

乗用車販売台数からみる エコカー補助金政策の有効性

大谷駿^a, 大橋一輝^b, 小川敦士^c

^{abc} 慶應義塾大学経済学部

要旨

本稿では VAR モデルを用いて乗用車販売台数データから、2009 年に行われたエコカー補助金政策が効果的であったかを考察した。その結果、エコカー補助金制度の実施は乗用車の販売台数を上昇させるが、同時に制度の終了による反動も観測できるということが示唆された。また、リーマンショックも乗用車の販売台数に有意に負の影響を与えるという結果になった。

1. はじめに

近年、景気の回復・雇用の改善を目的とし政府により積極的に様々な市場介入政策が行われている。不況時には景気を安定させるため、政府による景気支援政策が必要とされる一方、ミクロ経済学では政府による市場介入は厚生損失を発生させるという原則があり、この観点から政府の市場介入には常に賛否両論が付きまどっている。このため政府による市場介入が実行される上では、その政策の効果の検証が不可欠となるだろう。特に本稿のテーマであるエコカー補助金政策は、特定の品目の購入に対して一定期間のみ補助金を支給するという点で、従来の定額給付や減税政策などの家計支援策と比べて極めて特異な性質を持っており、この有効性を検証することは興味深い問題である。財政政策の短期的な効果に関する分析を行った先行研究では、マクロ経済学的視点から分析を行っているもののほか、VAR モデルによって分析を行っているものが多くみられる。そこで本稿では VAR モデルを用いてエコカー補助金政策が効果的であったかどうかの分析を行う。

先行研究では財政政策の短絡効果について VAR モデルを用いて分析している。例えば 北浦・南雲 (2014) ではマクロ経済モデルによる分析では財政支出乗数が 80 年代、90 年代を通じて正であるという結果が得られている一方で、VAR モデルでは財政政策の短期的な効果は低下していると結論づけている研究も多い。

本稿ではエコカー補助金制度の効果の分析を行う。最初のエコカー補助金制度は、2009 年 4 月～2010 年 9 月まで実施され、その内容は一定の環境性能を満たす新車を購入し、それを 1 年間使用する者に対

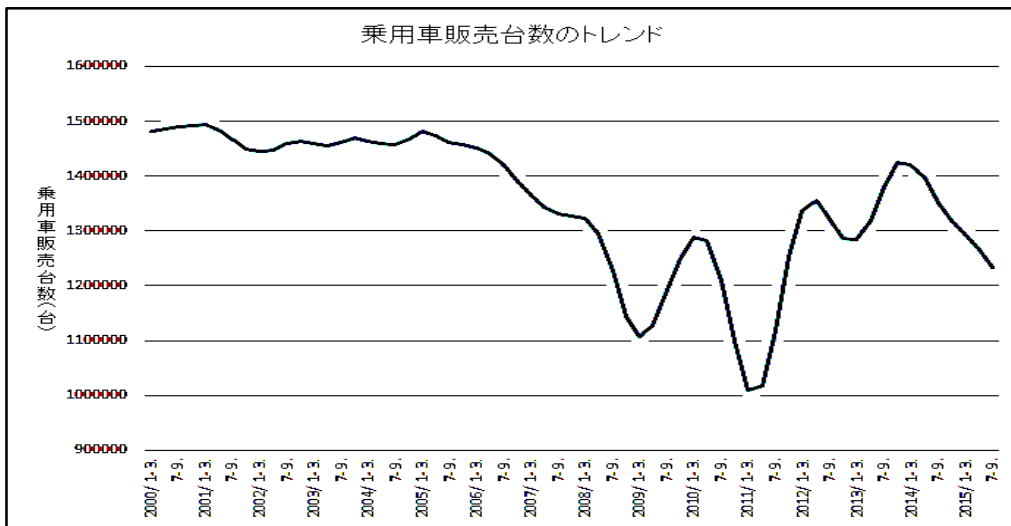
して、車種に応じて一定額の補助金を支給するというものである。この補助金政策は、エコカー普及によるCO₂排出量を削減することに加え、自動車販売促進によってリーマンショック後の大不況を改善するという2つの目的を謳って実施された。しかし、白井(2010)によると、このエコカー補助金政策によるCO₂削減効果は日本全体でのCO₂排出量の0.1%程度とかなり乏しく、このエコカー補助金政策は実質的にリーマンショック後の景気改善策としての役割が主だったといえるだろう。

