

# 薬価基準改定効果の計量分析

事例研究(ミクロ経済政策・政策分析入門 I)  
東京大学公共政策大学院経済政策コース 1年  
仲川祐司

## 要旨.

我が国は公的医療保険を用意し、病気や怪我をしたときに医療サービスを安く受けることの出来る環境が整っている。しかし急速に進む高齢化や医療サービスの拡大に伴い、医療費は国内総生産の約8%を占める非常に大きな金額となり、国家財政を考える上で重要な課題となっている。こうした社会保障費用を削減するために、医療医薬品の価格を引き下げる薬価基準改定という政策を2年に1度行なっている。政府は薬価引き下げの効果を薬価ベースで5~6%と試算しているが、これは薬に対する需要が従来と変わらない、新薬の導入ペースが変化しないと仮定した場合であり、実際に政策でどれほどの効果があったかは不明である。そこで調剤医療費の統計をもとに政策の効果を測定した。

分析の結果、薬価改定で処方箋の単価が引き下がったことは確認できた。しかし薬価改定やその他の要因による薬剤に対する需要増加で、薬価改定による調剤医療費の削減は確認出来なかった。

薬の需要と強い相関がある診療価格や、所得区分、年齢層、薬価の価格などモデルに組み込めなかった要素は非常に多く、モデルによって今回と大きく異なる結果となる可能性もあり、分析方法を工夫していくことが今後の課題である。

## 1.はじめに

我が国は公的医療保険を用意し、病気や怪我をしたときに医療サービスを安く受けることの出来る環境が整っている。しかし、急速に進む高齢化や医療サービスの拡大に伴い、医療費が近年 3%を上回るスピードで増加している。医療費は国内総生産の約 8%を占める非常に大きな金額であり、国家財政を考える上で重要な地位を占めている。

こうした社会保障費用を削減するために、国は高齢者負担の増加等の様々な対策をしているが、その中に、医療医薬品の価格を引き下げる薬価基準改定という政策がある。

政府は薬価基準改定による薬剤費削減の効果を試算しており、2012 年は 6%、2010 年は 5.75%、2008 年は 5.2%の薬価ベースでの医療費削減につながると試算している。しかし政府の推定は、従来の薬に対する需要が続くと仮定した場合の医療費削減量であり、薬価の引き下げによる医薬品に対する需要が増加や、新薬の導入による使用薬剤の変更などにより、実際は試算よりも削減効果が小さい可能性がある。この論文では薬価引き下げの実際の効果を計量的に分析する。

## 2.薬価基準制度について

薬価改定は薬価調査結果に基づき、現在は 2 年に一度行なわれている。薬価基準既取載品の保険医療機関等における薬価算定単位当たりの平均的購入価格、つまり市場実勢価格の加重平均値に調整幅と消費税を足したものを薬価とし、薬価ベースで 5~6%の引き下げをしている。近年は 2008 年、2010 年、2012 年の 4 月 1 日に一斉に改定が行なわれ、対象となる医薬品は薬価基準に収蔵されている薬の 8 割以上となる。

薬価基準の改定の主な目的は、医療機関や調剤薬局が仕入れるときの市場実勢価格と、実際に医療薬品を販売するときの公定価格（薬価）との乖離をなくすこと、そして薬価引き下げと新薬に対する加算で後発医薬品（ジェネリック）を普及させ、医療費の削減をすること、医療と医薬の分業を促進することである。実勢価格と薬価の大幅な乖離は、医療機関と薬局が同一の病院等では薬を出せば出すほど利益が得られる構造となり、必要以上の薬を患者に出す所謂薬漬けの問題が生じる恐れがあり、過去に大きな問題となっていた(姉川 1999)。

### 3.計測方法

薬価改定による効果を測定するために以下のようなモデルを考えた。

$$V = \beta_0 + \beta_1 RE + \beta_2 dummy2010 + \beta_3 dummy2008 + \beta season\_dummy$$

