目立つのは、やはりたばこ非購入世帯の急増（30年間で約50%から約80%へ）
 である。この変化が、図1a, 1bのたばこ支出額や支出シェアの減少傾向に寄与してい
 ることはほぼ間違いないであろう。

その他の嗜好品についても、ビール非購入世帯の増加、酒非購入世帯の上昇と減少、
 珈琲紅茶非購入世帯の減少など、図1a, 1bの推移に寄与していると思しき傾向が図2
 から看取される。

もちろん、支出額や支出シェアの推移に寄与するのは嗜好品非購入世帯の増減だけ
 ではない。有力な候補として一つ考えられるのは、嗜好品購入世帯における嗜好品支
 出の習慣性の変化である。もし習慣性が時代によって変化していれば、その強弱によ
 って支出額やシェアが変動することは大いにありうるであろう。この点については、
 後の節においてパネルデータを使って検証する。

図2 嗜好品支出が無い世帯の比率



3. 2. APCモデルによる嗜好品支出シェア推移の検討

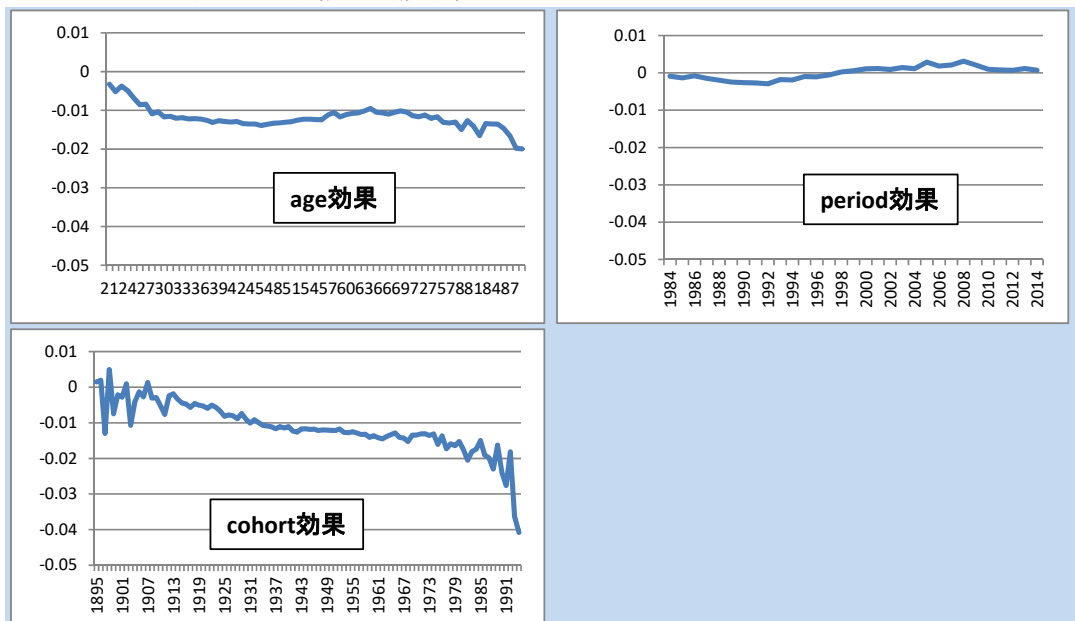
本節では、図1bを作成する際に使用した30年間に亘る嗜好品の支出シェアの個票
 データ（分析対象は世帯主年齢20歳以上90歳未満の二人以上世帯）を用いて、APC
 モデルによる分析を行う。APCモデルを活用することで、支出シェアの経時的変動の
 傾向を、全世帯が共通して受ける時代の影響（period効果）、各世帯の加齢による影響
 （age効果）、出生コホート特有の影響（cohort効果）に分解して解釈することが可能
 になる。

①たばこ： 以下の図3aはたばこ購入世帯の支出シェアに対するperiod・age・cohort
 の効果（＝推定パラメータ）を縦軸、時代・年齢・出生コホートを横軸に取ったグ
 ラフである。

図によれば、age 効果と cohort 効果は、特定の年代や世代が影響を持つというより、加齢および出生が近年であるに従って支出シェアをゆるやかに引き下げており、長期的なトレンドとなっている。なお、パラメータのサイズから、cohort 効果の方がやや影響が大きくなっている。

他方、period 効果はアップダウンがあるものの、90 年代以降はむしろ支出シェアを引き上げている。ただし、その影響度は age 効果・cohort 効果に比べると非常に小さく、30 年間のたばこ支出シェアの傾向を決めているのは age 効果と cohort 効果、特に cohort 効果であると考えられる。