従来行われていた景気改善を目的とした消費促進策は、減税や定額給付など、家計の可処分所得を増加させるものが主であった。本政策のように、特定の消費財を優遇して補助金を支給するという政策はこのエコカー補助金政策と、これと同時期に行われた家電エコポイント政策が初の試みであった。大和(2011)は生産波及効果について、全産業での生産波及効果の平均が2.03であるのに対し、自動車の生産波及効果が3.08であり、テレビが2.35、冷蔵庫が2.22であると算出している。こうした特定品目の優遇政策が自動車と家電製品で行われたこと背景には、このように、これらの製品の生産波及効果が高いことがあるだろう。また、大和(2011)によればこのような特定品目への補助金政策は、消費をある一定期間に集中することができるため、リーマンショック後のような、消費が一時的に低迷している状況では、他の家計支援策より効果的であるとされている。

また、2009年4月に始まった第一回エコカー補助金政策が2010年9月に終了した後、2012年4月～2013年2月にも新エコカー補助金政策が実施されている。これは想定以上の補助金申請により予算が不足したことを受け、実際には2012年9月に当初の予定より5カ月早く終了した。しかし、終了後も消費者の中にはエコカー補助金の復活を望む声が多く見受けられる。この状況を受けて、エコカー補助金政策の今後の実施の是非を問うため、本政策の有効性を検証する必要があるだろう。

ここで近年の自動車の販売台数の推移を見る。図1は一般乗用車の販売台数合計の4半期データから、季節変動を除き、トレンドを抽出したものである。¹

図1 乗用車販売台数のトレンド



これを見ると、乗用車販売台数は2000年から2005年までは横ばいだが、2005年から2008年9月までは緩やかな減少傾向にある。その後2008年9月のリーマンショック期に大きく落ち込み、2009年から2010

¹ トレンド抽出には統計ソフト「R」のstl関数を用いた。

年、エコカー補助金政策が行われていた時期にかけて一度販売台数は回復している。しかしそれも 2011 年 3 月の東日本大震災によって再び大きく落ち込んでいる。2012 年 4 月～2012 年 9 月の第 2 回エコカー補助金政策が行われた時期には一時的に再び販売台数は上昇、さらに 2013 年末から 2014 年始にかけて再び販売台数が増加している。これは 2014 年度からの消費税増税前の駆け込み需要によるものであると考えられる。増税後の 2014 年からは販売台数が減少していることから明らかである。

この推移図から、2011 年の震災後は販売台数が短期間に不規則におおきく変動しており、分析の対象として適切でないと考えられる。よって本稿では分析時期を 2011 年の震災前までに絞り、2009 年度に行われた第一回自動車補助金政策の効果を見る。

2 実証分析

2.1 使用データ

エコカー補助金制度の効果を見るために、以下に示すデータを用いて後述する VAR モデルを推定した。GDP と収入は景気の影響を計るデータとして、原油価格は自動車の販売に影響を与えると思われるデータとして採用した。データの期間は 2000 年から、東日本大震災後は各データの変動が大きいため 2010 年末までとした。²

以下に使用した変数を示す。

- ◆ 乗用車販売台数：普通車、小型車、軽自動車の販売台数合計の四半期データ
- ◆ GDP：実質 GDP の四半期データ
- ◆ 原油価格；原油価格の四半期データ
- ◆ 平均収入：現金給与総額の賃金指数の四半期データ

また以下の 3 つのダミー変数を 1 期前の乗用車販売台数への係数ダミーとして使用する。

- ◆ エコカー補助金ダミー：エコカー補助金を実施されていた期間である、2009 年第 2 期から 2010 年第 2 期までを 1 とするダミー
- ◆ エコカー補助金後の反動ダミー：エコカー補助金が終了したあとの期間である 2010 年第 3 期と第 4 期を 1 とするダミー
- ◆ リーマンショックダミー：リーマンショックの影響があると予想される期間である 2008 年第 3 期から 2009 年第 1 期までを 1 とするダミー

また分析では、乗用車の販売台数を Car、GDP を GDP、収入を INC、原油価格を Oil と表記した。また、エコカー補助金期間ダミー、エコカー補助金後の反動ダミー、リーマンショック期間ダミーをそれぞれ D_{eco} 、 D_{ecoA} 、 D_L とあらわしている。なお、各ダミーに重複している期間は存在しない。

2.2 単位根検定

今回 VAR モデルを推定するにあたり、Car、GDP、INC、OIL の 4 変数は定常な VAR に従うと仮定する。

² データの出典は論文末尾のデータ出典を参照されたい。

この仮定を検定するために各変数に対して単位根検定による検定を行う。この場合、もし変数に単位根を持つ変数があると、本来関係がない変数同士が高い決定係数や高い t 値、また低いダービン・ワトソン値が出るような「見せかけの回帰」が生じてしまう。このため、定常性の検定は重要である。定常性とは大まかに言ってデータの平均および分散が時間を通じて一定であり、さらに自己共分散が時間間隔のみに依存することを要求するものである。本稿では ADF 検定 (Augmented Dickey-Fuller test) によって変数の定常性の検定を行う。この検定は検定の対象となるデータ系列が単位根を持つ、すなわち非定常であるということを帰無仮説、定常な AR(p) 過程であることを対立仮説をとした検定である。

