



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

外的ショックと日本の景気変動： 自動車産業における “Great Trade Collapse” の実証分析

塩路悦朗*

shioji@econ.hit-u.ac.jp

内野泰助**

No. 11-J-1
2011年 1月

日本銀行
〒103-8660 郵便事業（株）日本橋支店私書箱第30号

* 一橋大学経済学研究科、** 一橋大学 GCOE フェロー

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

外的ショックと日本の景気変動：

自動車産業における“Great Trade Collapse”の実証分析*

塩路悦朗**・内野泰助***

*本研究の初期段階から完成に至るまで日本銀行調査統計局の門間一夫局長・粕谷宗久氏より一貫した激励と詳細なコメントを頂いた。また同局の関根敏隆氏・西崎健司氏・福永一郎氏・齋藤雅士氏と経済分析グループ諸氏，及び金融研究所の白塚重典氏より多くの貴重なコメントを頂いた。経済産業研究所国際経済セミナー(2010年12月17日)参加者諸氏，特に若杉隆平氏からは最終稿の改善につながるコメントを頂いた。本稿は筆者達個人の見解を表すものであり，日本銀行や調査統計局の公式見解ではない。

**一橋大学経済学研究科

***一橋大学 GCOE フェロー

要旨

2008 年秋から 2009 年春にかけての急激な世界的規模での貿易縮小は最近の文献では“Great Trade Collapse”と呼ばれ、大きな注目を集めている。日本においては特に輸出・生産の落ち込みは大幅なものであった。この間、日本の金融仲介機関は危機的状況を免れていたため、この生産減の主な原因は世界金融危機に伴う外需の落ち込みにあると考えられる。問題はこのような外需ショックがなぜ、需要の冷え込みを引き起こした当の諸国をも上回るような大規模な生産減少を引き起こしたか、である。本稿は日本の自動車輸出・生産を対象とした実証分析を通してこの時期の日本の急激な景気後退についての理解を深めるとともに、Great Trade Collapse の分野に対しても貢献することを目指している。

本稿の前半では仕向け先別に自動車輸出の決定要因を分析する時系列分析を展開する。具体的には、外的変数（海外の需要や資源価格、為替レート）の入った時変係数 VAR モデルを用いて、日本の自動車輸出・生産の 2008 年秋・2009 年春における急速な減少をどこまで説明できるか検証する。まずは 2008 年夏時点までのデータを用いて同時点において成立していた日本の自動車輸出・生産と外的変数の関係を推定する。こうして得られたモデルに 2008 年秋以降の外的変数の値を代入することで、日本の自動車輸出・生産の推移を説明することが出来るかを検証する。その結果は何らかの構造変化か非線形性の可能性を考慮することなしに日本の自動車輸出・生産の落ち込みを説明することは困難であることを示している。

本稿の後半ではデータの豊富な米国関連の情報を用いて 2 つのより踏み込んだ分析を行う。第 1 に、金融市場関連の変数に注目し、米国における金融危機が日本から米国への自動車輸出にどのような影響を与えたかを直接推定する。その結果、有意に負の影響が確認された。また、車種別に見た場合には普通車と小型車の間でこの効果には違いが見られることがわかった。第 2 に、自動車の会社別車種別の生産・販売・在庫データを活用することによって、なぜこのような生産・輸出の急激な落ち込みが発生したのかの解明へ向けての第一歩を踏み出す。そこで注目するのは在庫調整の役割である。分位点回帰(Quantile regression)を用いた我々の分析結果によれば、自動車生産者は、負のショックのサイズが大きいほど、急激に在庫調整を行う傾向がある。これは外的ショックに対する国内生産の反応は必ずしも線形ではなく、ショックのサイズが大きくなると反応の仕方が変化するという意味での非線形性を有していることを示唆する。

I イン트로ダクション

2008 年秋から 2009 年春にかけて世界経済は急激な貿易縮小とそれに伴う輸出部門の生産減退を経験した。この貿易縮小は最近の文献では“Great Trade Collapse”と呼ばれ、その原因の分析に関心が集まっている。特に著しい貿易の Collapse と輸出部門の生産縮小を経験したのが日本であった。本稿は日本の代表的輸出産業でありとりわけ厳しい生産減少を経験した自動車産業を取り上げる。

本稿の前半では、時系列分析によって、2008 年夏までの外的ショック（海外における需要の増減、資源価格や為替レートの変化）と日本の自動車輸出・生産の関係を推定する。その上で、このように推定されたモデルと大きな負の外的ショックの存在によって 2008 年秋から 2009 年春にかけての急速な輸出・生産縮小を説明できるかを検証する。その結果、特に 2009 年初頭における輸出・生産の急激な減退は単に「大きな負のショックがあった」というだけでは完全に説明することは難しいことを示す。

本稿の後半では、データが豊富な米国関連の情報を用いてより深い分析を試みる。第 1 に、金融市場関連の変数を分析に取り込むことにより、金融危機が対米自動車輸出に与えた影響を直接的に推定することを試みる。第 2 に、自動車の会社別車種別の生産・販売・在庫データを活用することによって、生産・輸出の落ち込みの背景には在庫調整の非線形性があったことを指摘する。

本稿の構成は以下の通りである。第 II 節から第 V 節までが前半部である。第 II 節では 2008 年秋から 2009 年春までの経済危機における日本経済と自動車産業の動向をグラフによって概観する。次にまず通常の VAR 分析を通じて各地域または国に対する自動車輸出あるいは自動車輸出合計・自動車生産がどのような外的ショックに反応するかを分析する。次に時変係数 VAR を用いて、2008 年秋以降、自動車輸出や生産と外的変数の間の関係に重要な構造変化が見られたか、あるいは仮に 2008 年 8 月以降にモデルの構造に変化がなかったと仮定したらその後の自動車輸出・生産の動きを説明することはできるかを検証する。各国・地域別の分析は第 III 節で、総計の分析は第 IV 節で行われる。第 V 節において結果の頑健性を検証する。

本稿の後半部をなす第 VI 節と第 VII 節では対米輸出に関するより詳細な分析を行う。第 VI 節では金融市場関連の変数を取り込んだ分析を行う。第 VII 節では自動車の会社別車種別の生産・販売・在庫データを活用することによって、生産・輸出の急激な落ち込みの背後にある在庫調整の役割に注目する。第 VIII 節で全体の結論を述べる。

II 2008 年秋-2009 年春の経済危機と自動車産業

2008 年秋から 2009 年春にかけて日本経済は急激な生産縮小を経験した。図表 1 は日本の鉱工業生産指数の推移をグラフ化したものである。2008 年 9 月の段階でこの指数は 103.6

であった（ただし 2005 年を 100 とする）ものが 2009 年 2 月には 69.5 と、わずか 5 ヶ月間で 33%もの下落を記録している。この背景には海外の景気後退に伴う輸出減があったと思われる。図表 2 は日本の輸出総額の推移を示したものであるが、やはり同時期に、通関データで見ると、52%もの減少を記録している。この時期は最近の国際経済学の分野で“Great Trade Collapse”と呼ばれる時期に対応する。Eichengreen and O'Rourke (2009, 2010)の図によれば同じ時期に世界全体の貿易数量は 20%程度の減少を記録している。これは彼らによれば 1930 年代の大恐慌の開始当初を大きく上回るペースである。またこの貿易量減少率は世界全体の鉱工業生産減少率(10-15%)を大きく上回っている。このように確かに世界貿易は著しい減少を経験したわけであるが、比較すれば、先に見た日本の輸出(及び鉱工業生産)減少率は世界の減少率をはるかに上回るものであったことがわかる。また、日本のデータを危機の発端となった米国と比較するならば、同時期の米国の鉱工業生産指数の減少は 5%、輸出総額(通関データ)の減少でも 17%にとどまっている。このように日本における危機の深まりは世界平均や先進国平均を大きく上回るものであった。その実態を明らかにすることは、日本のみならずこの世界的危機に関心を持つ多くの読者にとって有意義であると考えられる。

この“Great Trade Collapse”研究の分野においては大きく分けて 3つの仮説が貿易急減の説明として提示されている (Levchenko, Lewis and Tesar (2010))。

- (1) クレジット・クラッシュ仮説：金融危機に伴う貿易信用の収縮が貿易の急減をもたらしたとする考え方である (Amiti and Weinstein (2009), Chor and Manova (2010))。
- (2) 財の構成比仮説：国内生産と比べて輸出入はより需要変動の激しい財の比率が高い。特に資本財や耐久消費財の比率が高く、一方でサービスの比率が低い。このため貿易は世界危機の影響を受けやすくなる。この点は日本の経験を考える上できわめて重要である。なぜなら日本の輸出は世界平均と比べてもさらに資本財・耐久消費財の比率が高いと考えられるからである。日本銀行 (2009) においても日米の産業別シェアの違いが重視されている。
- (3) 垂直貿易仮説：現代において多くの多国籍企業が生産過程の国際的分散化を進めている点に着目した仮説である。ある財を生産するにあたって第 1 工程を A 国で、第 2 工程を B 国で行い、最終消費地が C 国であるというような場合を考えよう。C 国における 1 単位の需要減は B から C への 1 単位の輸出減を生むだけでなく、A から B への輸出減も生む。このような効果は工程の分散化が進むほど大きくなると考えられる。このような考え方は Bems, Johnson and Yi (2010)に最も明示的に表されている (日本のデータに関しては Tanaka (2009)参照)。なお、この垂直貿易構造は、日本で起きたことを理解する上で重要である。日本からの輸出は統計上は中国を始めアジア諸国向けの比率が近年上がってきているのであるが、その多くは中間財であり、これらは組み立てられてから米国などの最終消費地に向かうことが多いと考えられる。したがって日本の輸出は、統計上のシェア以上に、米国における需要変動の影響を受けやすい構造になっていると

思われる。この点は Fukao and Yuan (2009)や Wakasugi (2009)で強調されている。本稿の出発点は、この時期の日本の経験はこれら仮説のいずれでも説明し尽くせないのではないか、という疑問である。本稿で取り上げる自動車産業を例に考えよう。後に確認するように、日本の自動車輸出・生産はこの時期に日本の他産業と比較して、あるいは他国の同産業と比較しても特に著しい低下を経験した。仮説(1)によればクレジット・クランチが軽微であった産業では輸出・生産の急減は予想されない。しかし実際には、自動車産業のように大企業が中心でありクレジット・クランチの影響を他産業よりも強く受けたとは考えにくい産業で大きな輸出・生産減が起こっている。また日本ではクレジット・クランチの程度そのものが全般的に欧米よりも軽微だったと考えられるにも関わらず、輸出・生産の減少はむしろ著しい。仮説(2)が注目する財の性質に関して言えば、確かに自動車は耐久消費財であり景気循環の過程で需要が大きく変動する傾向がある。しかし、後に見るように、この時期の米国における自動車需要の減少率に比べて日本からの対米自動車輸出の減少幅ははるかに大きなものであり、財の性質に基づく需要変動幅の違いではこのことはうまく説明できない。また日本からの自動車輸出は、完成品輸出に限って見れば仮説(3)が強調する垂直貿易構造を持っていないにもかかわらず、危機時には著しい下落を見せた。このように日本の自動車輸出・生産の急落を上記 3 つの仮説だけで説明することは困難である。逆にいえばこの産業を詳細に分析することによって、上記 3 つの仮説が見落としていた重要な要因を見つけ出すことができると期待される。こうした理由から本稿では自動車産業を取り上げる。

なお、日本経済に関して言えば、考慮すべきもう一つの要因として為替レートがある。円・ドルレートの推移を取り上げた図表 3 からはこの当時、急激に円高が進んでいたことがわかる。日本からの輸出が他国以上に落ち込んだ原因の一つをこの為替の動きに求めることは理論上は可能であろう。ただし、様々な研究から、為替レートが輸出先市場価格に与える影響（パススルー）は不完全であることがわかっている。また、たとえ為替レートが輸出先国通貨建ての価格を変化させるとしても、そこから輸出数量への影響が観測されるにはある程度時間がかかると思われることから、円高が世界平均を大きく超えた輸出急減の主要因とは考えにくい。本稿では為替レートの影響も考慮に入れた分析を行い、それがこの時期の輸出・生産急減を説明するほどには大きなものでなかったことを確認していく。

では本研究の分析対象である日本の自動車産業を概観しよう。同産業の重要性は生産・輸出の両面において高いシェアを誇る事実に見られている（2005年基準鉱工業生産指数における自動車のウェイトは 10.42%、2007年の日本の輸出総額に占める自動車のウェイトは 17.05%）。しかも同産業が経験した危機の大きさは全産業平均を上回るものであった。例えば 2008年 9月から 2009年 2月にかけて自動車生産は 58%減少している（図表 4）。自動車輸出も同時期に 72%減少している（図表 5）。したがって生産・輸出両面で自動車産業の寄与率は非常に大きなものであった。また、生産に占める輸出の比率が高いことも特徴である。日本自動車工業会のデータによれば、2007年に日本で生産された自動車は 11,596,327