図3a APCモデルによる支出シェアの分解(たばこ購入世帯のみ)



その他、これら時代・年齢・出生コホート以外に支出シェアに影響を与えそうな要素として、世帯の経済的豊かさについて考慮した。具体的には図 3a の分析に使用したデータセットを、前年度年収 400 万円未満のデータ（低所得層サブサンプル）と 800 万円超のデータ（高所得層サブサンプル）に分解して各々 APC モデルで推定し、その分析結果を比較した。このサブサンプル間の比較において、最も差が大きかったのは cohort 効果で、どのコホートにおいても低所得層の方が支出シェアは高くなった。ただし「コホートが新しくなるに従ってゆるやかに支出シェアを引き下げる」という傾向は高所得・低所得層に共通していた。

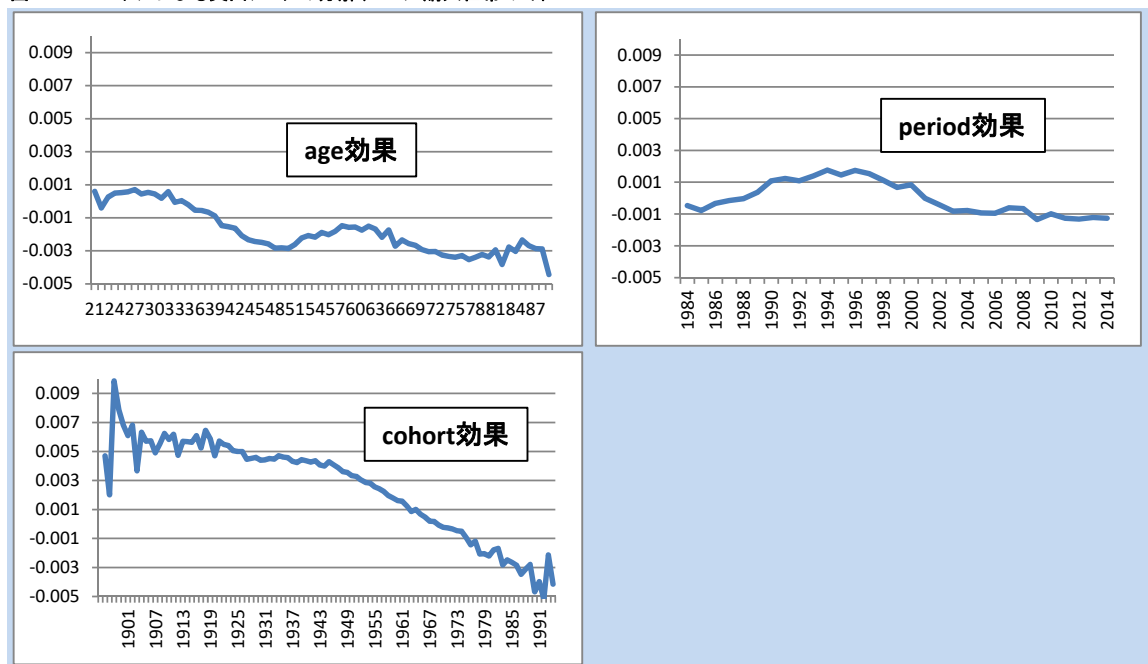
②ビール類： 以下の図 3b はビール類の支出シェアへの時代・年齢・出生コホートの影響を図示したものである。

図によれば、age 効果と cohort 効果は、長期的なトレンドとして加齢および出生が近年であるに従って支出シェアをゆるやかに引き下げている（パラメータのサイズから、cohort 効果の方がやや影響が大きくなっている）。period 効果については、90

年代後半をピークとする山型となっており、支出シェアを引き上げていた時期もあるが、近年は age 効果・ cohort 効果と同じくシェア引下げに寄与している。

そしてたばこ同様、ビール類についても低所得層サブサンプルと高所得層サブサンプルを作成して APC モデル分析の結果を比較した。その比較によれば、一番差が大きいのは cohort 効果であり、出生年が新しいほど支出シェアが緩やかに低下する傾向は共通しているものの、高所得層では全コホートで支出シェアに負の影響を与えているのに対し、低所得層では 1970 年代半ば生まれまでは正の影響を与えている（それ以降は低所得層でも負の影響を与えるようになる）。

