

る。この点に関し、締約国は、この条約が自国について効力を生じた後五年以内に、適当な立法上、執行上、行政上又は他の措置をとり、及び第 21 条の規定に従って報告する。

第 16 条 未成年者への及び未成年者による販売

5 締約国は、この条約に署名し、これを批准し、受諾し、承認し若しくはこれに加入する時に又はその後いつでも、拘束力のある書面による宣言を行うことにより、自国の管轄内におけるタバコの自動販売機の導入の禁止又は適当な場合にはたばこの自動販売機の全面的な禁止を約束することができる。寄託者は、この 5 の規定に従って行われた宣言をこの条約のすべての締約国に送付する。

以上のことから、第 6 条と第 16 条に焦点を合わせて、価格政策と特に効果の高い「未成年者の喫煙防止」をターゲットにして分析モデルを検討する。

4. 喫煙行動の「合理性」モデル

シカゴ派経済学の泰斗である、G. Becker は、「合理的嗜癖行動(Rational Addictive Behavior)モデル」を考案した。喫煙はリスクが伴う消費行動であるため一見非合理的行動に見えるが、近視眼的(Myopic)性癖に大いに依存する動学的(つまり時間変数を組み込んだ)合理的行動として分析可能であることを示した。まず、 δ を消費者の時間選好率の高さ(現在を最大に、近い将来を重く考え、遠い将来に対してほとんど省みない)で説明する。そして、喫煙行動を強化するメカニズムと喫煙自身の耐性メカニズムから、消費行動のストック化を経済学の投資と資本ストックの関係式と同様な動学方程式で示した。

すなわち、 t 期における消費者の効用を $U(t)$ 、喫煙財の消費を $c(t)$ 、そのストックを $S(t)$ 、その他の複合財の消費を $z(t)$ として、

$$U(t) = F(c(t), S(t), z(t))$$

という動学的効用関数モデルを設定する。

耐性は現在消費 $c(t)$ の増加が次の動学方程式

$$\dot{S}(t) = c(t) - \delta S(t)$$

から、若干の減耗を帯びながらストックを増加させ、その結果短期の効用水準を上昇させながら将来の効用水準を減少させてゆくというメカニズムであるから、短期の効用は、

$$\frac{\partial U}{\partial S} = U_s > 0$$

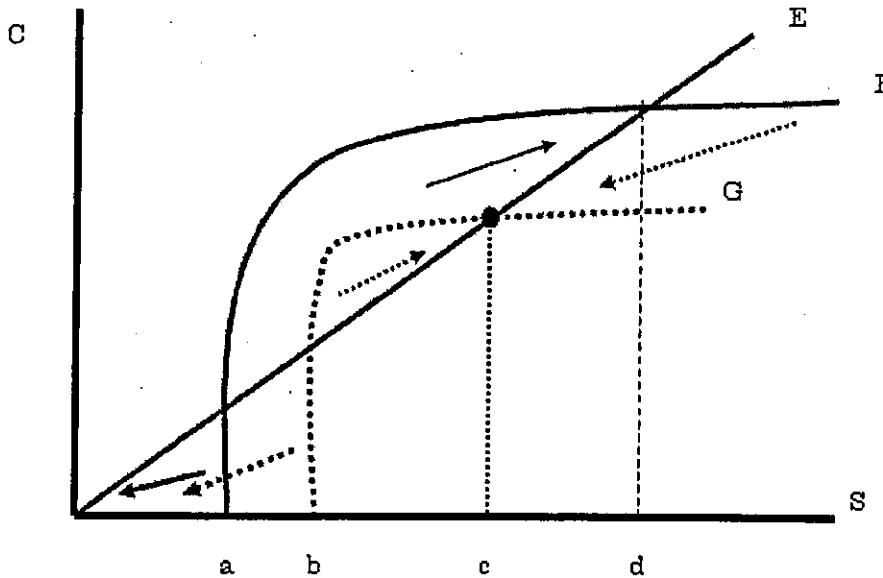
が記述される。また、喫煙行動の強化は、

$$\frac{\partial c}{\partial S} = c_s > 0 \quad \frac{\partial(\partial U / \partial S)}{\partial c} = \frac{\partial^2 U}{\partial c \partial S} = U_{cs} > 0$$

で表現され、近視眼的な「合理的消費行動」が条件として加わる。ここで、時間選好率を σ とすると、均衡点は以下のようなグラフで示されることになる。

すなわち、消費とストックの減耗分が一致するグラフ E と、2財の価格を所与とした効用関数から導かれた消費とストックの関係を表すグラフ F から、2つの均衡点が存在し、ゼロに近い均衡点は不安定で、この均衡点より小さい初期値では、ストック S は限りなくゼロに接近してゆく。一方、この均衡点より大きな初期値は、安定的な均衡点に接近してゆくので、ストック S は d に近づいてゆく。したがって、ストックの初期時点が小さい場合、例えば a より小さい場合は喫煙は耐性を持たず、ゼロに近づいてゆくが、a 点よりも大きい場合、d 点にまでストックが増加するように消費も増加してゆき、喫煙の耐性は上昇する。

図1 合理的喫煙行動と価格上昇効果



次に価格の変化が消費に与える効果をグラフで確認しよう。財価格の上昇は消費とストックの関係を表すグラフ F から G に下方シフトさせる効果を持つ。

これによって、a点より大きなb点というストックSであっても、ゼロの均衡点に向かって減少を続ける。つまり消費を減少させる効果を持つ。また、安定的な均衡ストックもd点より小さなc点に減少し、そして消費もそれに対応して「より少ない」量に変化してゆく。つまり喫煙を停止する傾向がより増してくることを表している。