台であったのに対し日本から輸出された自動車は 6,549,940 台で、後者の前者に対する比率は 56.48%であった。また、この時期に関して他の主要な自動車輸出国である米国、ドイツ、韓国との比較を行うと、2009 年における自動車生産(台数)の減少率(対前年)は日本と米国がともに 40%程度でほぼ同じでありドイツと韓国は 10%前後である(データの出所は日刊自動車新聞社(2009))。自動車輸出(米ドル)で見るとやはり日本と米国の減少率が 60%程度で並んでいるのに対し、ドイツと韓国は 30%程度である(データは UNComtrade からとった)。このように、国際比較によっても、日本の自動車産業はドイツや韓国を上回り危機の震源地である米国と同程度の痛手を被ったことがわかる。

ここからはこのような自動車輸出・生産の急減の要因を考えていきたい。一つの背景として挙げられるのが米国における自動車需要の減退である。図表 6 は米国実質自動車購入の推移を図示したものであるが、この変数が 2000 年代の後半に大きく減少したことがわかる。ただしこの減少は比較的早くから発生していたことも図からわかる。この変数は 2007 年 1 月から 2008 年 1 月にかけてすでに 7%近く減少し、同 9 月には 2007 年 1 月からの減少率は 25%に達していた。そこからさらに減少し、2007 年 1 月から 2009 年 2 月までの減少率を見ると 42%に達している。このように累計での減少は著しいものがあつた。その背景には金融危機による自動車購入希望者への資金供給の減少、景気低迷による所得低下などがあつたと考えられる。しかしこのような需要減が 2 年間かけて徐々に発生していたのに対し、日本の自動車輸出減少はより短い期間で集中的に発生している。したがって需要減という事実単独で輸出の減少を説明できるかには疑問が生じる。

また、自動車輸出において注意すべきは近年輸出先国が多様化してきていることである。図表 7 は金融危機が本格化する直前、2008 年 8 月における各輸出相手国または地域の比率(円建ての金額における)を図示したものである。米国と欧州が大きな市場となっていることは変化ない。が、注目すべきは、中東とロシアの存在が大きくなっていることであり、両者合わせて米国とほぼ肩を並べる市場に成長している。さらに目を引くのはこれらの市場がこの月の後急速に縮小することである。図表 8(A)と 8(B)はそれぞれ日本から中東向け、日本からロシア向け自動車輸出の推移を図示したものである。両市場への輸出が急減した様子を見て取ることができる。これらの動きの背景には原油をはじめとする資源価格の下落があつたと考えられる。図表 8(C)は原油価格の推移を図示しているが、中東・ロシア向け自動車輸出の推移と高い相関があることを見ることができる。これは自動車輸出急減の背景に原油価格の急落があつた可能性を示唆している。

このような輸出先市場の多様性を考慮するため、本研究ではまず輸出先別の自動車輸出の決定要因を分析する。しかる後に、そこで重要性が確認された変数を用いて自動車輸出の合計、及び自動車生産の決定要因の分析に移る。

分析方法と結果の紹介に移る前に本研究で用いるデータについて付言しておきたい。自動車輸出の月次データについては主なデータソースは 2 種類ある。1 つは財務省の貿易統計であつて、円建ての輸出金額と輸出数量のデータが利用可能である。図表 9 において、パネ

ル A は円建て輸出総額，B はそれを日本銀行の自動車に関する輸出物価指数によって実質化したもの，C は円建てから市場レートでドル建てに変換したものである．D は数量の推移である．もう 1 つのデータソースは日本自動車工業会が公表している輸出台数のデータである．図表 9 のパネル E はこの推移を表したものである．財務省データは数量の変化だけでなく単価の変化まで捉えられるという点ではより望ましいものであるが，輸出相手国別のデータが 1987 年までしか（ホームページ上では）遡ることができない．これに対して日本自動車工業会の台数データは各国別で 1975 年から利用可能である．よって本稿では第 III 節の国別・地域別分析については自動車工業会のデータを，第 IV 節の総計の分析では財務省データの輸出額を輸出物価指数で割ったものを用いることとする．図表 10 (A) では国別・地域別の日本からの自動車輸出台数を図示した．いずれも X-12-ARIMA によって季節調整済みの系列であるが非常にノイズが大きいように見受けられるのが難点である．また本研究では，各地域または国の景気動向を代理する指標として，各地域または国の輸入総額のデータを用いる．米国に限って言うならば景気動向を表す変数は他にも多く考えられるが，多くの国で共通の基準で利用可能で，しかも国の間で合計をとることができる変数はあまり多いとは言えないのでこの変数を用いている．これら変数の推移は図表 10(B) にまとめられている．データの出所は International Monetary Fund, Direction of Trade Statistics である．

III 輸出相手国別の分析

III-1 米国への自動車輸出

日本から米国への自動車輸出台数（季節調整済み，対数値，図表 10(A1)）のデータのほかに次の 3 変数を用いる．円・ドルレート（対数値，図表 3），米国実質自動車購入（季節調整済み，対数値，図表 6），米国の総輸入（名目，ドル建て，対数値，図表 10(B1)）．このうち総輸入変数を導入する主な目的は上述のように輸出先の景気動向の影響を捉えることである．米国実質自動車購入はより直接的に米国内における自動車需要の増減を測る変数であり，例えば金融市場における信用不安が米国内の自動車需要を減少させることなどを通じ日本からの輸出を減少させるといった効果を捉えることができるものと期待される．米国総輸入のデータは 1980 年から利用可能であり，サンプル期間もここから開始されることになる．なお，後述の EU の結果と比較するために，米国実質自動車購入を除いた 3 変数 VAR も推定したが，あまり結果に違いがなかったため，ここでは 4 変数 VAR の結果を紹介する．推定された残差は Cholesky 分解によって互いに無相関の構造ショックに分解される．変数の順序は円・ドルレート，米国実質自動車購入，米国総輸入額，日本から米国への自動車輸出台数であり，最初の変数が「最も外生的」と仮定している．本稿に現れる通常の(固定係数の)VAR，時変係数 VAR は基本的にラグの次数を 6 と設定し

ており（ただし第 IV・V 節の分析は例外である）、階差をとらずに変数の水準をそのまま用いる。階差をとらなかった理由は共和分が存在する可能性を考慮したことである。

図表 11 の各パネルは通常の(固定係数の)VAR から推定されたインパルス応答関数（実線）と 95%信頼区間（影の部分）である。主に各ショックに対する日本から米国への自動車輸出台数の反応(各パネル一番右のグラフ)に注目しながらこれらを検討する。パネル(A)において、円安ショックに対して自動車輸出はいったん減少してから強く増加に転じることが分かる。短期的反応も長期的反応もともに有意である。長期的反応については予想通りであるが、短期的反応に関しては、ここで見ているのが円建ての輸出価額の反応ではなく、自動車の台数という純粋な数量変数の反応であるために、予想外の結果である。このような「数量に関する J カーブ効果」が確認されるのは興味深い事実であるが、その原因の解明については今後の課題としたい¹。なお、米国総輸入額のインパルス応答関数も短期的にはマイナスとなっているが、有意ではない。パネル(B)において、米国実質自動車購入増加ショックに対して、日本から米国への自動車輸出の反応は短期的には正だが非有意であり、やや遅れて反応は正で有意に転じる。1 年後程度の中期においてはその反応の大きさは米国実質自動車購入とほぼ 1 対 1 の関係にある。パネル(C)において、米国総輸入額ショックに対してはやや遅れて有意に正の反応を示すことがわかる。ただし長期的に反応が負に転じてしまっている。これは米国実質自動車購入が同ショックに対して負の反応を示していることに引きずられての結果と思われるが、なぜそのようなことが起こるのか、理由は不明である。パネル(D)は日本から米国への自動車輸出それ自体に対する反応である。パネル(E)は日本から米国への自動車輸出台数に限って、分散分解の結果を報告している。短期的には同変数の変動のほとんどが「それ自身に対する」ショックによって説明されるが、2 年後になると為替レートショックが分散の 13%程度を説明している。また米国実質自動車購入も 15%程度を説明しており、これらが無視はできない程度の説明力を持っていることがわかる。

次に時変係数 VAR(time varying parameter VAR, TVP-VAR)の結果を見ることとしたい。本研究で採用しているのは Kim and Nelson (1999)の教科書で紹介されている、Kalman Filter を用いた伝統的な方法であり、特に、VAR の係数（および定数）のみが時間とともに変化することを許容されている点には注意が必要である。すなわち分散・共分散行列はサンプル期間内を通じて固定と考えられており、したがって Cholesky 分解から出てくる各変数の各ショックに対する 1 期目の反応はサンプル期間を通じて一定であることが仮定されている²。係数が時間とともに変動する度合いを表す Hyper-parameter については、いく

¹ 理論的には、次のような説明が可能である。為替変動の米国市場における自動車価格に対するパスルーは短期的には非常に小さいが長期的には大きくなっていくので、円安ショックは米国消費者に日本車の先安感を抱かせる。このため、一時的な日本車の買い控えが起きる。このような仮説がどの程度現実的なものか、にわかには明らかではない。

² 近年はこの前提をおかずに分散・共分散行列も時間とともに変化することを許容した手法も登場している(Primiceri (2005))。ただし同手法は推定する上で時間がかかるのが難点で

つかの値を試して最も高い尤度を与えたものとした。

図表 12 のパネル(A1), (A2), (A3)は日本の対米自動車輸出台数のそれ以外の変数に対するインパルス応答関数が時間とともにどう変化していったかを図示している。これらの図では 1985 年 1 月から 2005 年 1 月まで 5 年おき、さらに 2009 年 1 月と 7 月のインパルス応答関数を掲げることによって、その形状の長期的な移動を捉えようとしている。その結果、全てのパネルにおいて、2009 年 1 月と 7 月のインパルス応答関数が他と比べて著しく大きくなっていることが分かる。これは構造変化の存在を示唆する。

さらに細かく、どの時点でインパルス応答の移動が発生したかを検証するため、図表 12 のパネル(B1), (B2), (B3)では 2008 年 8 月から 12 月までの 2 か月ごとと、2009 年 1 月から 6 月までの毎月のインパルス応答関数の位置を図示している。2008 年 12 月時点ですでにある程度の動きがみられるものの、インパルス応答関数の上方へのジャンプが本格的に起きるのは 2009 年 1 月、2 月である。パネル (B3) の米国実質自動車購入に対するインパルス応答を例にとると、その水準は 2008 年 12 月に多少上昇した後、2009 年 1 月に急な上方シフトを起こしている。同年 2 月もほぼ同じ水準を維持した後、4 月、5 月、6 月と次第に元的水準に向けて戻っていつていることがわかる。ここから類推されるのは、確かに 2009 年 1 月~2 月の対米輸出急減は米国における自動車需要減退に対する反応だった面はあったかもしれないが、それにしてもこの時期の反応は他の時期に比べて特に大きかった、ということである。一方、パネル(B1)の為替レートに対する反応は、予想外の円高が発生してから対米自動車輸出が明確にマイナスに転じるまでに、ここで問題となっている時期であっても 5 ヶ月程度(通常は 10 ヶ月以上)要していたことを示している。したがって、同時期の円高がただちに輸出数量の減少に寄与していたとは考えにくい。

次にこれらの分析結果を使って、2008 年冬から 2009 年春にかけての輸出急減、とりわけ 2009 年 1 月~2 月の劇的な減少を、「大きな負の外的ショックが起きた」という一事をもって(つまりこの間に構造変化があったという仮説に頼らずに)どの程度説明可能なのかを検証する。そのため、2008 年 8 月をスタート地点とする一種のサンプル内予測を行い、実際の観測値と比較することにする。この予測値は次のような手順で作成される。まず、時変係数 VAR モデルの係数を 2008 年 8 月時点における値で固定する。その上でまず、4 番目の変数である日本から米国への自動車輸出台数について、2008 年 8 月をスタート地点とした 1 ヶ月先予測を行う。次の月は外的変数、この場合で言えば最初の 3 変数である円・ドルレート、米国実質自動車購入、米国総輸入額については、実績値をモデルに代入する。対米自動車輸出台数については、1 期ラグについては先ほど得た予測値を、それ以外は実績値を代入する。こうして 2 ヶ月先予測値を得る。これ以降の月についても 3 つの外的変数については実績値を用い、自己ラグ(過去の対米自動車輸出台数の値)については実績値を予測値に置き換えた予測を繰り返す。これによって「もし 2008 年 8 月以降経済構造の変化がなく、外的ショックだけだったとしたら、日本の輸出はどのような経路をたどったは

ある。

ずか」というモデルの予測が得られることになる³。図表 12 パネル(C)はこのようにして得られた予測値と実績値を比較した時系列プロットである。この図表は 2009 年 1 月から 4 月にかけて、実現値が予測値を大きく下回っていることを示している。よってこの時期に単に「大きな外的ショックがあった」というだけでは説明しきれない、輸出の大きな下ぶれが起きていたことがわかる。一方、2008 年 12 月までは予測値を大きく外れたとは見られず、また 2009 年 5 月には予測値周辺に復帰している。

このように、対米自動車輸出の急減は、米国内の自動車需要の減退という要因をコントロールし、為替レート要因をコントロールしたとしても、2008 年 9 月までの経済構造を前提として説明可能なものではなかったことが明らかになった。よってこの時期には単なる外需の減退ということを超えた力が働いていたと考えられる。

III-2 EU への自動車輸出

次に日本から EU への自動車輸出について分析する。ここでの EU の定義はいわゆる EU15 である。次の 3 変数による分析を行った：円・ユーロレート⁴（対数）、EU の総輸入⁵（名目、ドル建て、X-12-ARIMA により季節調整、対数、図表 10(B2))、日本から EU への自動車輸出台数(X-12-ARIMA で季節調整、対数、図表 10(A2))。Cholesky 分解の順序もこの通りである。