被説明変数の V は一ヶ月あたりの薬剤料の合計（円）で、GDP デフレーターで実質化している。RE は 2 人以上の世帯の 1 人あたりの実質消費支出であり、所得の代用変数である。dummy2010、dummy2008 はそれぞれ 2010 年、2008 年の薬価改定の効果を表すダミー変数である、また season\_dummy は季節ダミーで、実際の測定には 4 月を基準として 11 個の季節ダミーを置いている。dummy2010、dummy2008 の決定係数を推定することで、薬価基準改定により薬剤料がどれだけ削減出来たかを測る事が出来る。

測定期間は 2007 年 4 月～2011 年 10 月の 55 ヶ月分である。使用したデータは厚生労働省が毎月発表している「最近の調剤医療費（電算処理分）の動向」を利用した。係数の測定手順は Box-Jenkins 法に基づいて行なった。以下に手順を示す

#### 3.1 グレンジャー因果性検定

まず始めに、グレンジャー因果性を V と RE に関して季節性とトレンドを考慮に入れて確認した。グレンジャー因果性を確認する理由は、V から RE に対してグレンジャー因果性が存在する場合、単変量時系列データの分析に使う ARMAX モデルを適用する事が出来ないためである。

グレンジャー因果検定の結果を以下に示す。

\$Granger

Granger causality H0: V do not Granger-cause RE

data: VAR object vard

F-Test = 0.5879, df1 = 8, df2 = 36, p-value = 0.7811

RE に対するグレンジャー因果がないとする帰無仮説を棄却出来なかったため、V から RE に対するグレンジャー因果性はないと分かった。

ところで薬剤料 V と実質消費支出 RE は徐々に増加している。図 1 と図 2 は V

と RE の 2007 年 4 月から 2011 年 10 月までの推移である。

RE には明らかに季節変動がある事が分かる。このような場合、V と RE は単位根がある可能性があり、弱定常でない場合は正しい測定が出来ない。

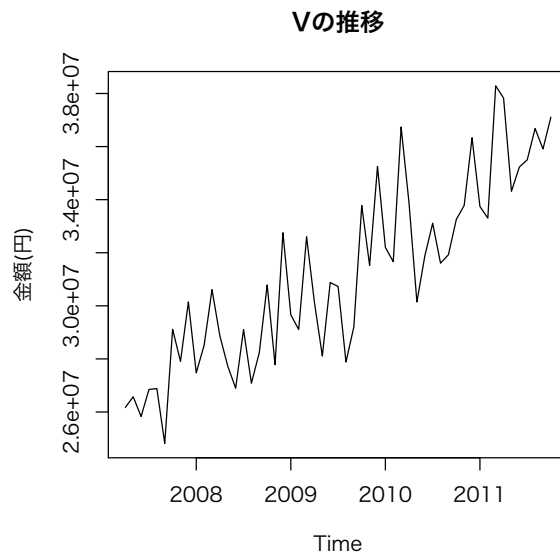


図 1 一ヶ月あたりの薬剤料総計の推移

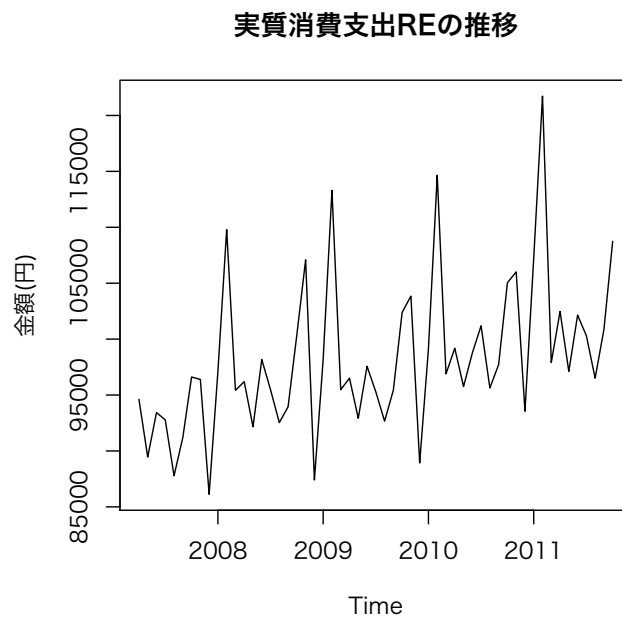


図 2 消費支出の推移

### 3.2 DF-GLS 検定による分析

そこで DF-GLS 検定により単位根の有無を確認した。帰無仮説は”単位根が存在する”である。ラグは 1~8 までを確認した。\*は 5%水準、\*\*は 1%水準、\*\*\*は 0.1%水準で有意であることを示す。