定数項なしの一般の AR(p) モデルは以下のように表現できる。

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad \text{式(1)}$$

この時、 y_t が単位根過程を持つというのは

$$\varphi_1 + \varphi_2 + \dots + \varphi_p = 1$$

が成り立つことである。上式において

$$\begin{cases} \rho = \varphi_1 + \varphi_2 + \dots + \varphi_p \\ \zeta_k = -(\varphi_{k+1} + \varphi_{k+2} + \dots + \varphi_{k+p}), \quad k = 1, 2, \dots, p-1 \end{cases}$$

とし、式(1)を

$$y_t = \rho_1 y_{t-1} + \zeta_1 \Delta y_{t-2} + \zeta_2 \Delta y_{t-1} + \dots + \zeta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$$

と変形する。上式で $|\rho| < 1$ となるときに AR(p) 過程は定常であると言える。この時、単位根検定の帰無仮説は $\rho = 1$ となる。このモデルを最小二乗法によって推定した推定量を

$$\hat{\rho}_T, \hat{\zeta}_{1,T}, \hat{\zeta}_{2,T}, \dots, \hat{\zeta}_{p-1,T}$$

とする。ADF 検定においては検定統計量

$$\lambda_{\sigma} = \frac{T(\hat{\rho}_T - 1)}{1 - \hat{\zeta}_{1,T} - \hat{\zeta}_{2,T} - \dots - \hat{\zeta}_{p-1,T}} \quad \tau_t = \frac{\hat{\rho}_T - 1}{\hat{\sigma}_{\rho}}$$

$$\hat{\sigma}_{\rho} = \hat{\rho}_T \text{の標準誤差の OLS 推定量} \quad T = \text{標本数}$$

をそれぞれの統計量の帰無仮説の下での漸近分布のパーセント点の値と比較する。

本稿では τ_t を採用する。この場合、例えば定数項なしモデルの場合は $\tau_t > -1.95$ 、定数項ありモデルの場合は $\tau_t > -2.86$ 、トレンドありモデルの場合は $\tau_t > -3.41$ の場合、帰無仮説 $\rho = 1$ を有意水準 5% で棄却できる。

本稿ではまずデータの原系列に対して ADF 検定を行った。その結果、定常性が確認できなかったため、原系列の 1 階差をとったデータと前年同期比をとったデータに対しても同様の検定を行った。

各データ系列に対し、ラグが 0 の場合は対立仮説は AR(1) モデル、ラグが 1 の場合は対立仮説は AR(2) モデル、ラグが 2 の場合は対立仮説は AR(3) モデルとなる。結果は以下の表の通りである。

表 1 原系列の単位根検定

項目	ラグの次数	定数項なし			定数項あり			定数項・トレンドあり			
		T t	有意水準	定常性	T t	有意水準	定常性	T t	有意水準	定常性	
原系列	乗用車販売台数	0	-1.0847		非定常	-6.7161	***	定常	-9.3425	***	定常
	GDP	0	1.0676		非定常	-1.2256		非定常	-1.5298		非定常
	原油価格	0	0.0988		非定常	-1.3494		非定常	-2.7722		非定常
	平均収入	0	-0.045		非定常	-3.204	*	定常	-3.1752		非定常
	乗用車販売台数	1	-0.7784		非定常	-2.5919		非定常	-4.1927	**	定常
	GDP	1	0.6276		非定常	-1.7424		非定常	-2.3232		非定常
	原油価格	1	-0.2184		非定常	0.3591		非定常	-4.1618	*	定常
	平均収入	1	-0.1024		非定常	-1.8641		非定常	-1.8507		非定常
	乗用車販売台数	2	-0.6159		非定常	-2.547		非定常	-5.3497	***	定常
	GDP	2	0.6629		非定常	-1.8831		非定常	-2.4669		非定常
	原油価格	2	0.3829		非定常	-1.0219		非定常	-2.8756		非定常
	平均収入	2	-0.1671		非定常	-2.4991		非定常	-2.4671		非定常