図表 13 は通常の VAR に基づくインパルス応答関数である。パネル(A)は為替レートショックに対する反応である。対 EU 自動車輸出台数の反応に関しては、ここでも「数量に関する J カーブ効果」が観察される。ただし短期の負の反応は有意ではなく、中期的な正の反応は有意である。その一方で同ショックに対する EU 総輸入額の反応は短期的にも有意に正で、事前予想通りとなっている。パネル(B)は EU 総輸入額ショックに対する反応である。対 EU 自動車輸出台数は短期的に正の反応を示している。ただし有意である期間は短い（これは総輸入額の系列に激しい短期変動が見られるためであろう）。パネル(C)は対 EU 自動車輸出台数ショックに対する各変数の反応である。パネル (D) は分散分解の結果である。再

³ 一方、もしよく言われるように 2008 年 9 月時点で日本がすでに「輸出依存型」の体質になってしまっていてそのことが外的ショックの日本への伝播を拡大したのだとすれば、そのことは予測値に反映されるはずである。

⁴ 本稿では、EU 諸国通貨と日本円との為替レートを代理する変数として、ユーロ(EURO)とエキュー(ECU)を接続した系列を作成した。エキューは、欧州通貨制度加盟国の為替レートを固定し、将来の通貨統合に備えるために 1979 年に導入されたバスケット通貨である。ユーロは、1999 年 1 月に 1 ユーロ=1 エキューとして導入されているため、指数の連続性は確保されている。エキューと日本円間のレートを求めるにあたって、本稿では次のような方法を取った。まず、欧州委員会統計局(Eurostat)ウェブページからドイツマルクの対エキュー交換比率(月次)を入手し、次に、IFS(International Financial Statistics)から得たドイツマルク・米ドルレート(月次)及び、円・米ドルレートをもとに、ECU・円レートを求めた。

⁵ EU15 の輸入額の合計から域内貿易相手国からの輸入額を差し引いた。

び対象を対 EU 自動車輸出台数に絞っている。短期だけでなく、2 年先を見ても、「それ自身へのショック」の影響力が強い。円・ユーロレートであっても同変数の分散全体の 10% も説明できない。

次に時変係数 VAR の結果を見てみよう。分析の詳細は、変数の数が 3 に減ったことを除けば、前節の対米輸出の場合と同じである。図表 14 は対 EU 自動車輸出台数の為替レートショックと EU 総輸入額ショックに対するインパルス応答関数が時間とともにどう変化して行ったかを図示したものである。パネル(A1), (A2)は長い目で見たインパルス応答関数の推移を示している。線が重なっている部分が多くはっきりした傾向は見られないが、2000 年や 2005 年と比べると 2009 年の線はやや上方に位置している。パネル(B1), (B2)は 2008 年 8 月以降の推移を詳しく見たものであるが、2008 年 12 月から 2009 年 1 月にかけてインパルス応答関数が上がっているのが確認できる。パネル(C)は前節と同じ手順でサンプル内予測を行った結果を実績値と比較してプロットしたものである。やはり 2008 年 12 月ころから実現値は予測値から外れ始め、特に 2009 年 1 月から 3 月は乖離が著しい。

対 EU 輸出の分析は、米国の場合と異なり、域内の自動車需要の強弱を表す変数を導入してその影響をコントロールできなかつた点が不十分であるが、それでもやはり、2008 年冬から 2009 年春にかけての輸出減は単なる外的ショックの存在だけでは説明しきれない、という結論は共通している。米国のケースとの違いは、2008 年 12 月時点からすでに予測値と実績値の乖離が激しくなっていることくらいである。

III-3 中東への自動車輸出

次に対中東自動車輸出台数の分析に移る。ここでも国内自動車需要の動向を直接表すような変数は見つけれなかった一方、中東に関しては原油価格の影響が重要と考えられるので、これを VAR に追加する。よって本節での分析は次の 4 変数から構成される：原油価格（対数，図表 8C），円・ドルレート（対数，図表 3），中東の総輸入額（名目，ドル建て，X-12-ARIMA で季節調整，対数，図表 10(B3)），日本から中東への自動車輸出台数（X-12-ARIMA で季節調整，対数，図表 10(A3)）。総輸入データの利用可能性によりサンプルは 1982 年から開始されている⁶。より長いサンプル期間を利用するためにこの変数を除いた 3 変数 VAR も推定したが、結果は大きく変わらなかった。すでに図表 10(A3)と(B3)を比較しただけで、確かに中東総輸入額の急減と日本からの対中東自動車輸出台数の急減は時期的には一致しているものの、両者の減少率には大きな開きがあり、中東における需要減少だけで後者を説明することは難しいだろうとの予測がつく。

図表 15 は通常の VAR から得たインパルス応答関数である。パネル(A)は原油価格ショック

⁶ データ自体は 1980 年から利用可能であるが、1980 年から 1981 年にかけてデータに説明することが難しい大きなジャンプが見られたため、この問題を回避すべくサンプルを 1982 年から開始させた。

に対する反応である。対中東自動車輸出台数は予想通り正の反応を示しているが、反応が有意に転じるには半年以上のラグが存在する。原油価格が上昇から急速な下落に転じたのは2008年8月頃であったので、これが2009年春の輸出減少に寄与していた可能性はある。パネル(B)は為替レートショックに対する反応である。対中東自動車輸出台数は予想通り正の反応を示している。その反応にはややラグが見られるが、対米輸出の場合のようなJカーブ効果は見られない。よって2008年9月から2009年1月~2月の円高も輸出急減に寄与していた可能性がある。パネル(C)は中東総輸入額ショックに対する反応である。対中東自動車輸出台数の反応は予想通り正であり、短期的にも有意である。パネル(D)は対中東自動車輸出台数ショックに対する反応をまとめたものである。パネル(E)は分散分解の結果である。ごく短期を除いては、外的ショック、中でも為替レートショックが重要な役割を果たしていることがわかる。

図表16はこれまで通り時変係数VARの結果をまとめたものである。パネル(A1), (A2), (A3)より、主に原油価格に対する反応において大きな変動が見られる。半年以内の短期のインパルス応答関数は1985年以降負の値をとり続けているが、2009年に入り急激に正に転じている。パネル(B1), (B2), (B3)で2008年から2009年にかけての動きを詳細に見ると、原油価格に対する反応は2008年12月から上がり始め、2009年5月ころまで上がりつづけていることがわかる。特にこの間、それまでは原油価格ショックに対して対中東自動車輸出台数は大きなラグを持って反応していたものが、短期的にも大きく反応するようになっていく。また、為替レートショックや中東総輸入額ショックに対する反応についても、幅としては小さいが、インパルス応答関数の上昇傾向が見られる。総じて、対米自動車輸出台数の分析結果(図表12)と比較すると、2009年の3月を過ぎてもインパルス応答関数が元に戻ってくる傾向を見せない点が特徴的である。

パネル(C)においてはこれまでと同様の手順で2008年9月を出発点とした予測値と実績値の比較を行っている。これによると、実績値は最初から予測値を下回っているものの、乖離が著しくなるのは2009年2月頃からである。そして2009年7月時点でもまだ大幅な乖離が残っている。

このように、中東地域の特徴は、予測を外れた輸出減少が起き始めるタイミングが遅いこと、その後予測からの乖離が長く続くこと、さらには(対数ポイントで見た)乖離幅が非常に大きいことである。

III-4 ロシアへの自動車輸出

ロシアについては体制変化やルーブルの大きな変動の影響を避けるためにサンプル期間を1995年12月からに限定した。次の4変数からなる推定を行う：原油価格(対数)、円・ルーブルレート(対数)、ロシアの総輸入額(名目、ドル建て、X-12-ARIMAで季節調整、対数)、日本からロシアへの自動車輸出台数(X-12-ARIMAで季節調整、対数)。なお、通常のVAR

については、ロシアが自動車輸入関税を引き上げた 2009 年 1 月以降に 1 を取るダミー変数を加えた。

図表 17 は通常の VAR の結果である。原油価格、円・ルーブルレート、ロシアの総輸入額いずれに対しても日本からの自動車輸出が若干のラグを持ちつつも強く(時にはそれらの変数自身の反応を上回るくらいに)反応していることがわかる。

図表 18 は時変係数 VAR の結果をこれまで通りにまとめている。ただしサンプル期間は短くなっている。パネル A1, A2, A3 からはこれまでほどにははっきりした変化を読み取ることはできないが、自動車輸出の原油価格に対する短期的反応が 2009 年に大きくなっていること、為替レートに対する反応も大きくなっていることがわかる。パネル B1, B2, B3 より各インパルス応答関数は 2008 年 12 月から 2009 年 2 月にかけて上昇し、その後も高止まっていることがわかる。パネル C のサンプル外予測と実際のデータの比較より、観測値は 2008 年以降、2009 年 3 月を例外として、予測値を下回りつづけていることがわかる。

IV 自動車輸出(計)と自動車生産、鋳工業生産

以上の結果を参考にしつつ、日本の対外自動車輸出の総計の決定要因を探るとともに、それらが日本の自動車生産、ひいては鋳工業生産全般に与えた影響を検証する。ここでは次の 7 変数を用いる。①原油価格(対数)、②名目実効為替レート(対数)、③米国の総輸入(名目、ドル建て、X12-ARIMA で季節調整、対数)、④EU の総輸入(名目、ドル建て、X12-ARIMA で季節調整、対数)、⑤日本からの自動車輸出(合計、円建ての金額を自動車の輸出物価指数で実質化したもの、X12-ARIMA で季節調整、対数)、⑥自動車生産(鋳工業生産指数より、季節調整済系列、対数)、⑦鋳工業生産(季節調整済系列、対数)。マクロの鋳工業生産を入れることのもう一つの目的は日本国内の景気要因の影響をコントロールすることにある。

通常の VAR の結果は図表 19 に掲げられているが、紙幅の節約のため、⑤⑥⑦の 3 変数の反応のみを図示している。パネル(A)から(E)までの外的ショックに対する反応についてはいずれも予想通りの符号を持って有意となっている。パネル(A)において原油価格の上昇は自動車輸出や生産の増加をもたらすことが示されている。これは中東への輸出増を経由した効果と類推される。(B)において、円高ショックの影響はこれら変数に対してマイナスである。(C)、(D)に見られるように米国や EU の輸入拡大はこれら変数にプラスの効果を持っており、少なくとも図上で見ると後者の効果の方が大きめである。(E)では「日本の自動車輸出ショック」が輸出・生産にプラスの効果をもっているが、これは予想されたことといえよう。これら全てのパネルにおいてインパルス応答のサイズは⑤>⑥>⑦の順で次第に小さくなっており、これも予想される結果と整合的である。(E)の場合を除き、インパルス応答のピークはショックが起きた期ではなくそれから数ヶ月遅れて訪れていることも特徴的である。

時変係数 VAR については、変数の数が 7 つと多かったため、これまで用いてきたラグの次

数 6 では計算機能力の限界により推定できなくなった。そこでここではラグの次数を 4 ま
で落として推定を行った。図表 20 では、紙幅を節約するため、サンプル外予測の結果のみ
を示している。パネル(A)の自動車輸出、(B)の自動車生産、(C)の鉱工業生産とも、2008 年
11 月頃から、実現値が予測値から下方に乖離していることが確認できる。乖離幅は(A)と(B)
で大きく、最大で 0.7~0.8 対数ポイント程度の差が見られる。(C)における乖離幅は最大で
0.3 対数ポイント程度である。図表 12(C)の米国向け輸出のケースと比べると、輸出合計の
場合は乖離はやや緩やかになっているが、より長く尾を引いているのが特徴的である。こ
れは、すでに見たように、中東向け輸出やロシア向け輸出の落ち込みがより長引いていた
ことによるものと類推される。

V 頑健性の検証：2008-2009 年金融危機以外の時期における外挿分析

これまでは分析の焦点を 2008 年秋から 2009 年春にかけての自動車輸出急減に絞ってきた。
しかし、上に見た分析結果は本当にこの時期固有のものなのだろうか。それとも自動車輸
出が減少するときには常に同じ程度の予測誤差が発生するものなのだろうか。ここでは当
該時期以外で対米自動車輸出が急減した 2 つの時期を取り上げる。1 つめは 1993 年 3 月以
降の輸出急減である。2 つめは 1995 年 3 月以降の輸出急減である。この時期の日本の対米
輸出は減少を繰り返しているがこれには円高、日米自動車協議、現地生産の拡充などの影
響があったと思われる。ここでは 1993 年 3 月時点と 1995 年 3 月時点のそれぞれで時変係
数 VAR の係数値を固定し、1 年先までの外挿予測を行った上で実績値と比較する。図表 21(1)
は 1993 年 3 月からの外挿予測、(2)は 1995 年 3 月からの外挿予測の結果を示している。こ
れらの結果より、やはり輸出急減時には実績は予測を下回る傾向があることがわかる。た
だし、(2)については VAR モデルがある程度減少傾向の予想が出来ているのに対し、(1)に
ついては傾向の予測すらあまり出来ていないという違いは存在する。これは(2)の時期には
為替レートのような本分析に含まれている変数の動きが急激であったことによると思われ
る。いずれの期間においても最も特徴的なのは、予測が外れるといってもその乖離幅は大
きい時でも 0.4-0.5 ポイント程度であって、2008 年 8 月以降の予測を行った図表 12(c)のよ
うな 1.2 ポイント程度の乖離は存在しなかったということである。その点では本稿の分析対
象期間はやはり特異であったと結論づけられる。