以下は V の DF-GLS 検定結果である。

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )	
yd.lag	0.21050	0.08898	2.366	0.023345 *	lag 8
yd.lag	0.062441	0.104152	0.600	0.552296	lag 7
yd.lag	0.02251	0.09513	0.237	0.814144	lag 6
yd.lag	0.01198	0.09078	0.132	0.895600	lag 5
yd.lag	0.03953	0.08726	0.453	0.65276	lag 4
yd.lag	0.02533	0.08256	0.307	0.760343	lag 3
yd.lag	0.009403	0.078276	0.120	0.904870	lag 2
yd.lag	-0.08032	0.08456	-0.950	0.34663	lag 1

ラグ 8 以外では、95%水準で帰無仮説を棄却できず、定常でないことが分かった。

以下は RE の検定結果である。

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )	
yd.lag	-0.2268	0.3090	-0.734	0.46758	lag 8
yd.lag	-0.45724	0.30636	-1.492	0.1436	lag 7
yd.lag	-0.55584	0.28575	-1.945	0.0586 .	lag 6
yd.lag	-0.58750	0.25907	-2.268	0.0284 *	lag 5
yd.lag	-0.4650	0.2503	-1.858	0.06972 .	lag 4
yd.lag	-0.4931	0.2368	-2.083	0.04275 *	lag 3
yd.lag	-0.6175	0.2196	-2.811	0.00707 **	lag 2
yd.lag	-0.9675	0.1841	-5.256	2.92e-06 ***	lag 1

ラグ 4,6,7,8 で 95%信頼区間において単位根の存在可能性を棄却出来なかった。

V も RE も単位根の存在が確認されたので、弱定常にするために 1 階階差をとった。V の 1 階階差の結果は以下の通りである。

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>  t )	
yd.lag	-3.2045	0.9713	-3.299	0.00219 **	lag 8
yd.lag	-3.6500	0.7876	-4.634	4.13e-05 ***	lag 7
yd.lag	-2.4832	0.8232	-3.017	0.00443 **	lag 6
yd.lag	-2.10085	0.73408	-2.862	0.00654 **	lag 5
yd.lag	-2.27402	0.63918	-3.558	0.00091 ***	lag 4
yd.lag	-2.58934	0.51403	-5.037	7.76e-06 ***	lag 3
yd.lag	-2.3704	0.3723	-6.367	6.87e-08 ***	lag 2
yd.lag	-2.1616	0.2019	-10.707	1.54e-14 ***	lag 1

DF-GLS 検定で lag1~8 まで確認したところ、95%水準で単位根の存在はなく、弱定常とみなす事ができた。

RE の 1 階階差の結果は以下の通りである

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>  t )	
yd.lag	-0.4386	0.4889	-0.897	0.37559	lag 8
yd.lag	-0.77317	0.54159	-1.428	0.1616	lag 7
yd.lag	-0.770584	0.517763	-1.488	0.1445	lag 6
yd.lag	-0.73833	0.48858	-1.511	0.13823	lag 5
yd.lag	-0.7815	0.4654	-1.679	0.100172	lag 4
yd.lag	-1.5328	0.4523	-3.389	0.00145 **	lag 3
yd.lag	-1.90636	0.34885	-5.465	1.63e-06 ***	lag 2
yd.lag	-1.8785	0.2056	-9.138	3.05e-12 ***	lag 1