表 2 1階差データの単位根検定

項目	ラグの次数	定数項なし			定数項あり			定数項・トレンドあり			
		T t	有意水準	定常性	T t	有意水準	定常性	T t	有意水準	定常性	
1階差	乗用車販売台数	0	-16.2711	***	定常	-16.1409	***	定常	-15.9235	***	定常
	GDP	0	-4.2854	***	定常	-4.3118	**	定常	-4.2635	**	定常
	原油価格	0	-4.8907	***	定常	-4.8921	***	定常	-4.8324	**	定常
	平均収入	0	-11.0014	***	定常	-10.8679	***	定常	-10.7834	***	定常
	乗用車販売台数	1	-6.0511	***	定常	-6.0004	***	定常	-5.9351	***	定常
	GDP	1	-3.4313	**	定常	-3.4868	*	定常	-3.4598	.	定常
	原油価格	1	-6.0452	***	定常	-6.0962	***	定常	-6.0242	***	定常
	平均収入	1	-4.2855	***	定常	-4.2335	**	定常	-4.1876	*	定常
	乗用車販売台数	2	-14.1516	***	定常	-14.3202	***	定常	-14.1574	***	定常
	GDP	2	-3.2531	**	定常	-3.2955	*	定常	-3.2632	.	非定常
	原油価格	2	4.0905	***	非定常	-4.1731	**	定常	-4.1208	*	定常
	平均収入	2	-6.1396	***	定常	-6.0913	***	定常	-5.9826	***	定常

表 3 前年同期比データの単位根検定

項目	ラグの次数	定数項なし			定数項あり			定数項・トレンドあり			
		T t	有意水準	定常性	T t	有意水準	定常性	T t	有意水準	定常性	
前年同期比	乗用車販売台数	0	-0.6859		非定常	-2.7938	.	非定常	-2.755		非定常
	GDP	0	0.0449		非定常	-2.0021		非定常	-1.8907		非定常
	原油価格	0	-1.6028		非定常	-3.7964	**	定常	-3.6703	*	定常
	平均収入	0	-0.3383		非定常	-2.425		非定常	-2.0313		非定常
	乗用車販売台数	1	-0.9529		非定常	-4.8209	***	定常	-4.8536	**	定常
	GDP	1	-0.0625		非定常	-3.369	*	定常	-3.3708	.	非定常
	原油価格	1	-1.062		非定常	-4.455	***	定常	-4.3949	**	定常
	平均収入	1	-0.1257		非定常	-3.301	*	定常	-3.2851	.	非定常
	乗用車販売台数	2	-0.7533		非定常	-5.7776	***	定常	-6.2289	***	定常
	GDP	2	-0.0579		非定常	-3.9778	**	定常	-4.0917	*	定常
	原油価格	2	-0.9957		非定常	-4.3727	**	定常	-4.3018	**	定常
	平均収入	2	-0.2438		非定常	-4.7566	***	定常	-4.9186	**	定常

一般的なモデルである定数項ありの結果を見ると、データの原系列では全ての系列が非定常である。一方でデータの原系列の1階差を取ったデータと前年同期比を取ったデータは、ラグ1、ラグ2において全てのデータ系列が定常となった。従って、以下の分析ではデータの原系列の1階差をとって定常化したデータ系列と、前年同期比を取って定常化したデータ系列を用いた。

2.3 VARモデルの推定

今回分析にあたってVAR(Vector Autoregressive:多変量自己回帰)モデルを用いた。VARモデルとは、複数の時系列データの相互間の影響の分析を行うものであり、ある変数データを被説明変数としたときにそのデータ自身の過去の値を説明変数として行うARモデルを複数の変数に拡張したものである。本稿ではダミー変数を含んだ以下のVAR(1)モデルを推定した。

$$Car_t = c_1 + [\beta_{11} + \gamma_{11}D_{eco\ t-1} + \gamma_{12}D_{ecoA\ t-1} + \gamma_{13}D_{L\ t-1}]CAR_{t-1} + \beta_{12}GDP_{t-1} + \beta_{13}INC_{t-1} + \beta_{14}Oil_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$GDP_t = c_2 + [\beta_{21} + \gamma_{21}D_{eco\ t-1} + \gamma_{22}D_{ecoA\ t-1} + \gamma_{23}D_{L\ t-1}]CAR_{t-1} + \beta_{22}GDP_{t-1} + \beta_{23}INC_{t-1} + \beta_{24}Oil_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

$$INC_t = c_3 + [\beta_{31} + \gamma_{31}D_{eco\ t-1} + \gamma_{32}D_{ecoA\ t-1} + \gamma_{33}D_{L\ t-1}]CAR_{t-1} + \beta_{32}GDP_{t-1} + \beta_{33}INC_{t-1} + \beta_{34}Oil_{t-1} + \varepsilon_{3t}$$

$$Oil_t = c_4 + [\beta_{41} + \gamma_{41}D_{eco\ t-1} + \gamma_{42}D_{ecoA\ t-1} + \gamma_{43}D_{L\ t-1}]CAR_{t-1} + \beta_{42}GDP_{t-1} + \beta_{43}INC_{t-1} + \beta_{44}Oil_{t-1} + \varepsilon_{4t}$$