VI 金融危機と対米国自動車輸出

本節と次節では、関連するデータが比較的豊富に存在する対米国自動車輸出の動向に焦点
を絞り、より詳細な分析を試みる。本節では米国における金融危機が日本からの自動車輸
出にどのような影響を及ぼしたかを直接に推定する。金融危機の指標として 2 つの変数を

用いる。第1はCP3ヶ月物金利と米国債3ヶ月物の間のスプレッドである⁷。これは必ずしも自動車購入に限らず、広い意味での金融逼迫の程度を表すものといえる。この変数の推移は図表22の下方部に掲げてある。図からわかるように、この変数は1980年代初頭の激しい金融引き締め時に何度か大きな値を取った後、何度か急上昇を経験する(例えば1987年10月のいわゆるブラックマンデーの時など)が、2000年代半ばにおいては金融市場の落ち着きを反映して非常に低い値を取っていた。しかしサブプライム問題が表面化した時期に上昇し、いわゆるリーマン・ショックのあった2008年9月から10月にかけては大きな上昇を見せる。その後取られたさまざまな安定化政策を恐らく反映して、このスプレッドは再び安定化する。第2の指標は自動車金融の置かれた状況をより直接的に反映させようとするものである。そのため、自動車ローン平均金利のデータを用いる。もちろん自動車ローンには様々な満期のものが存在するが、データによればその平均残存期間は5年程度である。よって自動車ローン金利から米国債5年物金利を差し引いたものをもって自動車ローンスプレッドとする⁸。このデータは図表22の上方部に示されている。CPスプレッドに比べると変動が大きい点の一つの特徴であるが、それでも2000年代前半は低位で比較的落ち着いた動きを見せている点は共通である。CPスプレッドとの大きな違いは、サブプライム危機時の上昇がさほどでもないことである。本格的な上昇を始めるのは2008年9月からであり、ピークは2008年12月から2009年1月である。その後この変数は急低下する。両者のピークが2-3か月ずれることから、全般的な金融危機がこの市場に波及するにはある程度時間がかかることが類推される。

我々はまず以上の2指標を加えた6変数VAR分析を行った。6変数とはCPスプレッド、自動車ローンスプレッド、円ドルレート、米国実質自動車購入、米国総輸入、日本から米国への自動車輸出台数であり、CPスプレッドを最も外生的とした。金融危機の影響は自動車購入者の所得階層によって異なると予想されるため、対米自動車輸出は総計の代わりに小型車輸出台数、普通車輸出台数を用いたケースも推定した(総計には小型車、普通車のほかトラック等も含まれる)。サンプル期間としては1980年7月から始まり2008年8月(リーマン・ショック前)までとしたケースを試した。結果の図表は紙幅の節約のため省略す

⁷ データの出所はセントルイス連銀ウェブサイトの統計ホームページ(“FRED”)である。CPレートは1997年8月までは“3-Month Commercial Paper Rate”(データベース上の略称はCP3M)を取り、この月をもって同統計の公表が取りやめられたので、同9月からは“3-Month AA Financial Commercial Paper Rate”(CPF3M)を取った。1997年8月時点における両者の乖離は小さいものであった。米国債金利としては“3-Month Treasury Bill: Secondary Market Rate”(TB3MS)を採用した。

⁸ 自動車ローン金利のデータは米国連邦準備銀行(Federal Reserve Board)ホームページから“New car average finance rate at auto finance companies, not seasonally adjusted”を取った。ローンの平均残存期間については同じソースより“Weighted-average maturity of new car loans at auto finance companies, not seasonally adjusted”を取って参考とした。米国債金利としては前注にもあるFREDより“5-Year Treasury Constant Maturity Rate”(GS5)を取った。

るが、CP スプレッド・ショック、自動車ローン・スプレッド・ショックともに、米国実質自動車購入を減少させることが確認された。ただし前者の影響が時間とともに徐々に大きくなり長期的な影響を与えるのに対し、後者の影響は 1 ヶ月間でほぼ消滅する。両者が日本からの輸出に与える効果は小型車と普通車で異なる。自動車ローン・スプレッドの上昇は小型車の輸出には有意に正の影響を与えることがわかった。これは自動車金融の引き締めによって大型車(米国車・日本車を含め)の購入をあきらめ、小型車の購入に切り替える場合が多いことを表していると思われる。同ショックが輸出合計に与える影響も正となったが、これは日本からの輸出が小型車中心であることを反映していると思われる。これに対し CP スプレッド・ショックは小型車・普通車いずれにも有意な影響を及ぼさず、自動車ローン・ショックが普通車に与える影響は負だが有意ではなかった。

これに対し、サンプル期間を 2009 年 7 月まで延長した場合には、CP スプレッド・ショックと自動車ローン・スプレッド・ショックが普通車輸出に及ぼす影響は明確に負で有意となった。これは日本車であっても普通車はローンに頼って購入される傾向が強いため、通常想定されるようにクレジット・クランチが負の影響を及ぼすことの現われと見られる。一方、小型車輸出のインパルス応答はいずれのショックに対しても有意ではなくなった。輸出総計は自動車ローン・スプレッド・ショックから有意に負の影響を受けるといった結果となった。

このようにサンプルを 11 ヶ月伸ばしただけで結果の有意性が大きく変わってしまうという事実は、やはり何らかの構造変化ないしは非線形性の存在を示唆していると思われる。

同じ変数のリストをもとに時変係数 VAR を推定した結果も構造変化の存在を支持するものとなった。すなわち、2 つの スプレッド・ショックに対する日本からの自動車輸出のインパルス応答関数は、2008 年 11 月から 2009 年 1 月にかけて大きく下方移動した、という結果が得られた。外挿予測の結果も III-1 とほぼ同じであり、リーマン・ショック以前のデータを用いて推定されたモデルの構造を所与とすると、たとえ 2 つの スプレッドが急上昇することがわかっていたとしても、日本からの自動車輸出の減少幅を予測することは困難であった、と結論付けられる。

最後に、時変係数 VAR の結果をもとにして、リーマン・ショックのあった 2008 年 9 月から 2009 年 1 月までの日本からの対米自動車輸出減少の歴史的要因分解を行った。すなわち、推定されたこの期間の構造ショックの系列と 2009 年 1 月時点で評価された各ショックに対するインパルス応答関数の形状をもとに、上記 5 ヶ月間の累計で各ショックがどの程度対米自動車輸出(総計)の低下に貢献したかを求め、それを相対的寄与率に直した。その結果は以下の通りであった。

CP スプレッド・ショック 6.8%, 自動車ローン・スプレッド・ショック 7.8%

円ドルレート・ショック 7.2%, 米国総輸入・ショック 16.4%

米国実質自動車購入・ショック 2.2%, 対米自動車輸出・ショック 59.6%

このように、2 つの スプレッドに対するショックの貢献は合わせて全体の 14%程度であっ

て、無視できない貢献をしていることがわかる。(分析対象を普通車輸出とした場合、相対的寄与率は合わせて17%とさらに大きくなった。)なお、米国実質自動車購入を対象として同様の分解を行ったところ CP スプレッド・ショックの相対的寄与率が18.8%、自動車ローン・スプレッド・ショックのそれは25.1%、合計で約44%もの貢献があることがわかった。このように本節の分析は米国における金融危機が重要な影響をもっていたことを示唆しているが、実際の影響はさらに大きなものであった可能性がある。本節ではデータの制約から金利変数をもとに金融危機の深度を測ったが、実際には金利上昇と同時に信用割当が発生していたと見られる。例えば2008年10月4日配信の時事通信のニュースは、米調査機関の調査結果として次を報道している。米国における自動車ローンの成約率は2007年においては83%だった。これが2008年1月1日-9月20日の期間には64%に下落した。特に非優良債務者向けローンに関しては67%から23%への低下であった⁹。注目すべきはこういったことがすでにリーマン・ショック以前の段階から現れていたことである。我々の自動車ローン・スプレッドのデータはこの段階ではあまり大きな上昇を示しておらず、こうした自動車金融市場の動向を捉えきれていない可能性がある。リーマン・ショック後についても同様の危惧がある。本節の分析は金融危機の影響の下限を示す物と理解すべきであろう¹⁰。

VII 在庫調整と生産・輸出の急減

VII-1 分析の背景：なぜ在庫に注目するか

以上のように、2008年秋から2009年春にかけての自動車生産・輸出の急減、特に2009年1-3月における崩落現象は、それまでの海外需要と生産・輸出の関係から想定されるよりもはるかに規模の大きなものだった。前節で確認されたように、この規模はたとえ米国における金融危機の大きさを直接的に考慮しても完全に説明し尽くされるわけではない。このような乖離はなぜ生じたのかを検証する第一歩を刻むのが本節の目的である。ここでは在庫調整の役割に着目する。“Great Trade Collapse”の分野においては、第II節で紹介した

⁹ このニュースの存在については粕谷宗久氏(日本銀行調査統計局)からご教示頂いた。

¹⁰ このほか、対米自動車輸出に関する分析結果の頑健性を確認するため、固定係数VARに限り以下の分析を追加的に行った。第1に、米国内の総需要を表す変数として、総輸入に代わり鉱工業生産指数を入れてみたが、主な結果に大きな変化はなかった。第2に、円・ウォンレートを分析に追加してみた。主な結果には大きな変化がなかったが、円がウォンに対して増価すると小型車輸出に非常に有意で強いマイナス効果があることがわかった。これに対し普通車輸出に対しては有意な効果は認められなかった。この分析をご示唆いただいた関根敏隆氏に感謝したい。なお、複数の方々より、危機時の日本の自動車企業は北米での現地生産による調整を抑え、集中的に輸出抑制を通じた調整を行ったのではないか、という趣旨のコメントを頂いた。しかし日本自動車工業会の四半期データを見る限り、危機時の日本企業による北米現地生産の減少率は日本から北米への輸出減少率をわずかに下回る程度であり、現地生産の調整を抑制していたという強い印象は得られなかった。

3つの有力な仮説とは別に、Alessandria, Kaboski and Midrigan (2010)が在庫調整の重要性を強調している。彼らの理論モデルは在庫調整を生産を不安定化させる要因として捉えている。在庫理論の分野においては(Hornstein (1997)が初期の文献をサーベイしている)2つの有力なモデル、すなわち生産平準化モデル(Fair (1989)など)と(S,s)モデル(Khan and Thomas (2007)など)が競い合ってきた。前者においては需要変動に直面する生産者企業が、時間を通じて生産を平準化し限界費用の変動を抑制するため、需要の少ない時期には在庫を積み上げ、需要の多い時期には在庫を取り崩すという行動を取る¹¹。後者においては1回あたりの商品注文に固定費用がかかる販売業者が、在庫水準が一定値を下回った場合のみまとめて発注をかける。Alessandria 他(2010)のモデルは後者に属するものである。彼らは理論モデルのシミュレーションを行い、注文1回あたりの固定費用が大きい輸入業者の方が同費用のより小さい国内業者に比べて発注量の変動が大きくなることを示している。この結果をもとに彼らは世界的な貿易急減において大規模な在庫調整の発生が重要な役割を果たしたと主張している。日本語文献の中では須合・一瀬・神山(2009)が米国における日系企業自動車在庫の積み上がりとその急激な削減努力を輸出・生産減少の重要な要因として指摘している。図表23では米国全体の(すなわち米国企業等のものも含めた)自動車在庫台数の販売に対する比率の推移を図示している¹²。この比率は通常は2.5程度で安定しているがこれが2008年半ばから急激に4.5程度まで上昇し、その後急激に減少に向かっている。このような急速な在庫調整が生産の急速な縮小の背景にあったことは想像に難くない。このように、自動車のような耐久消費財(時には投資財)においては、その耐久性によって2つの面において生産変動が大きくなる傾向があると考えられる。需要面においては、家計の所得が急減するときには一時的な買い控え需要によって自動車購入は大きく減少しやすい。供給面においても、需要急減時には積みあがった在庫を一気に圧縮しようとするだけでなく、在庫水準を新たな(より低い)需要水準に見合うものにしようとするので、さらに深い生産調整が必要とされる。なお、在庫調整が需要変動に対する生産の反応を非線形にする理論的可能性については、論文末の補論における簡単なモデルの例も参照されたい。しかしながら、以上の議論によってもまだ、なぜ2008年-2009年の金融危機における生産・輸出減少が特に大幅なものだったかの説明にはならない。そこで我々は「日経テレコン」によりこの当時の新聞記事の検索を行った。例えば2009年1月18日付記事はトヨタが自動車本体を生産するほぼ全工場で操業休止に入ることを伝えるとともに、これが16年ぶりの規模であると報じている。また同月30日の記事は平日操業停止が異例の措置であることを伝えている。これら記事が示唆することは日本の自動車生産者は需給調整の手段として