RE は 1 階階差では 4 以上のラグで有意とは言えず、まだ弱定常とは言えなかった。そこで、RE・V とも、2 回階差をとり、再び DF-GLS 検定で Lag1~8 までを確認した。

V の 2 階階差の結果は以下の通りである。

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>  t )	
yd.lag	-1.31169	0.64290	-2.040	0.0489 *	lag 8
yd.lag	-2.2743	0.5381	-4.226	0.000149 ***	lag 7
yd.lag	-1.8086	0.4424	-4.088	0.00021 ***	lag 6
yd.lag	-1.3412768	0.4179436	-3.209	0.00259 **	lag 5
yd.lag	-1.0207	0.3996	-2.554	0.0143 *	lag 4

yd.lag	-1.47314	0.35345	-4.168	0.000138 ***	lag 3
yd.lag	-1.2846	0.2952	-4.351	7.24e-05 ***	lag 2
yd.lag	-1.6531	0.1775	-9.315	2.01e-12 ***	lag 1

その結果 DF-GLS 検定で lag1~8 まで確認したところ、単位根の存在はなく、弱定常とみなす事ができる。

RE の 2 階階差の結果は以下の通りである

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>  t )	
yd.lag	-3.12875	1.01990	-3.068	0.00415 **	lag 8
yd.lag	-3.7564	0.8467	-4.436	7.92e-05 ***	lag 7
yd.lag	-2.9161	0.6528	-4.467	6.61e-05 ***	lag 6
yd.lag	-2.3670	0.5267	-4.494	5.61e-05 ***	lag 5
yd.lag	-1.66435	0.51449	-3.235	0.00234 **	lag 4
yd.lag	-2.0268	0.4124	-4.915	1.22e-05 ***	lag 3
yd.lag	-1.79630	0.30862	-5.820	5.03e-07 ***	lag 2
yd.lag	-1.8515	0.1491	-12.42	< 2e-16 ***	lag 1

1 階階差では弱定常と言えなかった RE も、2 階の階差をとることで弱定常とみなすことが出来る事が分かった。

### 3.3 ARIMA モデルの構築

説明変数の弱定常性を確認出来たので ARIMA モデルを構築した。AIC 基準で最小となる組み合わせを ARIMA(p,d,q)の中で p,d,q それぞれ 0~4 の範囲の 125 通りの中から探した。その結果、ARIMA(1,2,4)、つまり自己回帰 1、階差 2、移動平均 4 の組み合わせが最小だった。この結果は階差が 2 となり、3.2 の弱定常性の条件を満たしている。表 1 に推測結果を示す。

2008 年・2010 年ダミーとも 95%水準で有意ではなかった。つまり薬価改定によって、医療費の削減が出来たとは言えなかった。また RE は 90%水準で有意だが、95%水準では有意とは言えなかった。

念のために、モデルの誤差項の自己相関が消えているかどうかを確認した。自己相関が残っている場合は、検定の有効性が失われてしまうからである。図 3 は V の誤差項の相関を図示したものである。ARIMA(1,2,4)では自己相関が消えていることが分かる。

	<i>ar1</i>	<i>ma1</i>	<i>ma2</i>	<i>ma3</i>
決定係数	-0.4306	-1.4154	-0.1927	1.4153
標準偏差	0.1471	0.1574	0.1777	0.1760
	<i>ma4</i>	<i>Dummy2010</i>	<i>Dummy2008</i>	<i>RE</i>
決定係数	-0.8073	-79.1857	-56.8325	-0.0109
標準偏差	0.1468	60.7412	46.8164	0.0058
	<i>May</i>	<i>June</i>	<i>July</i>	<i>August</i>
決定係数	-270.9331	-168.5347	-111.5926	-282.0987
標準偏差	57.4635	53.0166	39.0963	56.0735
	<i>September</i>	<i>October</i>	<i>November</i>	<i>December</i>
決定係数	-276.3208	53.9004	-66.9157	84.7824
標準偏差	48.2159	55.8864	61.8951	70.2801
	<i>January</i>	<i>February</i>	<i>March</i>	
決定係数	-109.6637	34.1397	187.7718	
標準偏差	48.9607	119.1960	57.3402	