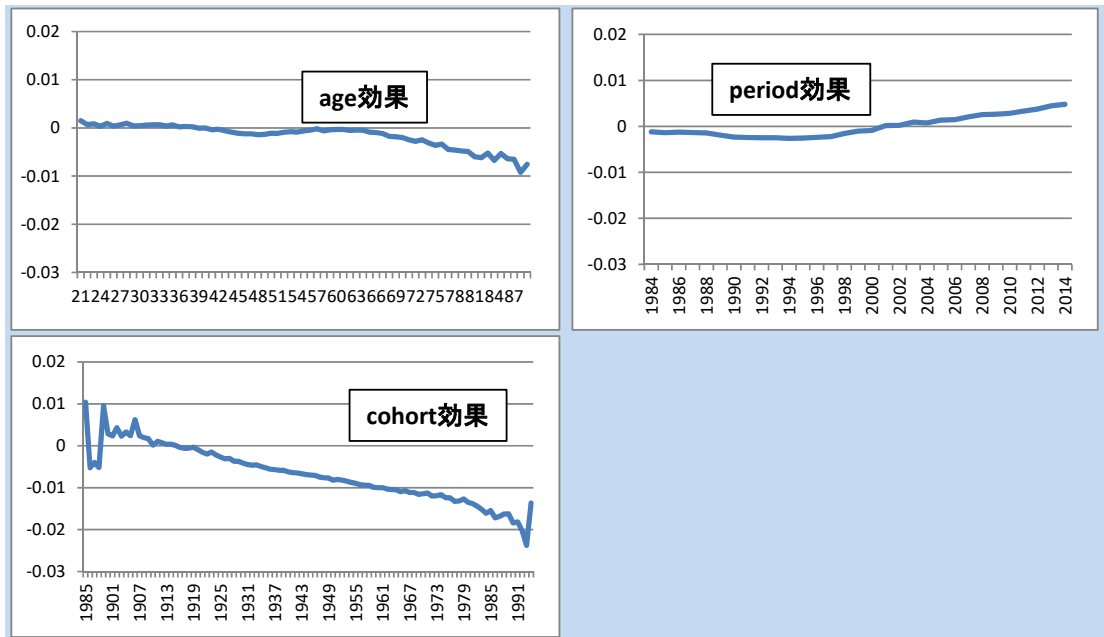
図3b APCモデルによる支出シェアの分解(ビール購入世帯のみ)



③酒類（ビール類以外）： ビール以外の酒類購入世帯の酒類支出シェアへの時代・年齢・出生コホートの影響を図示した以下の図 3c によれば、age 効果と cohort 効果は加齢もしくは新しい出生年になるほど支出シェアを大きく引き下げ、period 効果は 90 年代半ば以降、近年になるほど支出シェアを大きく引き上げている。なお、3つの効果の中で、最も大きな影響を与えているのは cohort 効果である。

また、酒類についても低所得層と高所得層にサンプルを分けて APC モデル分析を行ってみたが、age・cohort・period の 3 効果いずれにおいても、大きな差は見られなかった。

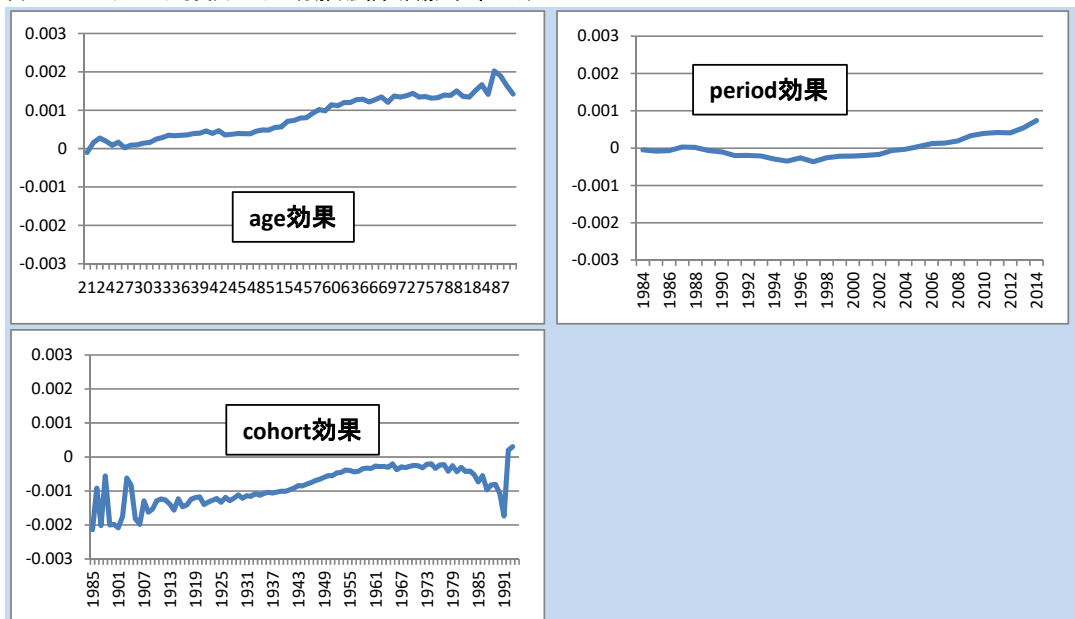
図3c APCモデルによる支出シェアの分解(ビール以外の酒類購入世帯のみ)