¹¹ ただし、Ramey and West (1999)が述べるように、このようなモデルに在庫切れに伴うコストを導入すれば、需要ショックに対して生産が販売より強く反応するケースを作ることには可能である。また、コストショックが重要である場合にも、この種のモデルのもとで生産は販売よりも大きく変動しうる。これらの点については関根敏隆氏と福永一郎氏にご指摘いただいた。

¹² データの出所は米国 Bureau of Economic Analysis である。

工場の操業休止という手段は通常使用しないのだが、本研究の対象となっている期間においてはこの異例の措置がとられたということである。ここから、自動車生産者は複数の生産調整手段を有しており、需要減退が深刻であるほどよりドラスティックな手段が採用される傾向があるのではないか、このため自動車生産の需要に対する反応には非線形性が存在するのではないか、という仮説を立てることが出来る。

以上のような仮説は時系列データから検証することは困難である。そこで我々は企業別・車種別のデータを利用することで在庫調整の非線形性の有無を検証することとした。2008年から2009年にかけての需要減退は全ての企業に一律に発生したわけではなく、また車種別、例えば普通乗用車と小型乗用車の間でも在庫の積み上がり方やそのタイミングには差が見られたはずである。この差異が生産の反応にどのような相違をもたらしたかを分析することを通して、分析目的を達成することを目指す。

VII-2 検証方法

本節では会社別・車種別の日本国内における自動車生産を被説明変数とし、これを日本国内における販売、米国内における販売、米国内での在庫の3つの要因で説明することを考える。生産データについては生産台数の前月からの変化分を前月の値で割って変化率を算出した。販売データについては日本国内・米国内とも販売台数の前月からの変化分を取り、これを前月の生産台数で割った。在庫データについては在庫日数（在庫台数/1カ月当たりの販売台数）を用いた。また季節性を考慮するために月ダミーを含めた¹³。係数は2つの販売伸び率変数については正、在庫水準については負と予想される。

推定手法は分位点回帰(Quantile regression)である。この手法は被説明変数に対する各説明変数の限界効果が被説明変数の水準(正確にはサンプル内の下位何%の水準に被説明変数の値が位置しているか)によって異なることを許容する手法である。同手法は変数間の非線形な関係を捉えるための最も簡便な手法の一つといえる。また、全てのサンプルを用いて条件付分位点を計算することができるため、理論上どのような分位点においても、季節性を制御した推定が可能である。代替的な手法としては生産変化率の大きさに従ってサンプルを分割しOLS推定する、といったことが考えられるが本稿のデータのようにサンプルサイズが大きい場合、そもそも数多くのデータ分割に耐えられず、結果として信頼性の低い推定値しか得られない。よってこの手法を採用することとした。

我々の仮説によれば需給環境が厳しい時ほど企業はより急激に生産を減らして在庫水準を積極的に引き下げようとするはずである。したがって在庫日数の係数の絶対値は生産伸び率水準が低い時ほど高くなるものと予想される。以下でこの仮説を検証する。

¹³ 各変数の前年同月比を用いて月ダミーを除いた分析も試みたが、結論は大きく変わらなかった。

VII-3 データセットの作成方法

本小節では、会社別・車種別の生産台数、在庫、国内および米国販売台数に関するパネルデータの作成方法を概説する。まず、生産台数及び国内販売台数については、日本自動車工業会がホームページ上 (<http://www.jama.or.jp/>) で提供している月次の四輪車生産ならびに四輪車販売データベースより、日本の主要な自動車会社 5 社（トヨタ自動車、本田技研工業、日産自動車、マツダ、三菱自動車工業）の普通乗用車および小型乗用車に関するデータをそれぞれ抽出した。

会社別・車種別の生産・販売データに対応する在庫台数および米国販売台数については、米国 Automotive News 社が提供している車種別の月初の在庫日数(在庫台数/日当たり販売台数、月次)および在庫台数の情報を利用した。このデータは、日本から輸出された自動車に加え、現地生産車からなる在庫も含めている点に注意が必要である。Automotive News 社では、詳細な車名別在庫および販売量のデータを提供している場合があるものの（日本生産車と現地生産車のそれぞれについても判別できるものもある）、トヨタや日産といった一部の会社に関しては、集計されたブランド名別データ（例えば、トヨタ自動車の場合、レクサス・ブランドやトヨタ・ブランドが対応）に留まっている。この点を踏まえて、本稿では、トヨタ・ホンダ・日産については、ブランド別データを車種別の生産・国内販売データに対応させ、マツダ・三菱に関しては、排気量が 2000cc を超えるものの合計を普通車に、2000cc 以下のものを小型車に対応させた。詳しい対応関係は、図表 24 の通りである。在庫日数については、車名もしくはブランド名ごとに在庫台数を合計し、在庫日数と在庫台数から計算した月次の合計販売台数をもとに、車種別の在米在庫日数を計算した。加えて、販売台数については、ここで求めた月次の販売台数を利用している。

推定に用いたサンプル期間は 2007 年 8 月から 2010 年 5 月である。サンプルの開始時期は連続して同質的なデータが確保できた最初の月に対応している。伸び率データを取る必要性、及び欠損値の除去により、サンプル数は 324 となった。

VII-4 分析結果

推定結果は図表 25(a)にまとめられている。図表中、“US_Sales”が米国内販売の前月比増分(前月の生産で基準化)、“Domestic_Sales”が日本国内販売の前月比増分(同)、“Inventory”が米国内での在庫日数である。また“Month 2”から“Month 12”が月ダミーである。各列は生産伸び率の観測値のある相対的水準において評価された各説明変数の限界効果を表している。例えば“Quantile=0.1”の列が全サンプルのうち下から 10%の点で評価された係数を示している。以後、“Quantile”の値が高くなるほどより上位の点における評価を表し、“Quantile=0.9”の列が全サンプル中上から 10%のポイントで評価された係数を示している。Inventory の係数を Quantile ごとに追っていくと、下位の Quantile ほど、つまり情勢が厳

しい時ほど、生産は在庫に対して強く反応していることがわかる。図表 25(b)では Inventory の係数だけを取り出し、横軸に Quantile を取った図を作成している。また 95%信頼区間を Bootstrap 法によって算出して図示している(図中の点線)。これより Inventory の係数は下位から上位に向けて単調に増加していくこと、下位 40%までは係数は有意に負だがそれより上では有意ではなくなることがわかる¹⁴。

以上より、生産の在庫に対する反応には非線形性があり、情勢が悪い時ほどより積極的に生産調整を行って在庫を圧縮しようとする傾向があることが確認された。

VIII 結論

本稿の分析結果は次のようにまとめることができる。2008 年秋から 2009 年春にかけての日本の自動車輸出・生産の落ち込みは単に大きな負の外的ショックが起きたという事実だけでは説明できないほど大規模なものであった。2008 年 8 月までのデータを用いて推定された時変係数 VAR モデルにその後の外的変数の実現した経路をそのまま代入しても、そうして得られた予測値は崩落した自動車輸出・生産の実現値からは大幅に乖離したものになる。ただしより細かく見ると、2008 年秋の間は両者の乖離はさほど大きなものではなかった。米・欧については予測からの大幅な乖離は 2009 年第 1 四半期の間にかけて起きている。同第 2 四半期には予測からの乖離は縮小している。中東・ロシアについてはもう少し長い期間にわたって予測からの下方乖離が続いている。

その一方で、米国における金融危機の進展が対米自動車輸出に対して有意なマイナス効果を持っていたことが計測結果からわかった。

こういった急激な輸出・生産の減少を説明する可能性を持った他の要因として、本稿の最後に在庫調整の非線形性に注目した。そこでは自動車生産企業は状況が悪い時ほどより積極的に生産を調整して在庫水準を圧縮しようとする傾向があるのではないかという仮説がたてられた。我々が構築した会社別・車種別のパネルデータによる分位点回帰(Quantile regression)の結果はこの仮説を支持するものであった。このことから、2008 年秋から 2009 年春にかけての外需の低下は通常の後退期よりはるかに急激であったために短期間に在庫が大幅に積み上がり、国内自動車企業がこれを一気に圧縮しようとするよりも強力な生産調整手段に訴えたため、一時的に外需の下落幅をはるかに上回る輸出と生産の後退が実現したのではないかと、という仮説にかなりの程度の信頼性を与えることができたのではないかと考える。

今後の最も重要な研究課題は企業の生産調整行動の非線形性の源泉を明らかにすることである。そのためには詳細なデータ分析と同時に、生産調整の手段を複数持った企業が在庫の水準によってどのように手段をスイッチさせていくか、に関する動学モデル分析が必要

¹⁴ この結果は図表 24(a)における係数の有意性の結果と異なっているが、これは図表 24(a)の標準誤差が近似によって求められているからである。

となるであろう。この方向性を今後の研究で追及していきたい。

参考文献

- Alessandria, George, Joseph P. Kaboski and Virgiliu Midrigan (2010) “The Great Trade Collapse of 2008-2009: an Inventory Adjustment?” NBER Working Paper No. 16059.
- Amiti, Mary, and David Weinstein (2009) “Exports and Financial Shocks,” NBER Working Paper No. 15556.
- Baldwin, Richard eds. (2009) *The Great Trade Collapse: Causes, Consequences and Prospects*, VoxEU.org Publication, Centre for Economic Policy Research.
- Bems, Rudolfs, Robert C. Johnson, and Kei-Mu Yi (2010) “The Role of Vertical Linkages in the Propagation of the Global Downturn of 2008,” IMF Conference in Paris, January 28-29.
- Chor, Davin and Kalina Manova (2010) “Off the Cliff and Back? Credit Conditions and International Trade during the Global Financial Crisis,” NBER Working Paper No. 16174.
- Eichengreen, Barry and Kevin H. O’Rourke (2009) “Tale of Two Depressions,” VoxEU.
- Eichengreen, Barry and Kevin H. O’Rourke (2010) “Tale of Two Depressions: What do the New Data Tell Us?” VoxEU.
- Fair, Ray C. (1989) “The Production-smoothing Model is Alive and Well,” *Journal of Monetary Economics* 24(3), 353-370.
- Fukao, Kyoji and Tangjun Yuan (2009) “Why is Japan So Heavily Affected by the Global Economic Crisis? An Analysis Based on the Asian International Input-Output Tables,” Hi-Stat Vox, No. 8.
- Hornstein, Andreas (1997) “Inventory Investment and the Business Cycle,” Federal Reserve Bank of Richmond *Economic Quarterly*, vol. 84 (Spring), 49–71.
- Kim, Chang-Jin, and Charles R. Nelson. 1999. *State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. MIT Press.
- Khan, Aubhik and Julia Thomas (2007) “Inventories and the Business Cycle: An Equilibrium Analysis of (S,s) Policies,” *American Economic Review*, 97(4), 1165-88.
- Levchenko, Andrei, Logan Lewis and Linda Tesar (2010) “The Collapse of International Trade During the 2008-2009 Crisis: In Search of Smoking Guns,” NBER Working Paper Series 16006.
- Primiceri, Giorgio E. (2005) “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy,” *Review of Economic Studies* 72(3), 821–852.
- Ramey, Valerie A., and Kenneth D. West (1999) “Inventories,” Chapter 13 of John B. Taylor and Michael Woodford eds., *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, Part 2, 863-923.

Tanaka, Kiyoyasu (2009) “Trade Collapse and International Supply Chains: Japanese Evidence,” chapter 22 of Baldwin (2009, 前出).

Wakasugi, Ryuhei (2009) “Why was Japan’s Trade Hit So Much Harder?” chapter 23 of Baldwin (2009, 前出).

須合智広, 一瀬善孝, 神山一成 (2009) 「最近の在庫変動について— 今次局面における特徴点と今後の景気展開に対するインプリケーション —」日銀レビュー09-J-2.

日刊自動車新聞社・(社)日本自動車会議所編『自動車年鑑2009-2010年版』日刊自動車新聞社(2009).

日本銀行 (2009) 『金融経済月報』2月.