表 1 ARIMA(1,2,4)での測定結果

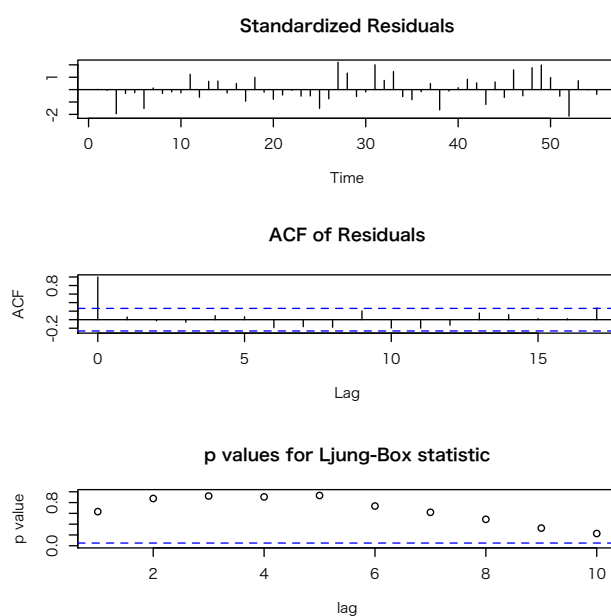


図 3 誤差項の相関



#### 4.薬価改定による需要と処方箋一枚あたりの金額の変化の分析

第3章では薬価改定による削減効果はなかったと分かった。薬価基準改定によって薬価が引き下げられているのに削減効果がないということは、以下の2通りの可能性が考えられる。

- ①薬価が下がる事で薬剤に対する需要が増え、処方箋枚数が増加した。
- ②薬価引き下げの結果、処方箋内容の変化（薬の種類、処方量、期間）によって処方箋の単価が上昇した。

4章ではこの2つの可能性を分析する。

##### 4.1 薬剤需要量の変化の分析

処方箋枚数を薬剤に対する需要とみなし、 $Q$ (万枚)とするとモデルは

$$Q = \beta_0 + \beta_1 RE + \beta_2 dummy2010 + \beta_3 dummy2008 + \beta season\_dummy$$

によって表される。

$Q$ は処方箋の薬剤価格と相関関係があると考えられ、モデルに処方箋一枚あたりの薬価の価格などを組み込むべきだが、グレンジャー因果性の分析結果では、 $Q$ から薬剤価格の方向に因果性があり、ARIMAモデルでは分析出来ないため、説明変数から外した。また3章と同様に階差をとって弱定常化し、AIC基準でARIMAモデルを構築した。

AIC最小となったのはARIMA(4,2,4)だった。階差2はDF-GLS検定で弱定常である事が確認できた。表2はARIMAモデルによる上記の式の推定結果である。

	<i>ar1</i>	<i>ar2</i>	<i>ar3</i>	<i>ar4</i>
決定係数	-1.3385	-0.3726	-0.0705	-0.2740
標準偏差	0.2654	0.3801	0.3407	0.2106
	<i>ma1</i>	<i>ma2</i>	<i>ma3</i>	<i>ma4</i>
決定係数	-0.2451	-1.5762	0.2451	0.5799
標準偏差	0.3374	0.3323	0.3231	0.3184
	<i>Dummy2010</i>	<i>Dummy2008</i>	<i>RE</i>	<i>May</i>
決定係数	285.4187	118.0474	-0.0555	-465.1470
標準偏差	80.4760	73.6867	0.0126	84.1933
	<i>June</i>	<i>July</i>	<i>August</i>	<i>September</i>

決定係数	-90.2401	-188.4878	-795.2965	-631.4529
標準偏差	70.9270	76.3799	102.9635	73.1340
	<i>October</i>	<i>November</i>	<i>December</i>	<i>January</i>
決定係数	418.3631	247.8443	-235.2581	-179.6264
標準偏差	93.0121	101.8113	138.1282	86.0645
	February	March		
決定係数	674.6916	398.4999		
標準偏差	226.8302	80.2818		