④ 珈琲紅茶： 珈琲紅茶購入世帯の酒類支出シェアへの時代・年齢・出生コホートの影響を図示した以下の図 3c によれば、age 効果と period 効果が加齢と経時と共に支出シェアをゆるやかに引き上げている（period 効果は 90 年代半ばに支出シェアをやや引き下げているが、その影響は大きくない）。cohort 効果は傾向が安定しないが、全体的には支出シェアに負の効果を持ち、どちらかと言えば若い世代の方が引下げ幅は小さいようである。

また、低所得層と高所得層に分けた APC モデル分析の結果については、age・cohort・period の 3 効果いずれにおいても両サブサンプル間で大きな差は見られず、どれも図 3d とほぼ同じ傾向を示した。

図3d APCモデルによる支出シェアの分解(珈琲紅茶購入世帯のみ)



3. 3. 消費支出の習慣性の検証

本節では、『家計調査』個票データから作成した世帯単位のパネルデータを用いて、嗜好品への消費支出の習慣性の強さについて検証する。そのため、各嗜好品について先述の(1)式に時点ダミー（月次ダミー）を加えて、システム GMM で推定する。なお推定対象は、その嗜好品を最低一度は購入した世帯、推定期間は 1983～2014 年の最初の三年（1983・1984・1985 年）と最後の三年（2012・2013・2014 年）である⁶。

①たばこ： 表 1a はたばこ非購入世帯を除いたサンプルによる 6 年分の推定結果である。各種統計量を見てみると、Hansen 検定については(v)以外は有意水準 5%、(v)は有意水準 1%で判断すれば、過剰識別制約が満たされているという仮説が許容される。Wald 検定（帰無仮説は全推定パラメータがゼロ）については、全ての推定において、有意水準 5%で帰無仮説を棄却している。これらの検定結果を勘案し、GMM 推定において留意すべき条件は、((v)がやや怪しいものの) おおむね満たされているものと判断した。

表1a 推定結果： たばこ

Estimation results by System GMM :

Respectively, *,**,*** indicate significance at the 10,5,1% levels.

	(i) 1983年	(ii) 1984年	(iii) 1985年	(iv) 2012年	(v) 2013年	(vi) 2014年
前期の支出シェア	0.081 ** (0.04)	0.147 *** (0.03)	0.142 *** (0.04)	0.114 ** (0.04)	0.204 *** (0.05)	0.144 *** (0.05)
世帯主年齢	-0.021 (0.03)	-0.006 (0.01)	0.020 (0.02)	0.000 (1.70)	-0.001 (0.01)	0.017 (0.02)
世帯主年齢(二乗)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (23.09)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
世帯人員数	-0.017 (0.03)	0.018 (0.01)	-0.052 (0.03)	-0.019 (2.02)	0.014 (0.01)	-0.036 ** (0.02)
実質総支出額(対数)	0.046 (0.04)	-0.088 *** (0.02)	-0.041 (0.03)	-0.041 *** (0.02)	-0.042 *** (0.02)	-0.036 ** (0.02)
Wald test (p-value)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Hansen test of overidentifying restrictions (p-value)	0.11	0.19	0.76	0.30	0.02	0.07
number of observations	38,892	42,086	41,037	15,673	15,064	14,540

notes: Constant term and Monthly dummies are included in all estimations. In all columns, the instrument for the differenced equation is budget share(-2), and instruments for the level equations are Δbudget share(-1) and constant term. Standard errors are in parentheses.

表によれば、前期支出シェアの推定パラメータは全て正かつ有意水準 1%ないしは 5%で有意となっており、たばこ支出に習慣性があることが看取できる。今回のデータの頭三年（1983・84・85 年）の推定パラメータは 0.081・0.147・0.142（平均 0.123）、末三年（2012・13・14 年）においては 0.114・0.204・0.144（平均 0.154）となっており、30 年経過しても喫煙世帯のたばこ支出の習慣性はほぼ同水準か微増で推移して

⁶ この全ての推定において、操作変数は共通である（差分推定：前々期の支出シェア、レベル推定：前期支出シェアの一階差分・定数項）。

いるようである。

②ビール類： 表 1b はビール類非購入世帯を除いたサンプルによる 6 年分の推定結果である。Hansen 検定については(i)(vi)が有意水準 1%でも帰無仮説が許容できない。Wald 検定については、全ての推定において、有意水準 5%で帰無仮説を棄却している。これらの検定結果を勘案し、GMM 推定において留意すべき条件は(ii)～(v)についてはおおむね満たされているものの、(i)(vi)については結果の妥当性にやや不安が残るものと判断した。

表1b 推定結果：ビール

Estimation results by System GMM :

Respectively, *, **, *** indicate significance at the 10, 5, 1% levels.