補論：在庫調整について

本稿第 VII 節では在庫調整が需要ショックに対して非線形となりうることを実証的に示した。このような事は理論的にも起こりうるのだろうか，簡単な在庫調整のモデルで考えてみたい。連続時間を仮定する。ある分割可能かつ保存可能な財を販売している店舗を考える。この財は毎時点 x 単位売れる。1 期間の総販売量も x と書ける。0 時点において店舗内の在庫がちょうど 0 になったとしよう。ここで y 単位の財を新たに発注したとすると，この在庫は y/x 時点で底をつくことになる。よって 1 期間の間に x/y 回の発注を行うことになる(整数制約は無視できるものとする)。ここで，財の発注には固定費用が存在し，まとめて発注するほど総費用を節約できるものとしよう。簡単化のために 1 回当たりの発注費用は発注量にかかわらず c 単位で一定であるとする。このとき 1 期間を通じた総発注費用は

$$C_1 = c \cdot x / y$$

となる。一方，在庫管理のために在庫 1 単位当たり a の保有コストが発生するとする。1 期間を通じた平均在庫高は $y/2$ になるから総在庫保有費用は

$$C_2 = a \cdot y / 2$$

となる。総費用 $C=C_1+C_2$ を最小化する y は

$$y^* = \sqrt{2 \frac{c}{a} x}$$

で与えられる。ここから需要 x の減少は発注時の発注量 y を減少させること，また同時に，一度発注が行われてから次の発注までの期間

$$y^*/x = \sqrt{2 \frac{c}{a} \cdot \frac{1}{x}}$$

を長くすることが確認できる。さてこのような店舗が無数に存在する経済を考えよう。企業数を 1 と基準化する。元々需要水準 x の値は

$$x_0 = c / 2a$$

に等しかったとする。このとき発注の間の時間はちょうど 2 となる。0 時点において店舗は

同数の 2 つのグループに分かれており、第 1 グループはちょうど発注を終えたところでその在庫水準は $y_0 = \sqrt{2(c/a)x_0}$ 、第 2 グループはちょうど 1 期間前に発注したので在庫水準はその半分の $y_0/2$ とする。

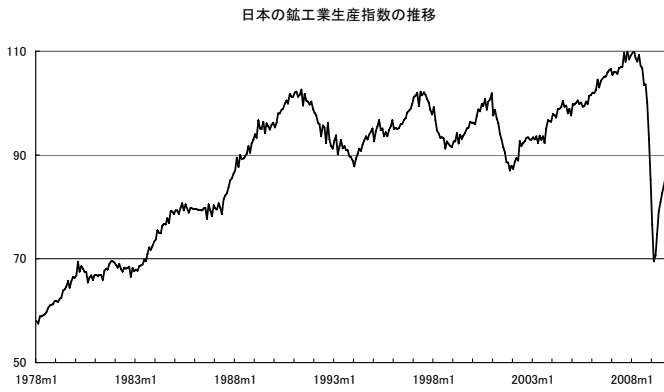
もし何の需要ショックもないとすると、次の 1 期間の間に(正確にはその末に)第 2 グループに属する店舗が y_0 だけの発注を行うであろう。よって $1/2$ の店舗が y_0 だけの発注を行うから、この期間の経済全体の発注水準は $y_0/2$ となる。

正の需要ショックが発生し、需要水準が $\bar{x}_1 > x_0$ に恒久的に増加したとしよう。この需要ショックがあまり大きくない限り、やはり次の 1 期間の間に(ただし期末よりも前に)半分の店舗が $y_1 = \sqrt{2(c/a)\bar{x}_1}$ だけの発注を行う。この期間の経済全体の発注水準は $y_1/2$ である。

一方、負の需要ショックが発生し、需要水準が $\underline{x}_1 < x_0$ に恒久的に減少したとしよう。このとき、発注と発注の間の時間の長さが 2 を超えてしまう。よって次の 1 期間の間には第 2 グループによる発注は発生しない。この期間の経済全体の発注水準は 0 である。

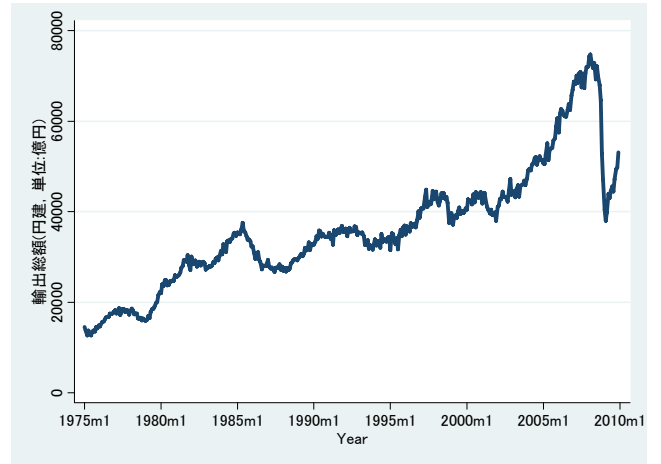
このように、発注の固定費用のような要素を導入することで、在庫調整に非線形性が発生する例を構築することは可能である。ただ、このようなモデルにおいても、当初の店舗間の在庫水準が連続な一様分布に従っていたような場合には非対称性は発生しないことが知られている。本稿の実証分析で確認されたような非線形性が広汎に存在することを論じるためには、今後理論面でのさらなる拡張が必要である。

図表 1



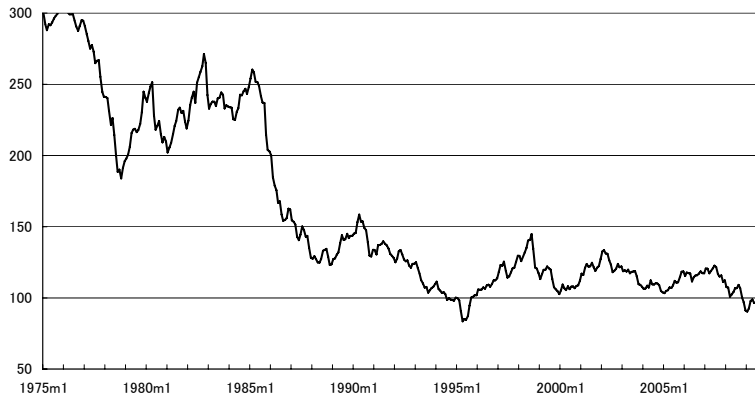
(2005 年基準)

図表 2 日本の輸出額の推移



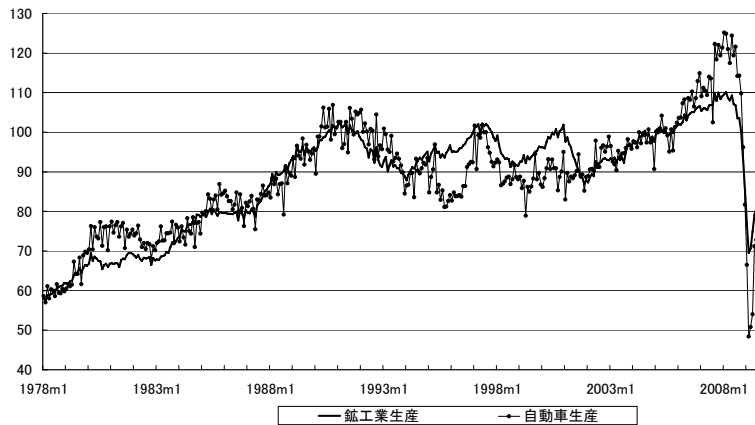
図表 3

円・ドルレートの推移



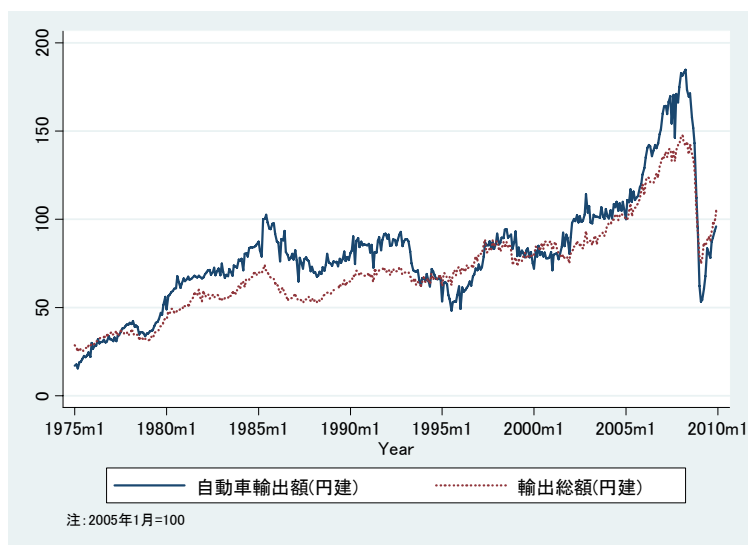
図表 4

鉱工業生産・自動車生産

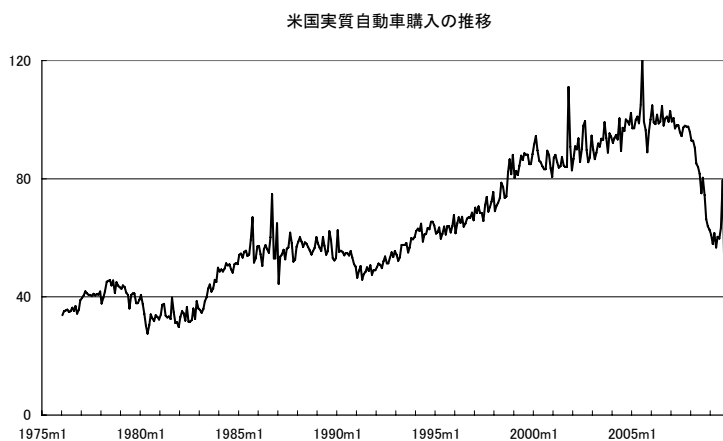


(2005 年基準)

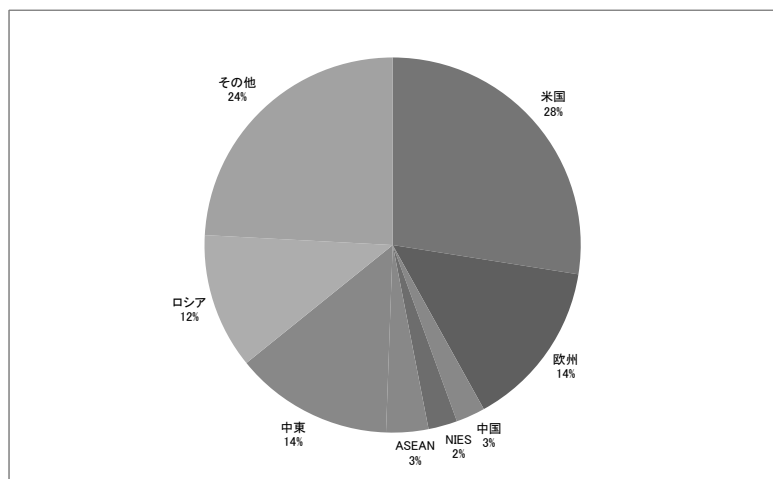
図表 5 日本の輸出総額，自動車輸出額の推移比較



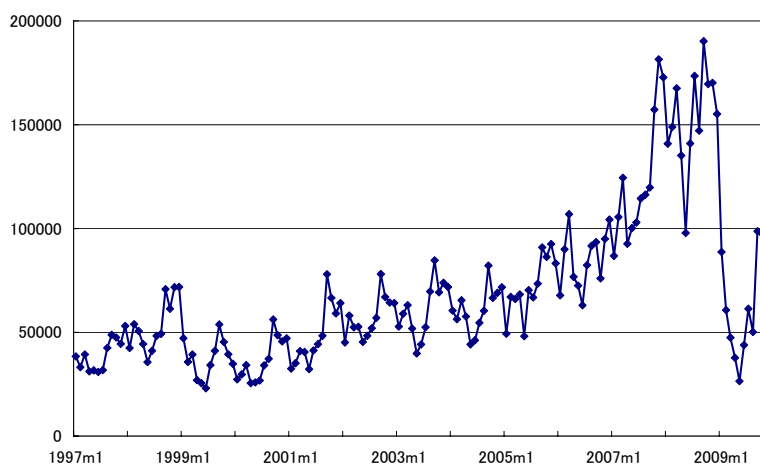
図表 6 米国実質自動車購入(2005 年基準)



図表 7 日本からの自動車輸出額，相手先別シェア，2008 年 8 月時点（財務省貿易統計）



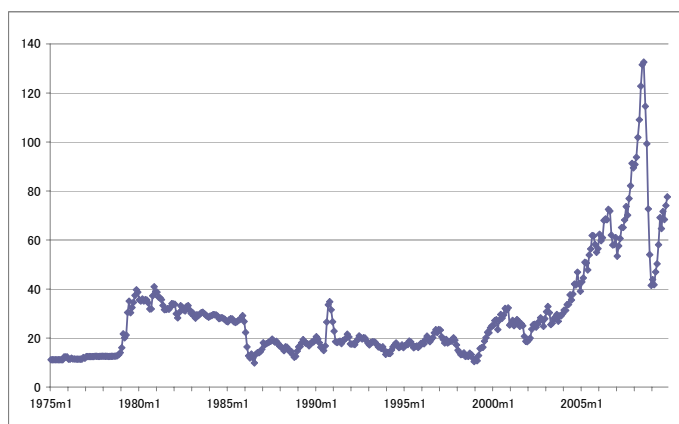
図表 8A 日本から中東への自動車輸出金額(財務省貿易統計, 単位千円)



図表 8B 日本からロシアへの自動車輸出金額 (財務省貿易統計, 単位千円)

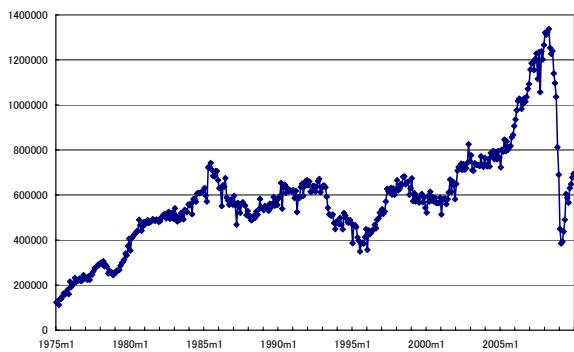


図表 8C 原油価格(1 バレルあたりドル)