表 2 ARIMA モデルによる Q の回帰結果

Dummy2010 は 95%水準で有意だが、Dummy2008 は 95%水準で有意ではない。つまり薬価改定による需要（処方箋枚数）の増加は 2010 年でのみ確認することが出来た。所得の代用変数の RE(実質消費支出)は 95%水準で有意である。符号は負の値をとっている。

#### 4.2 処方箋一枚あたりの金額の分析

次に処方箋一枚あたりの金額 P(円)に関して分析をした。

V や Q と同様に

$$P = \beta_0 + \beta_1 RE + \beta_2 dummy2010 + \beta_3 dummy2008 + \beta season\_dummy$$

というモデルを構築し分析をした。

P の説明変数の中に RE を入れた理由は、医者は患者の効用を最大化する存在で、患者の意見も取り入れて処方する薬を決定すると仮定するならば、処方箋 1 枚あたりの薬剤料も所得の関数となるからである。DF-GLS 検定の結果、P、RE は 2 階階差をとることで弱定常となることが確認された。AIC が最小となるモデルを選択した結果、最も適したモデルは ARIMA(0,2,3)だった。表 3 が測定の結果である。

	<i>ma1</i>	<i>ma2</i>	<i>ma3</i>	<i>Dummy2010</i>
決定係数	-0.9563	-0.9999	0.9563	<b>-328.3190</b>
標準偏差	0.4705	0.1065	0.4621	<b>72.7546</b>
	<i>Dummy2008</i>	<i>RE</i>	<i>May</i>	<i>June</i>
決定係数	<b>-291.4180</b>	<b>0.0018</b>	-185.1096	-192.1486

標準偏差	<b>63.2388</b>	<b>0.0048</b>	49.5194	63.0327
	<b>July</b>	<b>August</b>	<b>September</b>	<b>October</b>
決定係数	--74.5417	69.8700	-19.0628	-152.9498
標準偏差	63.8750	69.8378	66.5318	66.9827
	<b>November</b>	<b>December</b>	<b>January</b>	<b>February</b>
決定係数	-199.6069	41.5957	60.6962	-144.2781
標準偏差	72.7806	82.2826	70.0372	103.2344
	<b>March</b>			
決定係数	-101.9808			
標準偏差	54.6939			

表 3 ARIMA モデルによる P の回帰結果

2010年、2008年ともに薬価改定による処方箋1枚あたりの価格変化は95%水準で有意だった。係数の結果を基に計算をすると、処方箋一枚あたりの価格変化は、2010年は5.7%、2008年は5.5%の低下で、ほぼ政府の試算結果と一致した。

REは95%水準で有意とは言えず、患者の所得（総支出）の増加が医者を通して処方箋1枚あたりの価格を増加させていると言えないことが分かった。

## 5. 考察

3・4章の結果によれば、2008年・2010年とも薬価改定による医療費削減の効果はなかった。

薬価基準の引き下げにより、処方箋一枚あたりの金額は有意に減少している中で、薬価改定で医療費削減が達成出来なかったのは需要の増加が原因だと考えられる。しかし今回の分析では2010年の薬価改定は処方箋枚数の増加に有意な影響があると推測できたが、2008年の薬価改定が処方箋枚数に影響を与えたとは有意に言えなかった。

2008年で有意に説明出来なかったことから、今回のモデルに組み込まれていない要素が存在して影響を与えているか、そもそもARIMAモデルの使用が今回の分析に適していなかった可能性もある。

また処方箋枚数Qが、所得の代用変数としての消費支出REと負の相関関係があるという結果が出た。多くの場合は所得と消費は正の相関があるはずなので、原因を考察する必要がある。

この章では以上の結果となった原因を考察する。

### 5.1 データのより詳細な分析の必要性

今回のモデルに組み込まれていない、薬剤に対する需要や処方箋1枚あたりの価格に影響を与える要素としては、高齢化の進行や、処方箋なしで購入できる市販薬との競合、麻疹などの伝染病などが考えられる。