このことから、合理的な喫煙行動モデルにおいては、価格の上昇は消費と耐性を減少させる方向に動いてゆくことが上の図から確認できる。

5. 喫煙規制のための実証分析

(1) タバコの税価格弾力性

目的は上の理論モデルが示唆するように合理的な消費者（もちろん現在に至るまでの青少年も含めて）を仮定した時に、価格の上昇が消費本数を減少させるかどうかを検証することである。さらに、需要の価格弾力性が1をきるか否かを検証することである。後者については、つまり需要の価格弾力性が1よりも小さければ、価格上昇は経営者に収入増を約束してくれる。またたばこ税の徴収の仕方によって、税については増収になったり、減収になったりする。このようにたばこの消費規制をめぐる利害当事者間の合意の可能性を左右する。

つまり、需要の価格弾力性の具体的な計測数値の大小は、価格上昇による収入に対する影響、消費数量に対する影響、税金に対する影響を考える際のヒントを与えてくれる。（猶、巻末に使用したデータを付置する）

a) 価格上昇の影響モデルの作成

たばこの数量をQ, 税込価格をPとする。総収入Rは数量と価格の積である。また、需要の価格弾力性を ϵ であらわす。いま、税率を上げて税込価格を上昇させると

$$\frac{\partial R}{\partial P} = \frac{\partial PQ}{\partial P} = \frac{\partial P}{\partial P} Q + \frac{\partial Q}{\partial P} P = Q \left(1 + \frac{\partial Q}{\partial P} \frac{P}{Q} \right) = Q(1 - \epsilon)$$

となる。ここで、価格弾力性は、

$$\epsilon = - \frac{\partial Q P}{\partial P Q}$$

である。この式から、価格弾力性が1か否かで、次のような3つの場合分けで

結果が推量可能である。

価格弾力性	収入	消費量	税金 (収入)	税金 (本数)
1より小	増加	減少	増加	減少
1に等しい	不変	減少	不変	減少
1より大	減少	減少	減少	減少

これより、もしも価格弾力性が統計的有意性をもって1より十分小さいならば、価格上昇手段は販売部門にとっても、規制部門にとっても、税担当部門にとっても「受け入れやすい」結果が招来する可能性は高い。

b) 回帰分析結果

両対数回帰モデルは、以下のような利点を持つ。すなわち、

- ① 線形性が確保されることによって推定効率が上昇する。
- ② 直接「税価格の弾力性」を推定できる。すなわち、

$$\log Q = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \log P$$

であるから、

$$\frac{\partial \log Q}{\partial \log P} = \hat{\beta}_1 = \frac{\partial Q/Q}{\partial P/P} = -\varepsilon$$

という式に変形できる。

以下の推計結果から、たばこに関して需要の税価格弾力性は95%の信頼区間で0.189から0.328の間に真の弾力性が存在する。世界での計測例ではあるが、ここでの計測結果では明らかに需要の税価格弾力性は絶対値で1.0よりも小さいことを推定結果は示している。

モデル集計^b

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤差	Durbin-Watson の検定
1	.638 ^a	.407	.400	.02664	.221

a. 予測値: (定数)、PRICE。

b. 従属変数: QUANT

分散分析^b

モデル	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
1 回帰	.039	1	.039	55.003	.000 ^a
残差	.057	80	.001		
全体	.096	81			

a. 予測値: (定数)、PRICE。

b. 従属変数: QUANT

係数*

モデル	非標準化係数		標準化係数	t	有意確率	B の 95% 信頼区間	
	B	標準誤差	ベータ			下限	上限
1 (定数)	10.287	.013		763.987	.000	10.261	10.314
PRICE	-.258	.035	-.638	-7.416	.000	-.328	-.189

a. 従属変数: QUANT

残差統計量*

	最小	最大	平均値	標準偏差	N
予測値	10.1634	10.2343	10.1900	.02195	82
残差	-.0594	.0493	.0000	.02648	82
標準化予測値	-1.208	2.018	.000	1.000	82
標準化残差	-2.229	1.850	.000	.994	82

a. 従属変数: QUANT

したがってこの推定結果は、税価格規制に関する合意の可能性を十分に拡張してくれることを示唆している。すなわち、販売部門、規制部門、もし販売価格に対して課税するとすれば税担当部門にとっても受容可能な規制手段となる。ただしこの推定結果をもって最終的な説得材料が得られたわけではない。それは、このデータが集計データであること、また季節調整をするときに指数平滑法を用いていることなどから、計測上での限界もある。したがって、この推定結果は「予備的な分析」結果としてとらえて欲しい。後に原データによる推計も行う。

(2) 分散の非均一性

価格の変動が喫煙行動に与える影響が高いことがわかったが、分散の非均一性が作用していないかどうかの確認が必要である。なぜなら、分散に非均一性が存在する場合、説明変数の推定結果が「統計的有意水準」を過大評価する場合が多いからだ。

a) 検証結果

そこで、分散の非均一性を検討するための回帰モデルを立てた。すなわち、

$$\log Q - \log \hat{Q} = \hat{\alpha}_1 \log P + \hat{\alpha}_2 (\log P)^2$$

という原点指定の回帰モデルである。これは、残差を説明変数の実績値と実績値の2乗分で回帰することによって容易に検証できる。結果として、以下の検証例で示されるように両説明変数の t 統計量絶対値で (59.01, 33.66) の大き