	(i) 1983年	(ii) 1984年	(iii) 1985年	(iv) 2012年	(v) 2013年	(vi) 2014年
前期の支出シェア	0.060 *** (0.02)	0.016 (0.02)	0.043 ** (0.02)	0.051 ** (0.02)	0.022 (0.02)	0.048 ** (0.02)
世帯主年齢	0.004 (0.01)	0.019 ** (0.01)	-0.013 (0.01)	0.004 (0.01)	-0.007 (0.01)	0.006 (0.01)
世帯主年齢(二乗)	0.000 (0.00)	0.000 ** (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
世帯人員数	0.003 (0.01)	-0.012 (0.01)	-0.006 (0.01)	-0.021 (0.02)	-0.014 (0.01)	-0.009 (0.01)
実質総支出額(対数)	0.022 (0.02)	0.027 * (0.01)	-0.026 * (0.01)	-0.005 (0.01)	-0.010 (0.01)	-0.014 (0.01)
Wald test (p-value)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Hansen test of overidentifying restrictions (p-value)	0.00	0.02	0.25	0.03	0.05	0.00
number of observations	48,476	53,811	54,271	49,400	48,568	48,582

notes: Constant term and Monthly dummies are included in all estimations. In all columns, the instrument for the differenced equation is budget share(-2), and instruments for the level equations are Δ budget share(-1) and constant term. Standard errors are in parentheses.

表によれば、前期支出シェアの推定パラメータの符号は全て正になっているが、そのうち統計的に有意なものは 4 つ、しかもその中の 2 つは推定結果の妥当性に不安を残すものであり、消費支出の習慣性の存在を強く支持するとは言い難い結果となった。

なお、有意なものについても、推定パラメータのインパクトはたばこのそれに比して、かなり小さくなっている。総じて、弱い習慣性の存在をうかがわせる推定結果と言えるだろうか。また、1983～2014年の頭3年と末3年では、推定パラメータの平均が 0.040 と 0.041 で、そのインパクトに大きな差は見られない。

③酒類（ビール類以外）： 表 1c は酒類非購入世帯を除いたサンプルによる 6 年分の推定結果である。Hansen 検定については(ii)が有意水準 1%でも帰無仮説が許容できない。Wald 検定については、全ての推定において、有意水準 5%で帰無仮説を棄却してい

る。これらの検定結果を勘案し、GMM 推定において留意すべき条件は(ii)以外についてはおおむね満たされているものの、(ii)については結果の妥当性にやや不安が残るものと判断した。

表1c 推定結果：ビール以外の酒類
Estimation results by System GMM :

Respectively, *,**,** indicate significance at the 10,5,1% levels.

	(i) 1983年	(ii) 1984年	(iii) 1985年	(iv) 2012年	(v) 2013年	(vi) 2014年
前期の支出シェア	0.023 (0.02)	-0.015 (0.02)	0.015 (0.02)	-0.006 (0.02)	0.005 (0.02)	0.016 (0.02)
世帯主年齢	-0.021 * (0.01)	0.001 (0.01)	0.008 (0.01)	-0.008 (0.01)	0.008 (0.01)	-0.007 (0.02)
世帯主年齢(二乗)	0.000 * (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
世帯人員数	-0.002 (0.02)	-0.003 (0.01)	0.023 (0.01)	-0.020 (0.01)	-0.013 (0.01)	0.026 (0.03)
実質総支出額(対数)	-0.029 (0.02)	-0.011 (0.01)	0.002 (0.01)	-0.020 (0.02)	-0.004 (0.02)	0.001 (0.02)
Wald test (p-value)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Hansen test of overidentifying restrictions (p-value)	0.32	0.00	0.15	0.34	0.42	0.21
number of observations	55,242	62,999	62,913	65,935	65,960	68,782

notes: Constant term and Monthly dummies are included in all estimations. In all columns, the instrument for the differenced equation is budget share(-2), and instruments for the level equations are Δ budget share(-1) and constant term. Standard errors are in parentheses.