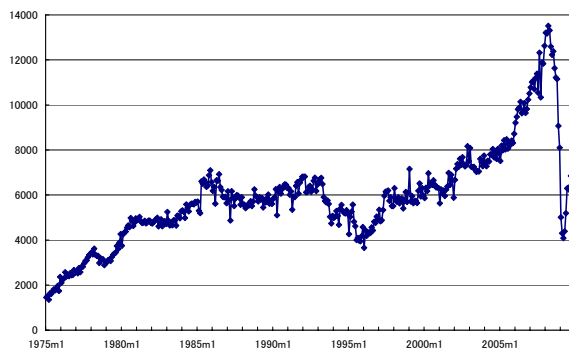


図表 9 日本の自動車輸出推移

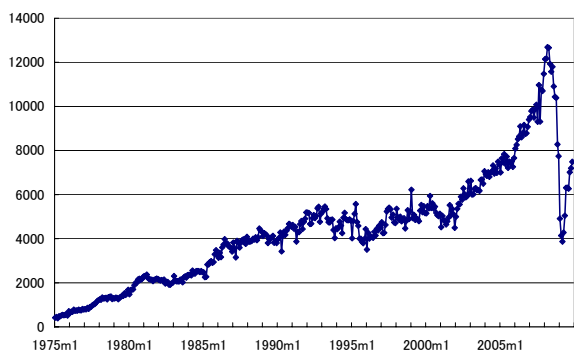
(A) 輸出金額, 円建て(単位百万円)



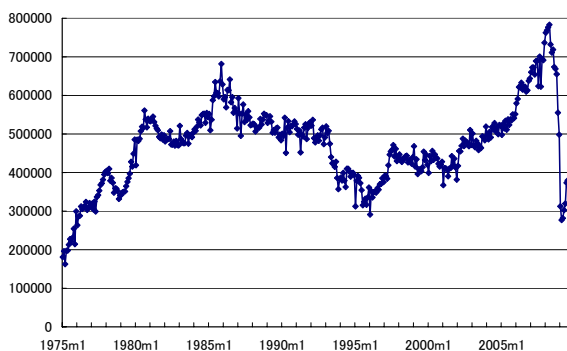
(B) 輸出金額, 円建てを実質化



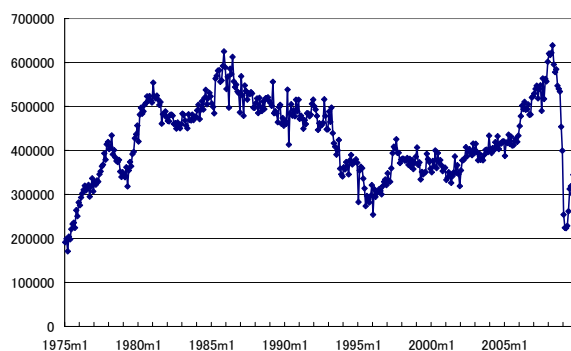
(C) 輸出金額, ドル建てに変換(単位百万ドル)



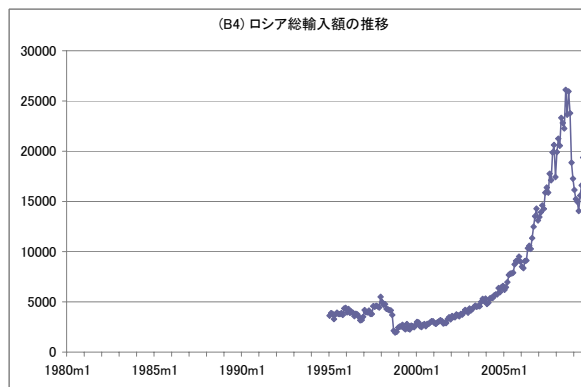
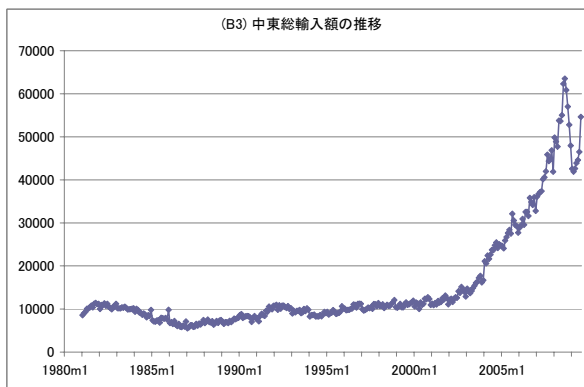
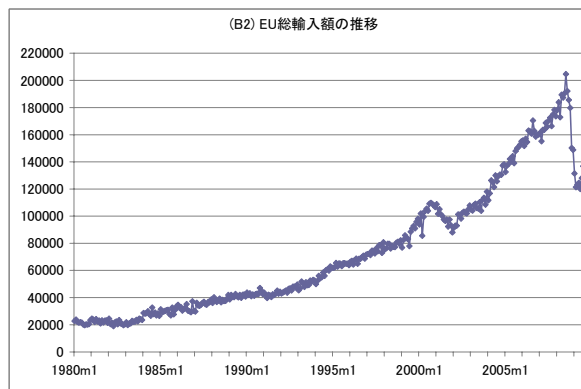
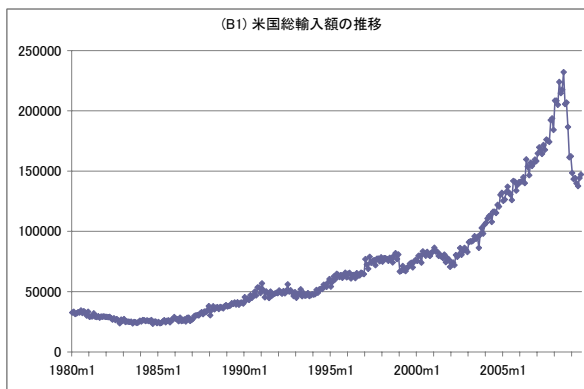
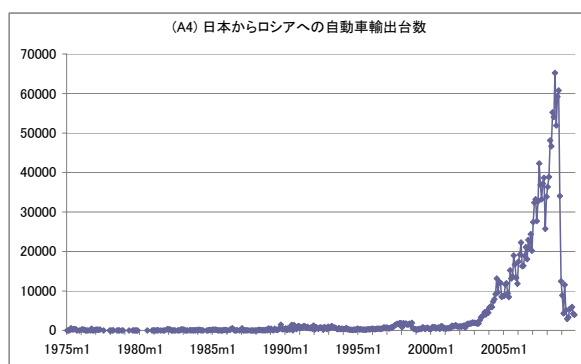
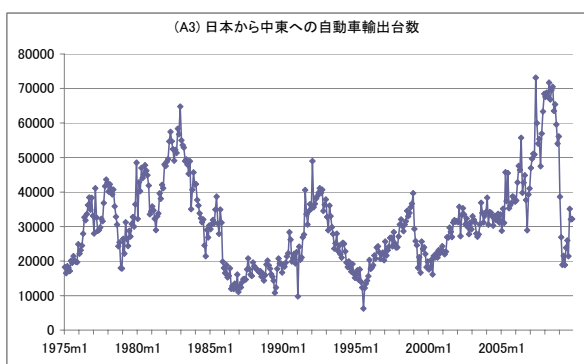
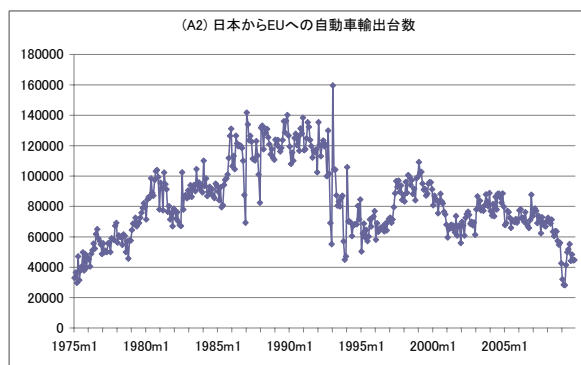
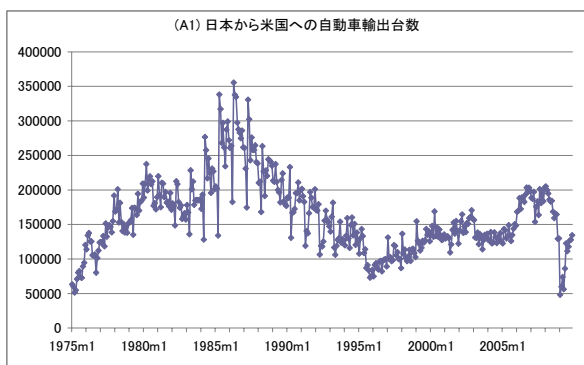
(D) 輸出数量



(E) 輸出台数(日本自動車工業会, 単位台)

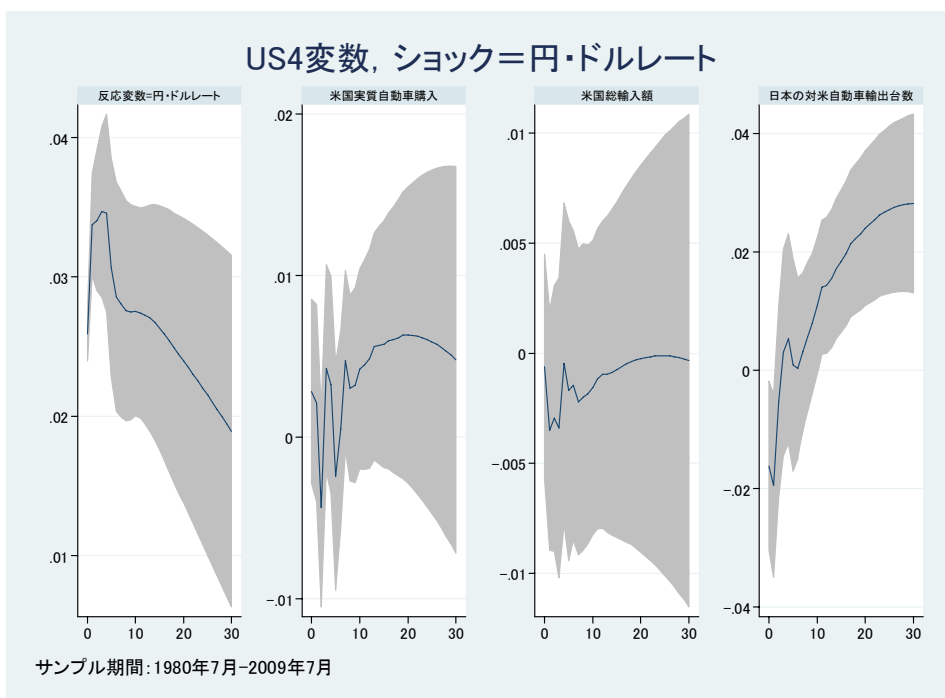


図表 10 (Aは単位台, Bは単位百万ドル)

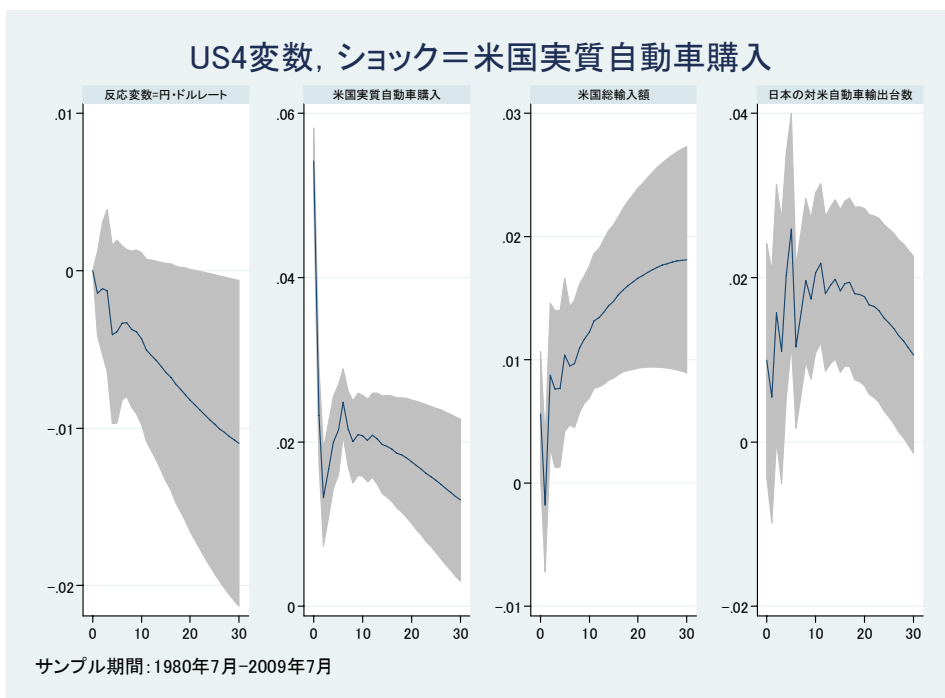


図表 11 米国, 通常 VAR 結果

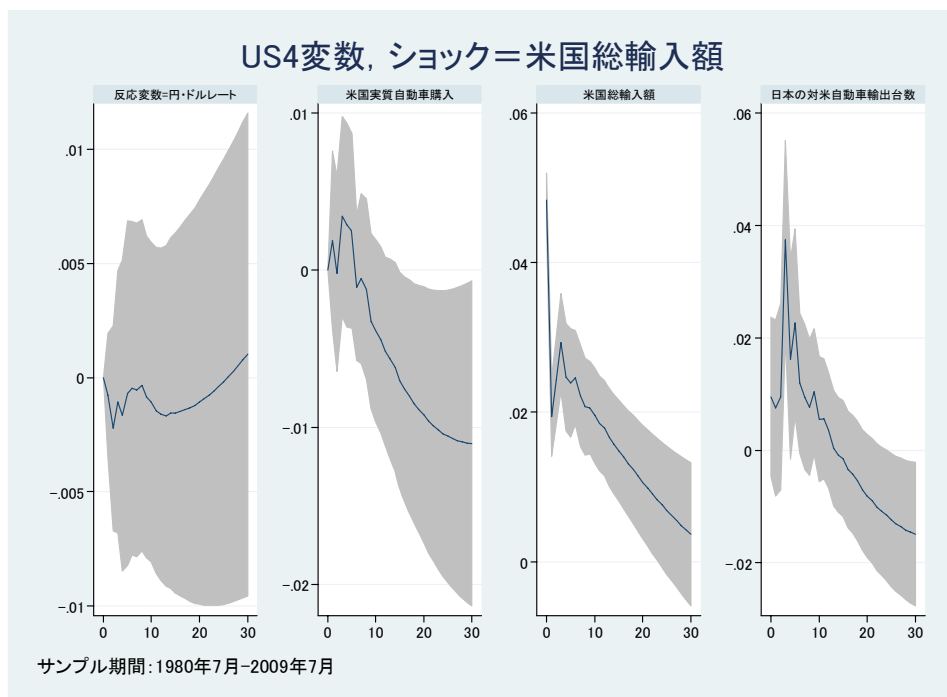
(A)