ここで Car_t , GDP_t , INC_t , Oil_t はそれぞれ一階階差をとったもの、もしくは前年同期比を表すとする。

以下の表4、表5は、本稿の論点である乗用車販売台数についての係数、標準偏差、t-値、p-値である。

表4 1階差VAR(1)モデルのCarの係数

	係数	標準偏差	t-値	p-値	
Car	-0.34	0.09	-3.957	3.66×10^{-4}	***
GDP	-5.19	4.74	-1.094	0.282	
INC	356800.00	45980.00	7.759	0.05×10^{-7}	***
Oil	-692.30	1256.00	-0.551	0.585	
Deco	-0.39	0.23	-1.691	0.100	.
DecoA	-1.42	0.58	-2.449	0.020	*
DL	0.53	0.58	0.913	0.367	
const	1294.00	19650.00	0.066	0.948	
Adjusted R-squared: 0.825					

表 5 前年同期比 VAR(1)モデルの Car の係数

	係数	標準偏差	t-値	p-値	
Car	0.440	0.142	3.098	0.004	**
GDP	-0.786	0.443	-1.774	0.085	.
INC	0.207	1.477	0.140	0.889	
Oil	0.037	0.022	1.675	0.103	
Deco	0.099	0.024	4.033	2.84×10^{-4}	***
DecoA	-0.223	0.034	-6.574	1.37×10^{-7}	***
DL	-0.177	0.029	-6.173	4.57×10^{-7}	***
const	1.094	1.273	0.859	0.396	
Adjusted R-squared: 0.8604					

1 階差 VAR モデルについては各係数の有意性が低く、論点であるエコカー補助金ダミー項の係数がマイナスになっており、分析の対象として適切でないと考えた。この 1 階差モデルの推定結果に悪影響を及ぼした要因として、原系列の 1 階差を取ったことでトレンドが削除され定常化はされたが、季節変動が削除されていないことが考えられる。一方で、前年同期比モデルは乗用車販売台数と、各ダミー×乗用車販売台数の項目が有意になった。よって、本稿での分析対象は前年同期比モデルとした。

また、前年同期比 VAR モデルの推定式のうち本稿の論点となる、乗用車販売台数について回帰式を示す。

$$\begin{aligned} \text{Car}_t = & 1.094 + 0.440 \text{Car}_{t-1} - 0.786 \text{GDP}_{t-1} + 0.207 \text{INC}_{t-1} + 0.037 \text{Oil}_{t-1} \\ & + 0.099 D_{eco\ t-1} \text{Car}_{t-1} - 0.223 D_{ecoA\ t-1} \text{Car}_{t-1} - 0.177 D_{L\ t-1} \text{Car}_{t-1} \\ & + \varepsilon_{1t} \end{aligned}$$

t 期の乗用車販売台数は上記のような推定式によって求められる。エコカー補助金ダミー×乗用車販売台数項の係数は正なので、エコカー補助金制度によって次の期の乗用車販売台数は増加することがわかる。同様にエコカー補助金後ダミー×乗用車販売台数項の係数は負なので、エコカー補助金が終了したことによる反動で乗用車販売台数が減少することがわかる。このことから、エコカー補助金制度は乗用車の販売台数に正の影響を及ぼす一方で、終了後には反動によって販売台数に負の影響を及ぼすということが分かった。また、リーマンショックダミー×乗用車販売台数項の係数も負であり、リーマンショックも乗用車販売台数に有意に負の影響を与えるという想定通りの結果になった。

これをダミー期間ごとにまとめると下に示す 4 つのモデル式が立つ。乗用車販売台数 Car_{t-1} の係数を比較すると各ダミーの影響の大きさがわかる。

ダミー無し期間

$$Car_t = 0.434 Car_{t-1} - 0.786 GDP_{t-1} + 0.207 INC_{t-1} + 0.037 Oil_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

リーマンショックダミー期間

$$Car_t = 0.263 Car_{t-1} - 0.786 GDP_{t-1} + 0.207 INC_{t-1} + 0.037 Oil_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

エコカー補助金ダミー期間

$$Car_t = 0.539 Car_{t-1} + -0.786 GDP_{t-1} + 0.207 INC_{t-1} + 0.037 Oil_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

エコカー補助金後反動ダミー期間

$$Car_t = 0.217 Car_{t-1} - 0.786 GDP_{t-1} + 0.207 INC_{t-1} + 0.037 Oil_{t-1} + \varepsilon_t$$

2.4 インパルス応答関数

続いてインパルス応答関数による分析を行った。インパルス応答関数はある変数の誤差項に与えられた衝撃 (innovation:イノベーション) がそれ以外の変数にどのような伝搬しているかを示すものであり、その形状を観察することにより VAR モデルにおける各変数間の影響を分析することができる。本稿では非直交化インパルス応答関数を用いて分析する。