さであるから統計的に有意であることから、分散の非均一性の存在が暗示される。

投入済み変数または除去された変数^{b,c}

モデル	投入済み変数	除去された変数	方法
1	PRICEQUD, PRICE		投入

- a. 必要な変数がすべて投入されました。
- b. 従属変数: RESIDUAL
- c. 原点を通る線型回帰

モデル集計^{c,d}

モデル	R	R2 乗 ^a	調整済み R2 乗	推定値の標準誤差	Durbin-Watson の検定
1	.997 ^b	.995	.995	.16802	.107

- a. 原点を通る回帰 (切片のないモデル) に対して、R2 乗は回帰によって説明された原点についての従属変数の可変性の比率を測定します。これを切片を含むモデルに対する R2 乗と比較することはできません。
- b. 予測値: PRICEQUD, PRICE。
- c. 従属変数: RESIDUAL
- d. 原点を通る線型回帰

分散分析^{c,d}

モデル		平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
1	回帰	509.561	2	254.781	9025.040	.000 ^a
	残差	2.625	93	.028		
	全体	512.187 ^b	95			

- a. 予測値: PRICEQUD, PRICE。
- b. 原点を通る回帰では定数が 0 であるため、全体の平方和は定数に対して訂正されていません。
- c. 従属変数: RESIDUAL
- d. 原点を通る線型回帰

係数^{a,b}

モデル		非標準化係数		標準化係数	t	有意確率	B の 95% 信頼区間	
		B	標準誤差	ベータ			下限	上限
1	PRICE	13.808	.234	2.189	59.007	.000	13.344	14.273
	PRICEQUD	-19.184	.570	-1.249	-33.658	.000	-20.316	-18.053

- a. 従属変数: RESIDUAL
- b. 原点を通る線型回帰

残差統計量^{a,b}

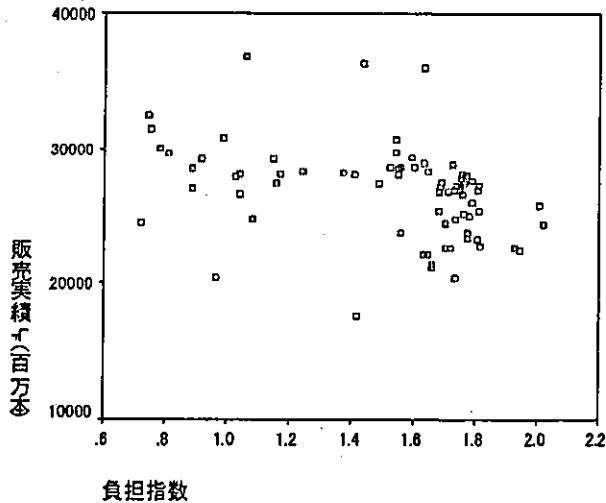
	最小	最大	平均値	標準偏差	N
予測値	2.0282	2.4847	2.3101	.16607	95
残差	-.1629	.2976	.0119	.16670	95
標準化予測値	-1.697	1.052	.000	1.000	95
標準化残差	-.969	1.771	.071	.992	95

a. 従属変数: RESIDUAL

b. 原点を通る線型回帰

b) その回避の方法

そこで、この回避策を新たな変数を作ることによって試みる。まず、販売実績（季節調整済みではない）と負担指数（20本あたりタバコ税負担を賃金指数で割って求めた）との関係をグラフと相関係数で検討する。この変数は分母に季節変動を含んでいるので、非説明変数も季節変動を含んだ販売データを原系列で用いることが可能である。



相関係数は-0.357でしかも1%両側検定で統計的に有意な高さであることが確かめられる。さらに理論モデルに適合するようにマイナスの関係にある。すなわち、負担水準の上昇（税率の上昇や賃金の低下）は販売実績を低下させることが予想できる。

相関係数

		負担指数	販売実績 (百万本)
負担指数	Pearson の相関係数	1	-.357**
	有意確率 (両側)	.	.002
	N	81	76
販売実績 (百万本)	Pearson の相関係数	-.357**	1
	有意確率 (両側)	.002	.
	N	76	87

** 相関係数は 1% 水準で有意 (両側) です。

これを確かめた上で、新しい変数として負担指数 (たばこ税/実質賃金指数) を計算してそれを説明変数とする回帰モデルを作る。

$$Q = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{\text{Tax}}{\text{Wage}} \right) + u$$

ここでは、対数線形にはしていない。

モデル集計^b

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の 標準誤差	Durbin-Watson の検定
1	.357 ^a	.128	.116	3244.974	1.943

a. 予測値: (定数)、負担指数。

b.
従属変数: 販売実績
(百万本)

分散分析^b

モデル		平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
1	回帰	114021242	1	114021242	10.828	.002 ^a
	残差	779209496	74	10529858		
	全体	893230738	75			

a. 予測値: (定数)、負担指数。

b.
従属変数: 販売実績
(百万本)

係数^a

モデル		非標準化係数		標準化係数	t	有意確率	B の 95% 信頼区間	
		B	標準誤差	ベータ			下限	上限
1	(定数)	32233.521	1679.520		19.192	.000	28887.006	35580.037
	負担指数	-3565.650	1083.570	-.357	-3.291	.002	-5724.711	-1406.589

a.
従属変数: 販売実績
(百万本)