また、薬に対する需要は年齢区分や所得区分によって大きく異なることも考慮する必要がある。

図4は単身世帯の人の医薬品に対する支出の変化をグラフにしたものである。ここでの医薬品支出は処方箋による医薬品だけでなく市販の医薬品も含まれている。

図によれば2007年頃から35歳以上の年齢階級で医薬品に対する支出が増加している事が分かる。逆に34歳以下ではほとんど変化は見られない。単身世帯は2人以上の世帯と生活習慣も大きく異なると考えられるので、今までの分析に使ったデータと直接の比較は出来ないが、高齢者の医薬品支出増加が今回の分析結果とも関係している可能性が高い。高齢者世代と若い世代を分離して分析しなければ、正確な動態の把握は困難かもしれない。また所得区分によっても経済行動の違いが見られることは十分考えられる。

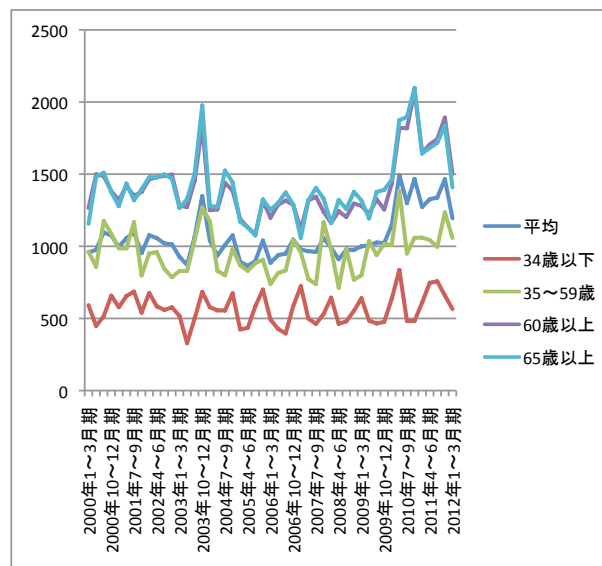


図4 単身世帯における各年齢層での医薬品に対する支出の推移

処方箋の需要は診療に対する需要と強い相関があると考えられる。処方箋の発行は医師しか出来ず、従って診療回数と処方箋枚数が相関していると考えられ

るからである。診療報酬の改定など薬価だけでなく、医療側の政策が薬の需要に影響を与えることも考えられ、今回の分析では不十分である。

今回の分析ではグレンジャー因果性検定の問題から、処方箋数量の分析のモデルから薬剤価格を外したが、ARMAX モデルではなく、VAR モデルで分析すればまた異なる結果となった可能性も高い。より実態を説明するのに適したモデルを作成することが今後の課題である。

## 5.2 RE の決定係数が負となった理由の考察

RE の決定係数が負となった理由としては、以下の3つの理由が考えられる。

- (1) 消費支出が所得の代用変数として必ずしも機能していないということ
- (2) 十分に Q や RE の季節変動が除去出来ていなかった可能性
- (3) 所得や年齢で階層を分けないことが問題だということ。

(1) は RE が所得としてみなされず、消費支出としての意味を持って Q の説明変数となっている可能性を指す。

RE が増加すると処方箋枚数が減少するという結果は、消費者が全消費支出を基に医療サービスの量を決定しているのならば、RE が大きくなると節約の為に医療サービスを受ける回数を減らし、その結果 Q が低下するという解釈が可能である。

または、逆に消費者は医療を必需支出とみなし、医療支出が高い時、他の消費支出を減らし、その結果 Q が増加したときに RE を減少させる可能性もある。どちらが正しいか判断する為には、医療支出とその他の支出を分けて分析する必要がある。

(2) 測定には季節ダミーを置いているが、周期性が完全に除去出来ていなかった場合も考えうる。図5は RE と Q を時系列で図示したものである。

RE、Q のどちらも季節変動が見られ、RE が上昇している時に Q が逆に低下するような状況もかなり見られる。季節変動が十分に除去出来ていなかった場合、Q と RE の間で見せかけの負の相関関係が得られることもある。