ダミー項の有無によるインパルス応答関数の変化を見る。乗用車販売台数の誤差項の 1 単位当たりの変化が、将来の乗用車販売台数に与えるインパルス応答関数を、ダミー期間毎に求める。

先に推定した VAR(1)モデルの行列表現: $\mathbf{y}_t = \mathbf{c} + \Phi_1 \mathbf{y}_{t-1} + \varepsilon_t$, $\mathbf{y}_t = [Car_t, GDP_t, INC_t, Oil_t]^T$ における VAR(1) 係数 Φ_1 は以下ようになる。

$$\Phi_1 = \begin{bmatrix} \beta_{11} + \gamma_{11} D_{eco} t-1 + \gamma_{12} D_{ecoA} t-1 + \gamma_{13} D_L t-1 & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} \\ \beta_{21} + \gamma_{21} D_{eco} t-1 + \gamma_{22} D_{ecoA} t-1 + \gamma_{23} D_L t-1 & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} \\ \beta_{31} + \gamma_{31} D_{eco} t-1 + \gamma_{32} D_{ecoA} t-1 + \gamma_{33} D_L t-1 & \beta_{32} & \beta_{33} & \beta_{34} \\ \beta_{41} + \gamma_{41} D_{eco} t-1 + \gamma_{42} D_{ecoA} t-1 + \gamma_{43} D_L t-1 & \beta_{42} & \beta_{43} & \beta_{44} \end{bmatrix}$$

VAR(1)モデルの場合、非直交化インパルス応答関数は、この Φ_1 の値のみに依存する。ダミー項の期間によりこのインパルス応答関数は変化するので、それらを比較し、ダミー項の影響を見る。エコカー補助金終了後の反動期だけを加味したインパルス応答にはあまり意義がないので、以下の考察ではダミー無し、エコカー補助金制度加味、リーマンショック加味のインパルス応答関数を検討する。

インパルス応答関数を求めると図 3 のようになる。図 3 を見ると、ダミー項がない場合に比べて、エコカー補助金ダミーを加味した場合は 3 期先までは乗用車販売台数が上昇することがわかる。一方で、ダミー項がない場合に比べて 4 期先以降の負の影響は大きくなっている。これはエコカー補助金制度によって付随する終了後の反動期の影響に現れているのではないかと考えられる。同様にダミー項がない場合に比べて、リーマンショックダミーを加味した場合は乗用車販売台数が減少することがわかる。