残差統計量^a

	最小	最大	平均値	標準偏差	N
予測値	25036.56	29664.37	26844.25	1232.998	76
残差	-9601.44	9671.38	.00	3223.269	76
標準化予測値	-1.466	2.287	.000	1.000	76
標準化残差	-2.959	2.980	.000	.993	76

a. 従属変数: 販売実績
(百万本)

統計的に有意な推定結果が得られた。しかし、このモデルも分散に非均一性を持っているとすれば、推定値の統計的優位性も過大評価をまぬがれない。そこで、分散に非均一性の検証をする。

以下の結果から、上の推定に用いた回帰モデルは分散に非均一性を統計的に確認できないことを示唆してくれる。つまり、t 値0.31と-0.32であるから、負担指数とその2乗値は、誤差に対して有意な t 値をとっていない。

モデル集計^{a,d}

モデル	R	R2 乗 ^a	調整済み R2 乗	推定値の標準誤差	Durbin-Watson の検定
1	.037 ^b	.001	-.026	3242.7728	1.936

- a. 原点を通る回帰(切片のないモデル)に対して、R2 乗は回帰によって説明された原点についての従属変数の可変性の比率を測定します。これを切片を含むモデルに対する R2 乗と比較することはできません。
- b. 予測値: 負担2, 負担指数。
- c. 従属変数: Unstandardized Residual
- d. 原点を通る線型回帰

分散分析^{c,d}

モデル		平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
1	回帰	1056930.0	2	528465.009	.050	.951 ^a
	残差	778152566	74	10515575		
	全体	779209496 ^b	76			

- a. 予測値: 負担2, 負担指数。
- b. 原点を通る回帰では定数が 0 であるため、全体の平方和は定数に対して訂正されていません。
- c. 従属変数: Unstandardized Residual
- d. 原点を通る線型回帰

(3) 両対数線形化を試みる

次に、負担係数の弾力性を直接計測するために両対数モデルを用いた。すな

わち、

$$\log Q = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \log \left(\frac{\text{Tax}}{\text{Wage}} \right) + u$$

である。結果として、弾力性は0.052から0.262の間に真の弾力性が存在する確立が95%であるから、需要の価格弾力性の「代理変数」は、有意に1.0より小さいことがわかる。

係数^{a,b}

モデル		非標準化係数		標準化係数	t	有意確率	Bの95%信頼区間	
		B	標準誤差	ベータ			下限	上限
1	負担指数	503.378	1605.803	.244	.313	.755	-2696.254	3703.010
	負担2	-306.200	965.826	-.246	-.317	.752	-2230.650	1618.250

a. 従属変数: Unstandardized Residual

b. 原点を通る線型回帰

残差統計量^{a,b}

	最小	最大	平均値	標準偏差	N
予測値	-231.4336	206.80748	25.1926083	115.97099	76
残差	-9699.952	9665.0996	-25.19261	3220.9819	76
標準化予測値	-2.213	1.566	.000	1.000	76
標準化残差	-2.991	2.981	-.008	.993	76

a. 従属変数: Unstandardized Residual

b. 原点を通る線型回帰

モデル集計^b

モデル	R	R2乗	調整済みR2乗	推定値の標準誤差	Durbin-Watsonの検定
1	.327 ^a	.107	.095	.12358	1.869

a. 予測値: (定数)、負担対数。

b. 従属変数: 販売対数

分散分析^b

モデル		平方和	自由度	平均平方	F値	有意確率
1	回帰	.135	1	.135	8.866	.004 ^a
	残差	1.130	74	.015		
	全体	1.265	75			

a. 予測値: (定数)、負担対数。

b. 従属変数: 販売対数

係数*

モデル	非標準化係数		標準化係数	t	有意確率	B の 95% 信頼区間	
	B	標準誤差	ベータ			下限	上限
1 (定数)	10.249	.025		416.905	.000	10.200	10.298
負担対数	-.157	.053	-.327	-2.978	.004	-.262	-.052

a. 従属変数: 販売対数

ケースごとの診断*

ケースの数	標準化残差	販売対数
79	-3.400	9.77

a. 従属変数: 販売対数

残差統計量*

	最小	最大	平均値	標準偏差	N
予測値	10.1391	10.3009	10.1896	.04249	76
残差	-.4201	.3212	.0000	.12275	76
標準化予測値	-1.188	2.619	.000	1.000	76
標準化残差	-3.400	2.599	.000	.993	76

a. 従属変数: 販売対数

これは、価格政策の有効性と合意可能性を強く示唆する。すなわち、価格の上昇は収入額を確保させると同時に、需要本数を減少させることで、「核心的喫煙者」を残して、価格に敏感な「周辺の喫煙者」層を減少させる効果を持つ。そのため、喫煙本数を減らす政策にとっても、たばこ産業の収入確保をねらう業界にとっても、望ましい結果をもたらす。