(3) 所得区分や年齢層によって、行動のパターンが異なるにも関わらず、今回の分析では2人以上の世帯の一人当たりの消費支出を使っているため、正しく分析出来ていない可能性がある。既に退職をし、慢性的な病気をもっている高齢者と、健康で働き盛りの若年世代では、薬剤需要のパターンも大きく異

なるだろう。

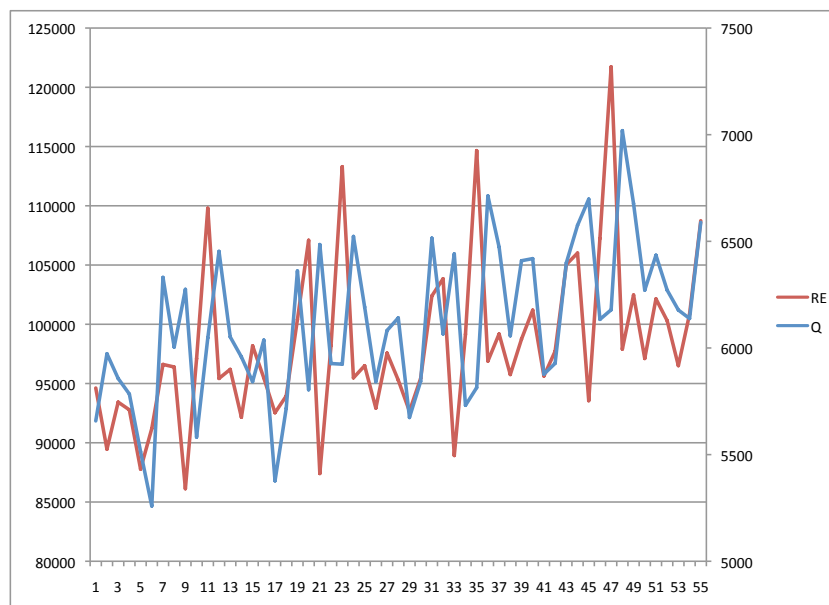


図 5 消費支出と処方箋枚数の時間推移

## 6.まとめ

政府の薬価基準の改定は、処方箋の単価の低下には成功したが、需要が増加した結果、医療費削減に成功したとは言えないことが分かった。しかし、今回の分析は考慮出来ていない要素も多く、モデルの改善によっては異なる結果となる可能性もあり、今後の課題である。

## 謝辞

本稿は東京大学公共政策大学院 2012 年度夏学期、事例研究(ミクロ経済政策・政策分析入門 I)のレポートとして執筆したものである。本稿の執筆にあたり、東京大学社会科学研究所教授の松村敏弘教授と実務家教員の戒能一成講師からは分析に必要な技術の講義やレポートの添削など、半年間を通じて熱意あるご指導を頂いた。この場を借りて御礼申し上げる。

なお、本稿における主張・誤りは全て筆者に帰するものであり、ご指導頂いた先生方の見解を示すものではない。

## 参照データ

総務省:家計調査

内閣府:国民経済計算

厚生労働省:最近の調剤医療費(電算処理分)の動向

## 参考文献

厚生労働省 (診療報酬改定について)

[http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/kenkou\\_iryuu/iryuuuhoken/iryuuuhoken15/index.html](http://www.mhlw.go.jp/seisakunitsuite/bunya/kenkou_iryuu/iryuuuhoken/iryuuuhoken15/index.html)

厚生労働省保険局 原稿の薬価基準制度について

<http://www.kantei.go.jp/jp/singi/titeki2/tyousakai/kyousou/sentan/dai6/siryuu3.pdf>

使用薬剤の薬価 (薬価基準) に収蔵されている医薬品について

<http://www.mhlw.go.jp/topics/2010/06/tp0630-4.html>

姉川知史

薬価低下政策と医薬品需要の実証分析

医療経済研究 vol.6 1999 p55-74