表によれば、前期支出シェアの推定パラメータの符号すらまちまちで、そのいずれも統計的に有意ではなく、そもそも消費における時間非加法的な選好の存在を否定する結果、当然、消費支出の習慣性の存在について不支持となる結果になった。

なお一応、1983～2014年の頭3年と末3年で推定パラメータの平均を比較すると0.008と0.005で、大きな差は見られない。

④**珈琲紅茶**：表1dは珈琲紅茶非購入世帯を除いたサンプルによる6年分の推定結果である。Hansen検定については全て有意水準5%でも帰無仮説を許容できる。Wald検定についても、全ての推定において有意水準5%で帰無仮説を棄却できる。これらの検定結果を勘案し、GMM推定において留意すべき条件は(i)～(vi)全てについてはおおむね満たされているものと判断した。

表によれば、前期支出シェアの推定パラメータの符号すらまちまちで、そのいずれも統計的に有意ではなく、消費支出の習慣性の存在について不支持となる結果になっている。なお一応、1983～2014年の頭3年と末3年で推定パラメータの平均を比較すると-0.001と-0.008で、やや差が大きくなっている。

表1d 推定結果：珈琲紅茶

Estimation results by System GMM : Respectively, * ** *** indicate significance at the 10,5,1% levels.

	(i) 1983年	(ii) 1984年	(iii) 1985年	(iv) 2012年	(v) 2013年	(vi) 2014年
前期の支出シェア	-0.015 (0.02)	0.006 (0.01)	0.007 (0.01)	-0.017 (0.01)	-0.018 (0.01)	0.011 (0.02)
世帯主年齢	-0.003 (0.00)	0.001 (0.00)	0.000 (0.00)	0.001 (0.00)	0.001 (0.00)	0.000 (0.00)
世帯主年齢(二乗)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)	0.000 (0.00)
世帯人員数	0.003 (0.00)	0.004 (0.00)	-0.003 (0.00)	-0.004 (0.00)	-0.010 * (0.00)	0.006 (0.01)
実質総支出額(対数)	-0.005 (0.00)	-0.005 (0.00)	-0.001 (0.00)	-0.004 (0.00)	-0.009 ** (0.00)	-0.004 (0.00)
Wald test (p-value)	0.05	0.00	0.01	0.06	0.00	0.00
Hansen test of overidentifying restrictions (p-value)	0.56	0.85	0.52	0.15	0.68	0.45
number of observations	60,214	68,006	68,581	73,492	73,076	73,598

notes: Constant term and Monthly dummies are included in all estimations. In all columns, the instrument for the differenced equation is budget share(-2), and instruments for the level equations are Δbudget share(-1) and constant term. Standard errors are in parentheses.

次節では、これらの分析結果を以て考察を行う。なお本節の最後に、附表1として、消費支出の習慣性の検証に使用したサンプルに関する基本統計量を示しておく。

附表1 推定サンプルの基本統計量

Estimation results by System GMM :

	1983~1985年				
	obs	平均	標準誤差	最小値	最大値
支出シェア(たばこ)	201,206	0.019	0.028	0.000	0.487
支出シェア(ビール)	300,408	0.008	0.016	0.000	0.357
支出シェア(ビール以外の酒)	300,408	0.011	0.020	0.000	0.407
支出シェア(珈琲紅茶)	328,533	0.002	0.005	0.000	0.271
世帯主年齢(歳)	383,290	47.1	12.6	17.0	98.0
世帯人員数(人)	383,290	3.7	1.3	2.0	15.0
実質総支出額(円)	383,290	304,293	229,489	16,783	10,300,000
	2012~2014年				
	obs	平均	標準誤差	最小値	最大値
支出シェア(たばこ)	78,397	0.017	0.025	0.000	0.302
支出シェア(ビール)	337,300	0.004	0.012	0.000	0.336
支出シェア(ビール以外の酒)	337,300	0.012	0.020	0.000	0.616
支出シェア(珈琲紅茶)	377,582	0.004	0.006	0.000	0.236
世帯主年齢(歳)	395,553	57.6	15.1	17.0	99.0
世帯人員数(人)	395,553	3.0	1.1	2.0	12.0
実質総支出額(円)	395,553	283,557	248,115	20,286	10,400,000

note: 支出シェアは嗜好品非購入世帯を除去して計算

4. 考察

本節では、3節の分析で得られた結果から、各嗜好品の消費支出がどういう要因で左右されるか、そして現状の傾向が継続すると仮定した場合に予想される今後の推移より、税源として有望なのかどうかを考察する。

①**たばこ**： 高齢者層、若い出生コホートの方が、支出シェアが低くなる傾向があり、その傾向にはコホートの影響の方が強い。急激にたばこを購入しない世帯が増える中、たばこを購入している世帯の、たばこへの支出の習慣性は現在も弱くなっていない（やや強くなっているようにすら見える）。