(4) 喫煙と社会経済的環境の関係

喫煙行動が、社会経済的環境とどのように結びついているかを得られたデータを基にして検討してみよう。その理由は、喫煙行動が必ずしも価格などの「経済的な要因」のみで決定されているわけではないという一般的な了解があるからだ。たとえば、喫煙行動を「環境のストレスに対する補償行動」として考えるならば、ストレスの上昇は喫煙行動を促進するはずである。したがってストレスと関連する要因による分析も必要になってくる。

a) 社会環境導入モデル

今、ストレスを「経済的不況による所得減少可能性や失業の可能性」に起因すると考えよう。そこで説明変数（予測値）として、完全失業率U、価格Pを

とる。そして従属変数として残差（実測データから（1）で予測した理論値を引いて求めた）として、

$$\log Q - \log \hat{Q} = \hat{\phi}_0 + \hat{\phi}_1 U + \hat{\phi}_2 \log P$$

という回帰モデル式をたてた。季節調整済み失業率については対数化せずに「実数値」を用いたのは比較的安定している失業率の変動を「強調する」ためであるし、価格の変動との比較をしたいためである。そのために、標準化係数に焦点を合わせる。推定結果から、価格の変動が失業率の変動よりも説明力が大きいことが分かる。しかし、両説明変数とも統計的には有意である。したがって、変数に工夫を施したにもかかわらず、失業率で代表させた社会経済的な環境よりも、価格の変動が「より影響が高い」ことが確認できる。つまり、消費者の「合理性仮説」がうまく適合していることが確認された。

b) 実証結果

モデル集計^b

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤差	Durbin-Watson の検定
1	1.000 ^a	1.000	1.000	.00000	.237

- a. 予測値: (定数)、PRICE、完全失業率
季節調整済み。
b. 従属変数: RESIDUAL

分散分析^b

モデル		平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
1	回帰	.001	2	.000	52460684	.000 ^a
	残差	.000	92	.000		
	全体	.001	94			

- a. 予測値: (定数)、PRICE、完全失業率
季節調整済み。
b. 従属変数: RESIDUAL

係数^a

モデル	非標準化係数		標準化係数	t	有意確率	Bの95%信頼区間	
	B	標準誤差	ベータ			下限	上限
1 (定数)	2.331	.000		1207151.1	.000	2.331	2.331
完全失業率	3.657E-06	.000	.001	6.059	.000	.000	.000
季節調整済み PRICE	-.025	.000	-1.001	-6368.597	.000	-.025	-.025

a. 従属変数: RESIDUAL

残差統計量^a

	最小	最大	平均値	標準偏差	N
予測値	2.3188	2.3257	2.3219	.00243	95
残差	.0000	.0000	.0000	.00000	95
標準化予測値	-1.296	1.565	.000	1.000	95
標準化残差	-2.506	1.479	.000	.989	95

a. 従属変数: RESIDUAL

(5) 増税効果の時系列分析

タバコ税の水準を上昇させることが販売本数の伸びに対して持つ効果を以下のモデルで推計を試みた。

$$\Delta Q = \beta_0 + \beta_1 \Delta Tax$$

である。タバコの本数の増加率（前年同期比） ΔQ と増税分 ΔTax とのモデル式が得られて、その推計結果から、

$$\frac{\Delta Q}{\Delta Tax} = \hat{\beta}_1$$

が導かれた。その結果増税により明らかに販売の伸び率はマイナスになることがわかる。増税を手段として「タバコ消費量」をコントロールすることが可能であることがわかる。ただし、この効果の持続性については別の分析が必要になる。

モデル集計^b

モデル	R	R2乗	調整済み R2乗	推定値の 標準誤差	Durbin-Watson の検定
1	.361 ^a	.130	.118	3216.415	2.083

a. 予測値: (定数)、増税。

b. 従属変数: 販売伸び率(前年比)

分散分析^a

モデル		平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
1	回帰	105422802	1	105422802	10.190	.002 ^a
	残差	703482121	68	10345325		
	全体	808904923	69			

a. 予測値: (定数)、増税。

b. 従属変数: 販売伸び率(前年比)

係数^a

モデル		非標準化係数		標準化係数	t	有意確率	B の 95% 信頼区間	
		B	標準誤差	ベータ			下限	上限
1	(定数)	-455.304	387.211		-1.176	.244	-1227.972	317.363
	増税	-630.591	197.539	-.361	-3.192	.002	-1024.774	-236.408

a. 従属変数: 販売伸び率(前年比)

ケースごとの診断^a

ケースの数	標準化残差	販売伸び率 (前年比)
78	3.899	12087
90	-3.517	-11766

a. 従属変数: 販売伸び率(前年比)