図 2 Car から Car へのインパルス応答関数

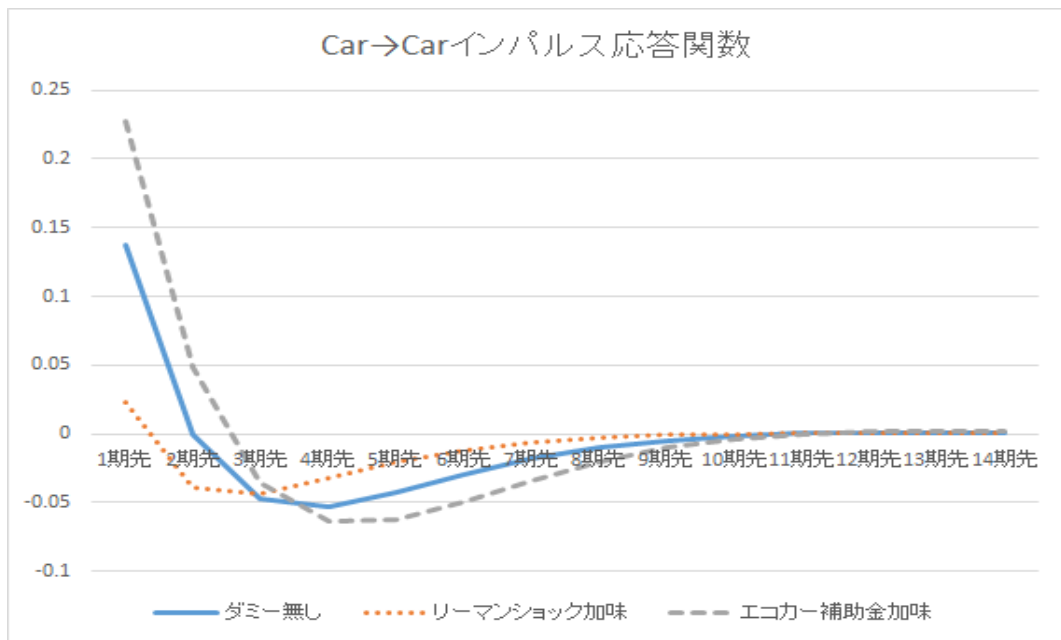


図 3 Car から Car への累積インパルス応答関数

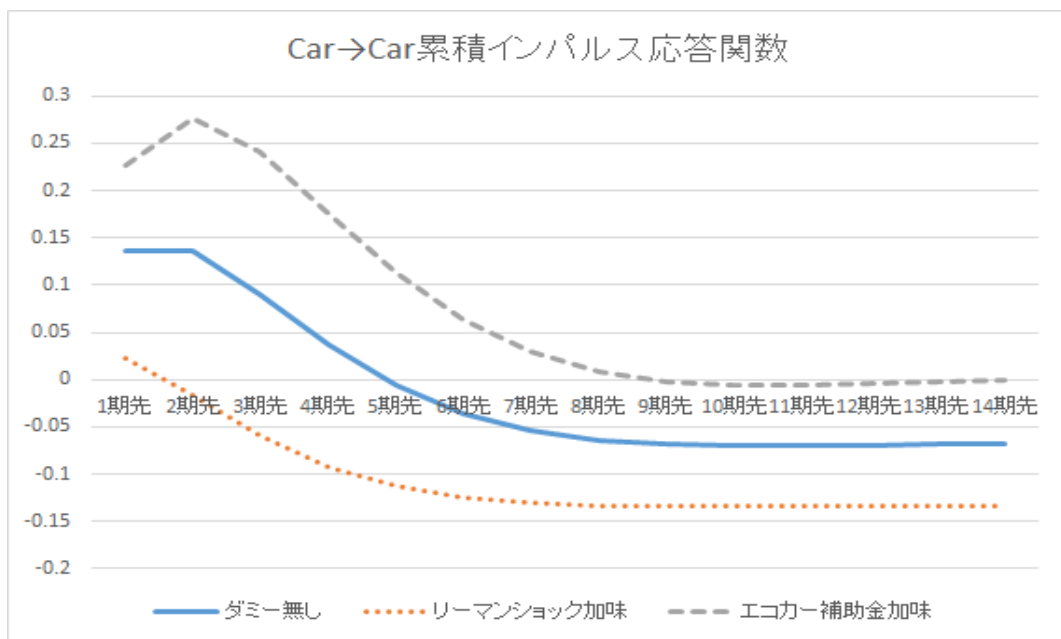


図 4 はインパルス応答関数を累積したものである。これを見ると、ダミー項なしの場合は負の値で収束するが、エコカー補助金ダミーを加味する場合はおおよそ 0 で収束している。このことより、エコカー補助金制度は長期的に見ても乗用車販売台数を増加させるといえる。リーマンショックダミーを加味した場合はダミー項なしの場合よりもさらに低い負の値で収束しており、リーマンショックの長期的なマイナスの影響が大きいことがわかる。