これからのわが国の人口推移を考えると、高齢者比率の増加は必至であり、かつコホート効果の方がより強いということであれば、たばこ市場という観点からは、これからの市場規模は先細りという景色が見えてくる。実際、財務省によれば、近年のたばこの販売額は低下の一途を辿っている⁷。この点は、安定した税源としてはマイナスの面であろう。

たばこ消費者という観点からは、どうやら二極化とでもいう状況が進んでいるようで、まったくたばこを消費しない世帯が増える中、たばこを消費する世帯は昔と変わらぬ消費支出習慣を持っている。彼らは、“たばこへの忠誠心の高い消費者”と言えるのではないだろうか。たばこ販売額が低下している中で、既述のようにたばこ税収は 2 兆円程度を維持し続けているのは、税率変更（増税）にもかかわらずたばこを買い支える、この忠誠心の高い消費者の存在が大きいものと思われる。彼らの存在は、安定的な税源としてプラスの点であろう。

たばこの市場規模が縮小する公算が高い以上、税収を安定させようと思えば、道理としては忠誠心の高い消費者に、今より高率の税を負担してもらうしかない。ただしそれは、喫煙世帯とそうでない世帯の間で、税の公平という原則を歪めることにつながる⁸。また、たばこへの忠誠心の高さは、ニコチンへの依存症状を引き起こしている可能性も否定できない。そうだとすると、忠誠心の高い消費者に、多額の税が期待できる程のたばこへの支出を誘導することは、健康被害を増大させる結果をもたらすだろう。

②**ビール類**： 前節の検証によればビール類も、高齢者層、若い出生コホートの方が、支出シェアが低くなる傾向があり、その傾向にはコホートの影響の方が強い。しかも近年は時代の推移と共に支出シェアが下がるトレンドがあり、非購入世帯の割合も増加している。現時点において酒類の内、もっとも販売額と税収額が大きいのはビール（発泡酒込）であるが、これからの市場拡大の可能性という観点からの市場の展望は、あまり明るくないと言わざるを得ない。これは、税源としてマイナスの点であろう。

⁷ 財務省 HP「たばこ税等に関する資料」（URL 既述）

⁸ 既述のように、世代に関係なく低所得層の方がたばこへの希求度が高いようなので、たばこ増税は「弱者への負担しお寄せ」的な側面も持つことになる。

また、ビールを購入する世帯には、その支出に習慣性があるが、それはたばこに比して非常に弱いものであり、増税に対して消費支出をどれだけ下支えしてくれるかは微妙であると思われる。

③**酒類（ビール類以外）**： 前節の検証によればビール以外の酒類は、高年齢・若いコホートほど支出シェアが下がり、焼酎ブームなどの影響か、近年では支出シェアが上がっているが、最も支配的なのはコホートの影響である。非購入世帯の割合は、近年は減少しているが、これは90年代のビールへの傾倒の反動か、かつての水準への復帰の流れに見える。そう考えると、今後の市場の展望としては、よくて現状維持もしくは新商品のヒットによる一時的拡大、基本トレンドは高年齢比率の上昇とコホート効果による縮小ではないだろうか。税源としては、マイナスの点になるろう。

なお、酒類については消費支出の習慣性を検出できなかった。これは、間接税増税に対しては即座に支出減で対応する世帯が多いことを示唆しており、いうまでもなく安定税源としてはマイナスの点である。もっとも、酒類は炭酸飲料であるビールより容易に長期備蓄が可能な品であるため買いだめも可能であることから、消費の耐久性と相殺することで習慣性が検出できなかった疑いもあるので、この点はさらに検証すべきかもしれない。

④**珈琲紅茶**： 前節の検証から珈琲紅茶は、高齢者が好む傾向があることが分かった。しかも、洋風生活の浸透の影響か、非購入世帯も大きく減少し、時代の推移と共に支出シェアが上昇する傾向も見せている。ただ、世代間の違いの傾向はまちまちである（大まかには若い世代の方が支出シェアは高い）。よって市場の展望としては、高齢者割合が増えるこれからの日本では、市場の拡大に他の財よりは希望が持てる。これは税源としてプラスの点である。

ただし、珈琲紅茶の消費支出に習慣性は検出できなかった。これは、安定税源としてはマイナスの点である。もっとも、酒類と同様に珈琲紅茶も備蓄が可能な品であるため、消費の耐久性と相殺することで習慣性が検出できなかった疑いもあるので、この点はさらに検証すべきかもしれない。