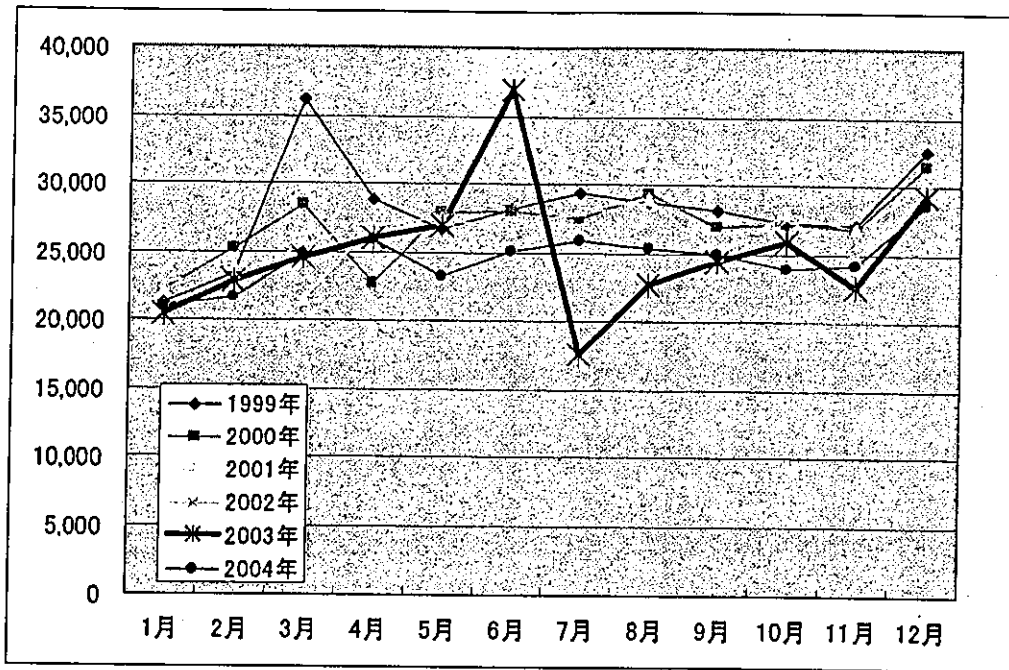
残差統計量^a

	最小	最大	平均値	標準偏差	N
予測値	-10797.00	-455.30	-603.04	1236.069	70
残差	-11310.70	12542.30	.00	3193.023	70
標準化予測値	-8.247	.120	.000	1.000	70
標準化残差	-3.517	3.899	.000	.993	70

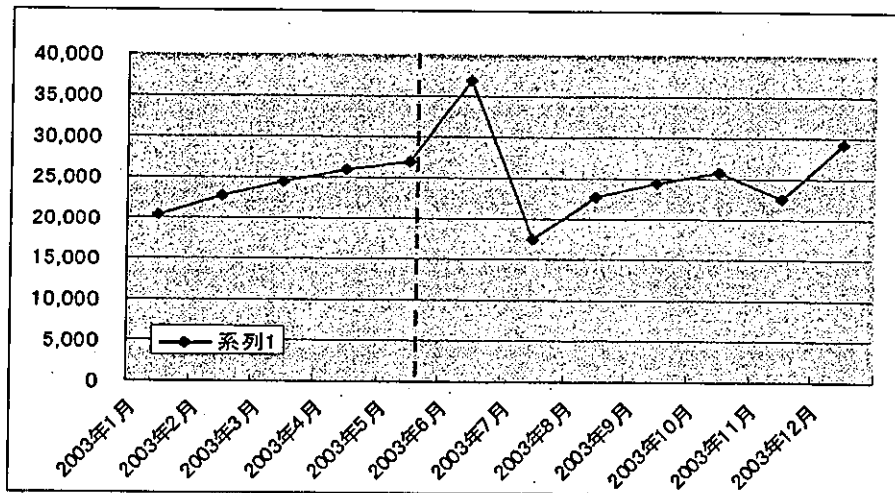
a. 従属変数: 販売伸び率(前年比)

(6) 税効果の時系列的耐性

2003年7月のタバコ税の上昇は、その前月の駆け込み需要と、直後の落ち込みを大きくすると同時に、前年の季節パターンと違った様相を示した。

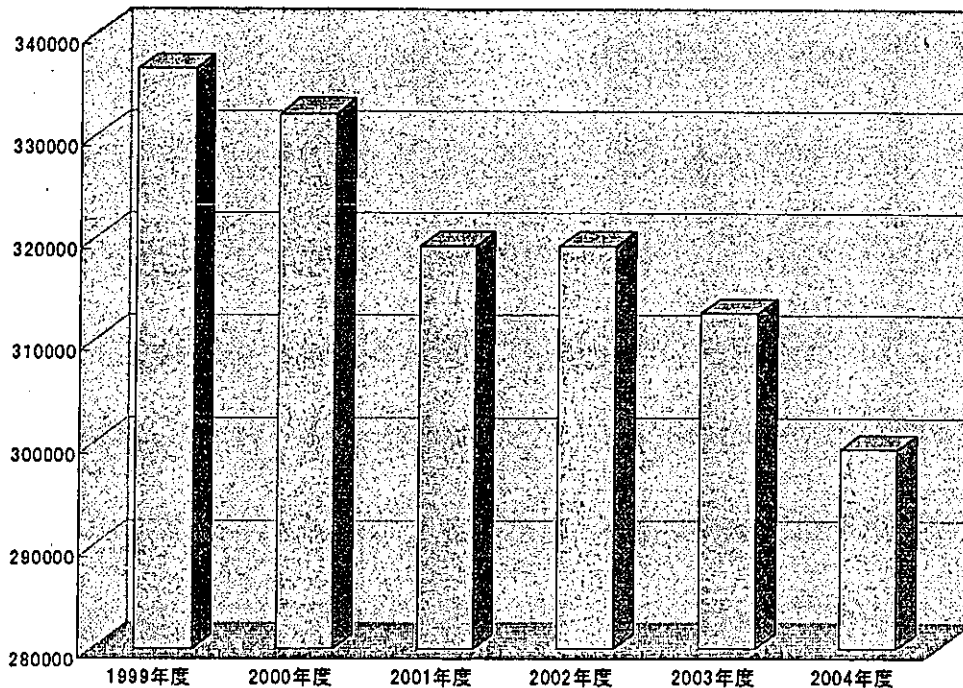


しかし、「税効果は一時的」と言う通説もある。そこで、この通説を検証するために下のようなグラフを作成した。



このグラフから、7月に増税しても12月には完全に「現状復帰」することがわかる。ただし、経年的に見ると、累積本数が着実に低下していることが確認される。これは、構造的な変化が起こっていると考えてよい。