同様に、ダミー変数の有無によって場合分けしつつ、乗用車販売台数から GDP へのインパルス応答関

数も導出した。

図 4 Car から GDP へのインパルス応答関数

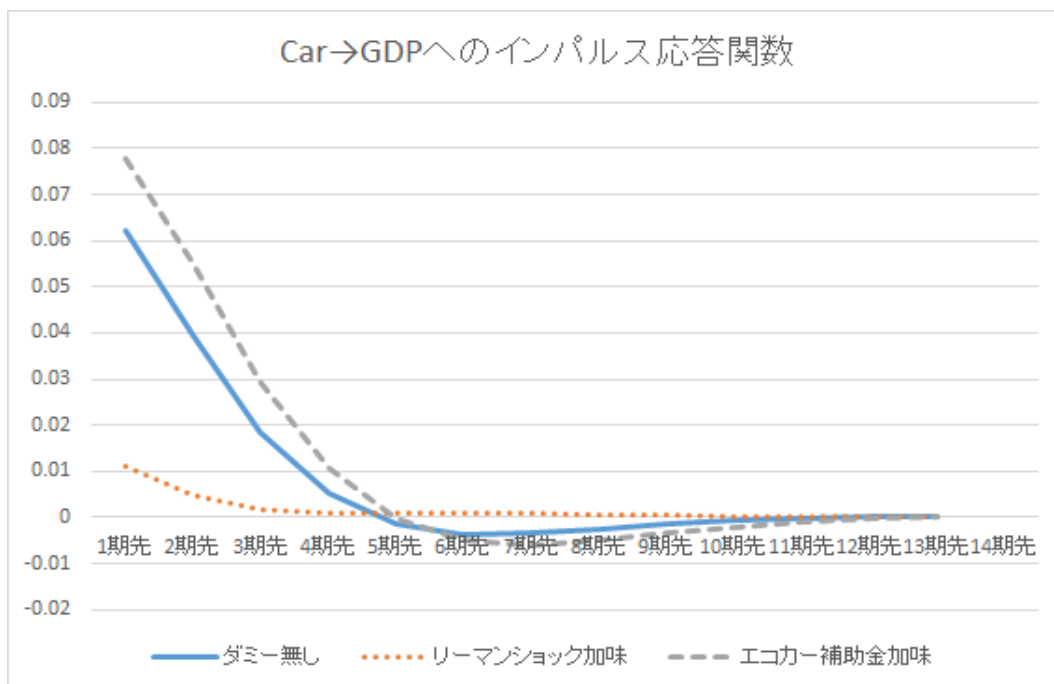


図 5 Car から GDP への累積インパルス応答関数

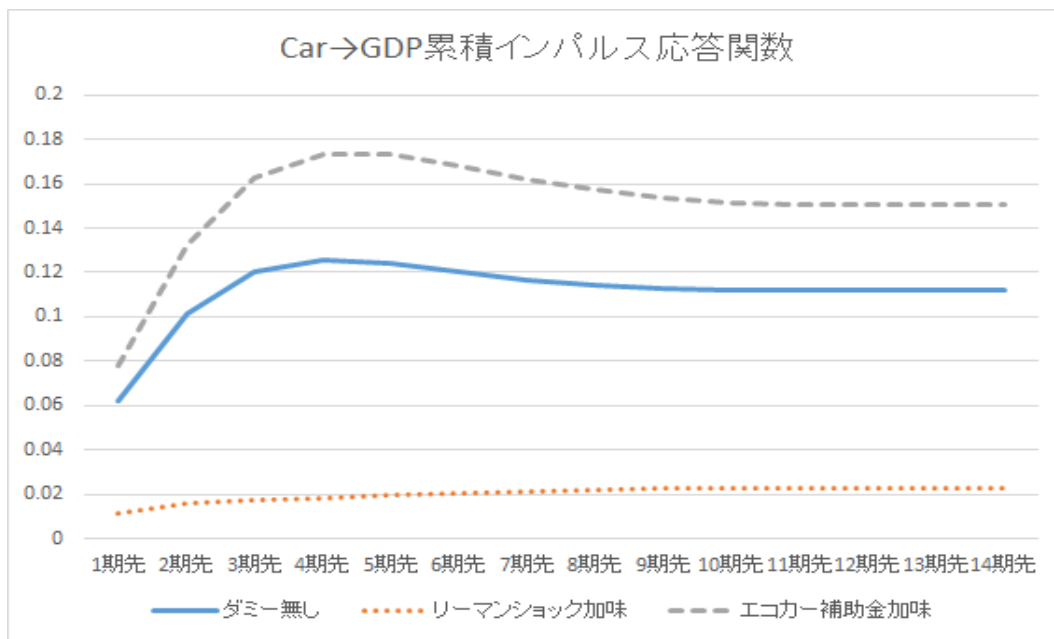


図 5 より乗用車販売台数から乗用車販売台数のインパルス応答関数と同様に、ダミー項を加味しない場合に比べて、エコカー補助金ダミーを加味すると、GDP への影響が大きくなることがわかる。一方で、リーマンショックダミーを加味した場合は、負の影響が著しく出ていることがわかる。図 6 より累積インパルス応答関数を見ても同様の解釈ができる。

3 終わりに

本稿の分析では、VARモデルの係数からエコカー補助金政策が乗用車販売台数に正の影響を与えており、政策は効果的であったということがわかった。また、累積インパルス応答関数の結果から、長期的に見てもエコカー補助金政策は政策を実施しない場合に比べて乗用車販売台数を増加させるということが分かった。加えて、エコカー補助金制度とGDPの関係性も分析したが、GDPに対してエコカー補助金制度が正の影響を及ぼすという結果が得られた。しかし、本稿のVARモデルは乗用車販売台数とエコカー補助金制度に主眼をおいたものなので、GDPやリーマンショックとの関連性を見るには、新たな説明変数を導入する必要があるだろう。

参考文献

北浦修敏・南雲紀良（2004）「紀良財政政策の短期的効果についての一考察：無制約VARによる分析」PRI Discussion Paper Series (No. 04A-18)

https://www.mof.go.jp/pri/research/discussion_paper/ron098.pdf

Web 資料

白井大地（2010）「エコカー制度、CO2削減は国内総排出量の0.1% —実態は新車への買い替え促進策、費用対効果に疑問も—」日本経済研究センター

<http://www.jcer.or.jp/environment/pdf/rep100902.pdf>

大和香織（2011）「エコカー補助金復活の効果を考える視点」みずほ総合研究所

<http://www.mizuho-ri.co.jp/publication/research/pdf/insight/jp111227.pdf>

データ出典

乗用車販売台数 JAMA <http://www.jama.or.jp/>

GDP 内閣府 <http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/menu.html>

原油価格 IMF <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>

平均給与 e-Stat <http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/NewList.do?tid=000001011791>