また、珈琲紅茶は日用品としての性格も持つので、わが国ではどちらかと言えば奢侈品への課税という意味合いが強い、特定財への物品税を消費税に上乗せすることはあまり現実的ではないだろう。

5. 結論

前節において、主に(1)今後の市場の展望と(2)消費者の性質の面から、税源として望ましいかどうかについて考察した。市場規模の拡大が望めるか、忠誠心の高い消費者

を期待できるか、は税収の多寡に直結するだろう。前節の考察結果を大雑把に一覧にすると、以下のようになる。

	たばこ	ビール類	ビール以外の酒	珈琲紅茶
市場の展望	-	-	-	+
消費者の性質	++	+	-	-

表中の+（プラス）、-（マイナス）の意味は前節と同じく税源として有利か不利かであるが、消費支出の習慣性の強さ、存在の確かさに差があったので、より強固なたばこを++（ダブルプラス）として表示した。

表中にはあるが、そもそも特定物品税の対象として議論しづらい珈琲紅茶は論外としても、残念ながら市場展望・消費者の性質の両面から税源として望ましい嗜好品は、本研究の選択肢からは発見できなかった。

次善の選択肢として、もっともプラスが多いのはたばこであるが、市場の展望を考えれば、現状の税収を維持するだけでも相当に難題で、税収増などを目指すならばさらなる増税の必要性があることは想像に難くない。しかし既述のように、たばこへのこれ以上の増税は、税の公平性の歪み拡大、弱者の負担増につながる可能性が高く、安易な選択肢としては考えづらい（喫煙に対する一種の懲罰税、禁煙への誘導策として考えるならば話は別だが...）。

また酒税に関しては、本研究の推定結果を見る限り、増税への頑健性はたばこに遥かに劣るので、現在、減少を続ける酒税収入を回復するための安易な増税は極めて無謀な行為であると言える。

永らくわが国の税源を担ってきたたばこ税、酒税であるが、今後望めるのは良くて現状維持、おそらくは税収の減少であろう。事態を見据えた今後の対応が希求される。

6. 参考文献

岩本光一郎「近年の家計消費の実証分析に関するサーベイ—非加法的な時間選好の観点を中心に—」*New ESRI Working Paper Series No.14*、2010

大野ゆう子・清水佐知子・三輪のり子「保健医療データと統計数理：APC モデルについて」*CICSJ Bulletin vol.24 No.4*、2006

北村行伸『パネルデータ分析』岩波書店、2005

酒文化研究所「日本の酒税制度の軌跡をたどる」『酒文化研究所 News Letter』24号、2014

滝沢昌平・嶋崎善章「たばこ需要の特殊性を考慮した税収への影響分析」『行動経済学』7巻、2014

ビール酒造組合・発泡酒の税制を考える会「日本のビール・発泡酒・新ジャンルと税」
ビール酒造組合・発泡酒の税制を考える会、2011

平野公康・神谷伸彦・木村文勝「タバコ価格を引き上げた時の消費者行動変化の見通し」『三菱総合研究所所報』52号、p90-96、2010

Blundell, R. and S.Bond "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models," *Journal of Econometrics* 87: 115-143, 1998

Browning, M. and M.D.Collado "Habits and heterogeneity in demands: a panel data analysis," *Journal of Applied Econometrics* 22(3), 2007

Deaton, A. and C.Paxson "Saving, Growth, and Aging in Taiwan," in D. Wise (ed) *Studies in the Economics of Aging*, pp. 331-362 National Bureau of Economic Research, 1994

Yang, Y., *Age-Period-Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical Applications*, Chapman and Hall/CRC, 2013

7. 英文アブストラクト

An empirical analysis of favorite foods: Evidence from Japanese Survey Data

Koichiro Iwamoto Aichi Toho Univ.

Using microlevel data from the Family Income and Expenditure Survey (FIES) for the period 1983-2014, I try to make it clear whether tobacco, beer, alcohol without beer or coffee & tea are good source of indirect tax. Therefore, I adopt two approaches: 1) investigating a long-term trend of 4 favorite foods using Deaton and Paxson (1994)'s Age-Period-Cohort model; 2) estimating a habit formation parameter of 4 favorite foods using Browning and Collado (2007)'s procedures and Blundell and Bond (1998)'s System GMM estimation.

From the results of APC model approach, I guess future trends of Japanese 4 favorite foods markets are as follows: tobacco market - negative; beer market - negative; alcohol without beer market - flat or negative; coffee & tea market - positive. And from my estimation results I find tobacco and beer expenditures are habit forming. From these many findings, I conclude that 4 favorite foods are not good future source of indirect tax.