各年度のタバコ販売累積本数



おわりに

本稿では、喫煙者の「合理性仮説」がデータ分析によって支持されることが分かった。そして、需要の価格弾力性が統計的に有意に1.0よりも小さいことがわかった。これは、「価格政策」が規制手段として有効であると同時に、製造、販売業界、そして規制当局にとって「合意できる政策」可能性を増大するものであることを意味している。

ただし、年々、性別といった人口学的なデータではないマクロ分析に終始していることの限界も併せて指摘する。この結果をベースにして、より詳細な分析を行う必要がある。

参考文献

- 植草益編 『社会的規制の経済学』 NTT出版、1997年。
- 外務省編 『たばこの規制に関する世界保健機関枠組条約』
- 外務省編 『たばこの規制に関する世界保健機関枠組条約の説明書』
- 細野助博 『政策統計』 中央大学出版部、2005年。

- Arrow, K. J. Rationality of Self and Others in an Economic System, *Journal of Business*, 59:4, pp385-399, 1986.
- Beales, H., Craswell, R., Salop, S. C. The Efficient Regulation of Consumer Information, *Journal of Law and Economics*, 24:2, pp491-539, 1981.
- Besley, T., Ghatak, M. Government Versus Private Ownership of Public Goods, *Quarterly Journal of Economics*, 116:4, pp1343-1372
- Biais, B., Perotti, E. Machiavellian Privatization, *The American Economic Review*, 92:1, pp241-258, 2002.
- Boadway, R. W. The Welfare Foundations of Cost-Benefit Analysis, *Economic Journal*, 84:4, pp926-939, 1974.
- Dixit, A., Londregan, J. Redistributive Politics and Economic Efficiency, *American Political Science Review*, 89:4, pp856-866, 1995.
- Glaeser, E. L., Shleifer, A. The Rise of the Regulatory State, *Journal of Economic Literature*, 41:2, pp401-425, 2003.
- Gruber, J. *Risky Behavior among Youths* Univ. of Chicago Press 2001.
- , Mullainathan, S. *Do Cigarette Taxes Make Smokers Happier?* NBER Working paper No. w8872, 2002.
- Heckman, J., Heinrich, C., Smith, J. Assessing the Performance of Performance Standards in Public Bureaucracies, *American Economic Review*, 87:2, pp389-395, 1997.
- Joossens, L. Effective Tobacco Control Policies in 28 European Countries, *European network for Smoking Prevention aisbl www.ensp.org*, 2004.
- Lave, L. B. *The Strategy of Social Regulation: Decision Frameworks for Policy* Brookings Institution 1981.
- Noll, R. G. *Regulatory Policy and the Social Sciences* Univ. of California Press 1985.
- Viscusi, W. K. *Smoke-filled rooms* Univ. of Chicago Press 2002.
- Vita, M. G., Sacher, S. The Competitive Effects of Not-for-Profit Hospital Mergers: a case study, *Journal of Industrial Economics*, 49:1, pp63-84, 2001.

卷末表 たばこの税価格弾力性推計に使用したデータ

年	月	販売実績 (百万本)	販売伸び率(前年比)	累計年 度 (百万本)	指数平滑化 flt_2	指数平滑化 err_2	タコ肌負 担 20本あ たり	タミー	消費者 物価指数	月次GDP	GDP(4半期)
1997	1							0.0	98.8		123713.7
1997	2							0.0	98.6		123713.7
1997	3			328,000				0.0	98.7		123713.7
1997	4						125.0	1.0	100.7		123415.8
1997	5						125.0	0.0	100.9		123415.8
1997	6	26,979		85,271			125.0	0.0	100.9		123415.8
1997	7	20,483		105,754			125.0	0.0	100.5		125281.3
1997	8	28,260		134,014			125.0	0.0	100.6		125281.3
1997	9	28,536		162,550			125.0	0.0	101.3		125281.3
1997	10	29,715		192,265			125.0	0.0	101.6		133211.9
1997	11						125.0	0.0	100.9		133211.9
1997	12						125.0	0.0	100.7		133211.9
1998	1						125.0	0.0	100.6		122287.0
1998	2	23,743		23,743	26,446,2561	-2703,2561	125.0	0.0	100.5		122287.0
1998	3	36,387		60,130	26,175,9305	1611,0695	125.0	0.0	100.9		122287.0
1998	4	28,669		88,799	26,337,0374	2331,9626	125.0	0.0	101.1		121809.0
1998	5	28,169		116,968	26,570,2337	1598,7663	125.0	0.0	101.4		121809.0
1998	6	28,573		145,541	26,730,1103	1842,8897	125.0	0.0	101.0		121809.0
1998	7	30,884		176,425	26,914,3993	3969,6007	125.0	0.0	100.4		124469.2
1998	8	28,107		204,532	27,311,3594	795,6406	125.0	0.0	100.3		124469.2
1998	9	28,696		233,228	27,390,9234	1305,0766	125.0	0.0	101.1		124469.2
1998	10	30,769		263,997	27,521,4311	3247,5689	125.0	0.0	101.8		131763.9
1998	11	27,475		291,472	27,846,1880	-371,1880	125.0	0.0	101.7		131763.9
1998	12	24,540		316,012	27,809,0692	-3269,0692	141.4	1.0	101.3		131763.9
1999	1	21,232		21,232	27,482,1623	-6250,1623	141.4	0.0	100.8		121460.1
1999	2	23,397	-346	44,629	26,857,1460	-3460,1460	141.4	0.0	100.4		121460.1
1999	3	36,088	-299	80,717	26,511,1314	9576,8686	141.4	0.0	100.5		121460.1
1999	4	28,847	178	109,564	27,468,8183	1378,1817	141.4	0.0	101.0		122639.9
1999	5	26,605	-1,564	136,169	27,606,6365	-1001,6365	141.4	0.0	101.0		122639.9
1999	6	28,108	-465	164,277	27,506,4728	601,5272	141.4	0.0	100.7		122639.9
1999	7	29,281	-1,603	193,558	27,566,6255	1714,3745	141.4	0.0	100.3		124042.9

1999	8	28,671	564	222,229	141,505	27,738,0630	932,9370	141.4	0.0	100.6		124042.9
1999	9	28,131	-565	250,360	169,636	27,831,3567	299,6433	141.4	0.0	100.9		124042.9
1999	10	27,261	-3,508	277,621	196,897	27,861,3210	-600,3210	141.4	0.0	101.1		131508.2
1999	11	27,104	-371	304,725	224,001	27,801,2889	-697,2889	141.4	0.0	100.5		131508.2
1999	12	32,493	7,953	337,218	256,494	27,731,5600	4761,4400	141.4	0.0	100.2		131508.2
2000	1	22,163	931	22,163	278,657	28,207,7040	-6044,7040	141.4	0.0	100.1		124061.5
2000	2	25,162	1,765	47,325	303,819	27,603,2336	-2441,2336	141.4	0.0	99.8		124061.5
2000	3	28,381	-7,707	75,706	332,200	27,359,1103	1021,8898	141.4	0.0	100.0		124061.5
2000	4	22,670	-6,177	98,376	22,670	27,461,2992	-4791,2992	141.4	0.0	100.2	531,706	125015.1
2000	5	27,847	1,242	126,223	50,517	26,982,1693	864,8307	141.4	0.0	100.3	531,535	125015.1
2000	6	27,978	-130	154,201	78,495	27,068,6524	909,3476	141.4	0.0	100.1	535,738	125015.1
2000	7	27,430	-1,851	181,631	109,928	27,159,5871	270,4129	141.4	0.0	99.8	533,238	127461.8
2000	8	29,333	662	210,964	139,261	27,186,6284	2146,3716	141.4	0.0	100.1	531,079	127461.8
2000	9	26,889	-1,242	237,853	166,150	27,401,2656	-512,2656	141.4	0.0	100.0	528,746	127461.8
2000	10	27,264	3	265,117	193,414	27,350,0390	-86,0390	141.4	0.0	100.0	529,492	135030.7
2000	11	26,864	-240	291,981	220,278	27,341,4351	-477,4351	141.4	0.0	99.7	529,342	135030.7
2000	12	31,525	-968	323,506	251,803	27,293,6916	4231,3084	141.4	0.0	99.8	535,898	135030.7
2001	1	22,190	27	22,190	273,993	27,716,8225	-5526,8225	141.4	0.0	99.8	528,749	127291.5
2001	2	23,825	-1,337	46,015	297,819	27,164,1402	-3339,1402	141.4	0.0	99.5	540,063	127291.5
2001	3	21,481	-6,900	67,496	319,300	26,830,2262	-149,2262	141.4	0.0	99.3	528,572	127291.5
2001	4	26,944	4,274	94,440	26,944	26,815,3036	128,6964	141.4	0.0	99.5	532,164	126008.9
2001	5	27,463	-384	121,903	54,407	26,828,1732	634,8268	141.4	0.0	99.6	529,198	126008.9
2001	6	26,580	-1,398	148,483	80,988	26,891,6559	-311,6559	141.4	0.0	99.3	524,224	126008.9
2001	7	28,128	698	176,611	109,116	26,860,4903	1267,5097	141.4	0.0	99.0	522,887	126947.5
2001	8	28,970	-363	205,581	138,086	26,987,2413	1982,7587	141.4	0.0	99.4	535,252	126947.5
2001	9	24,950	-1,939	230,531	163,036	27,185,5171	-2235,5171	141.4	0.0	99.2	525,277	126947.5
2001	10	28,005	741	258,536	191,041	26,961,9654	1043,0346	141.4	0.0	99.2	533,205	132360.6
2001	11	26,790	-74	285,326	217,833	27,066,2689	-276,2689	141.4	0.0	98.7	529,590	132360.6
2001	12	30,117	-1,408	315,443	247,950	27,038,6420	3078,3580	141.4	0.0	98.6	513,895	132360.6
2002	1	22,680	490	22,680	270,927	27,346,4778	-4666,4778	141.4	0.0	98.4	537,683	123803.2
2002	2	23,306	-519	45,986	293,934	26,879,8300	-3573,8300	141.4	0.0	97.9	528,669	123803.2
2002	3	25,366	3,885	71,352	319,300	26,522,4470	-1156,4470	141.4	0.0	98.1	524,142	123803.2
2002	4	27,395	451	98,747	27,395	26,406,8023	988,1977	141.4	0.0	98.4	529,227	125432.0
2002	5	27,272	-191	126,019	54,667	26,505,6221	766,3779	141.4	1.0	98.7	530,291	125432.0