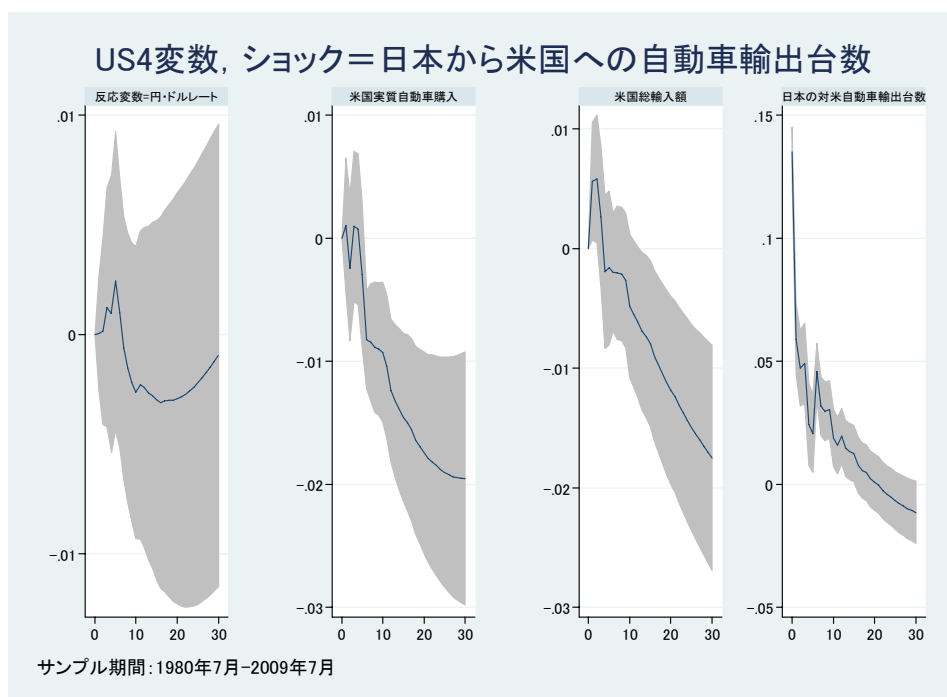
(B)



(C)



(D)

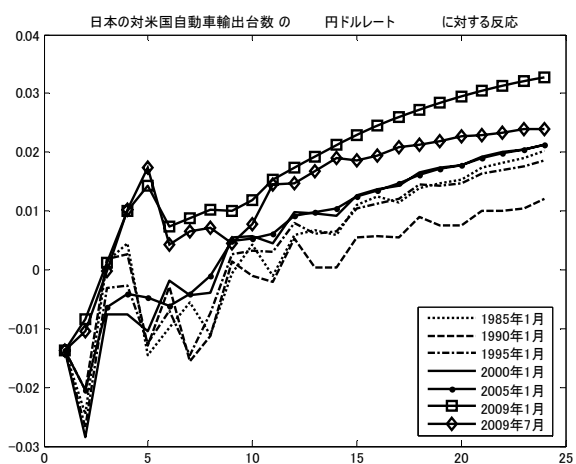


(E) 分散分解, 日本から米国への自動車輸出台数

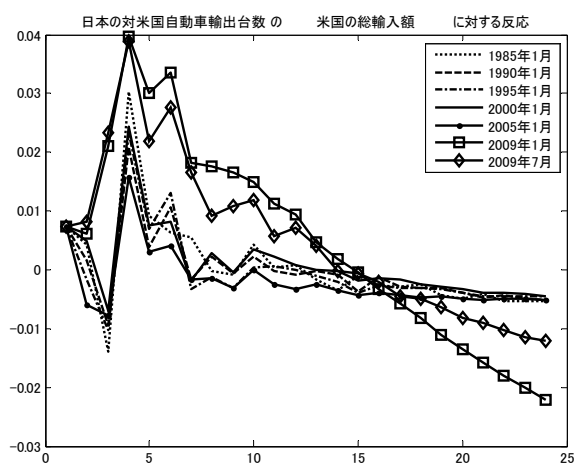
	ショック			
	円・ドルレート	米国実質自動車購入	米国総輸入額	対米自動車輸出台数
3 期後	2.64%	1.49%	0.94%	94.92%
12 期後	2.78%	8.77%	7.11%	81.34%
24 期後	12.81%	14.56%	6.55%	66.08%

図表 12 米国, 時変係数 VAR 結果

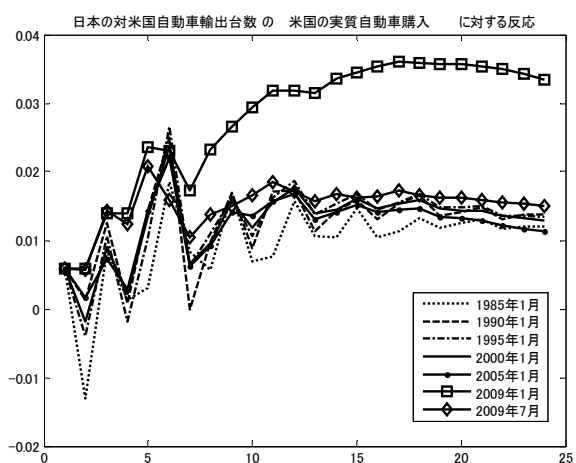
(A1)



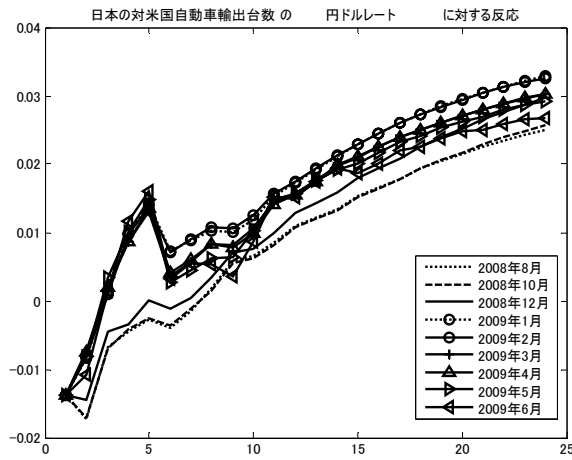
(A2)



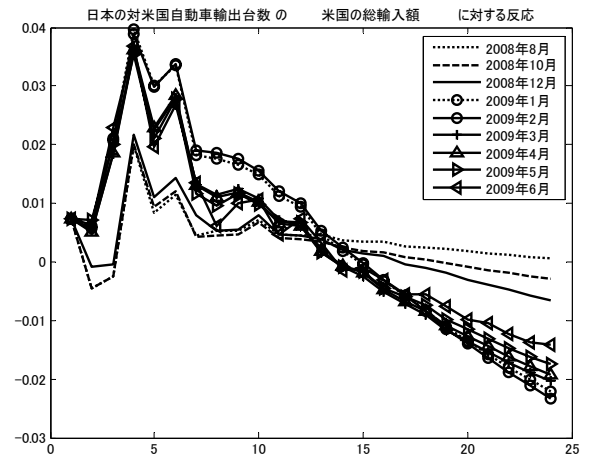
(A3)



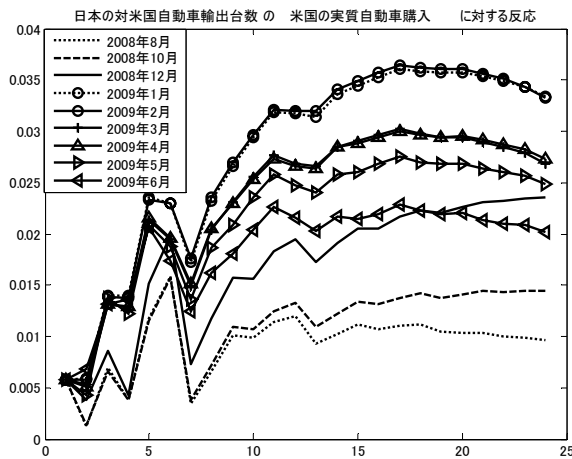
(B1)



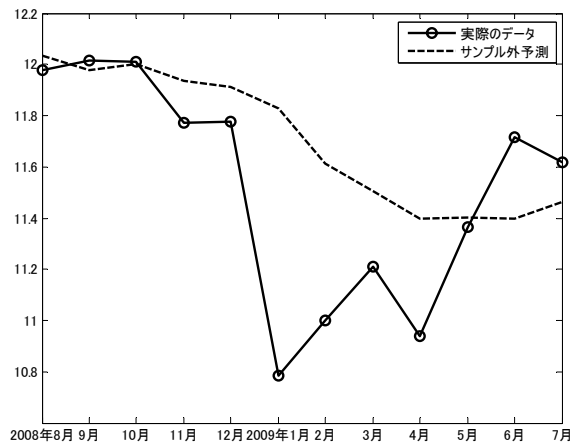
(B2)



(B3)

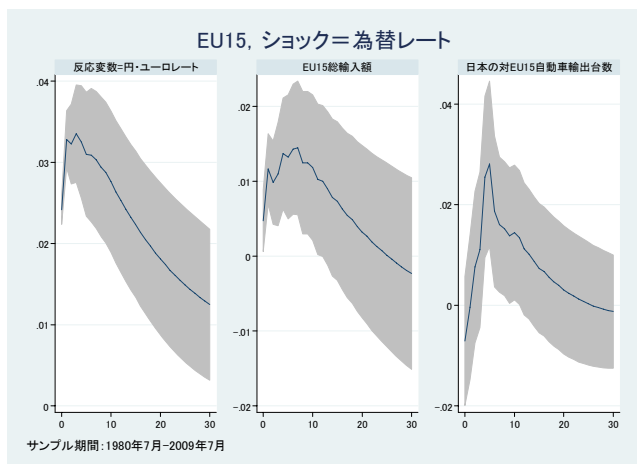


(C) 時変係数 VAR による予測と実際のデータの比較

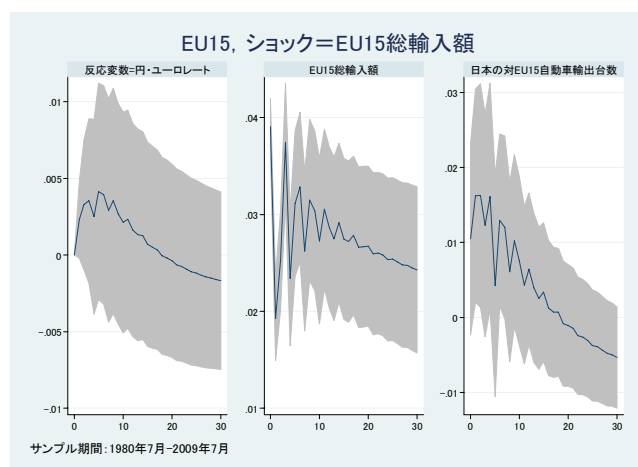


図表 13 EU, 通常の VAR 結果

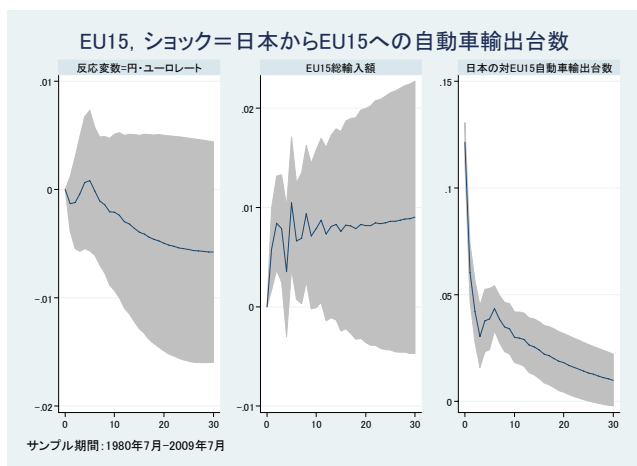
(A)



(B)



(C)

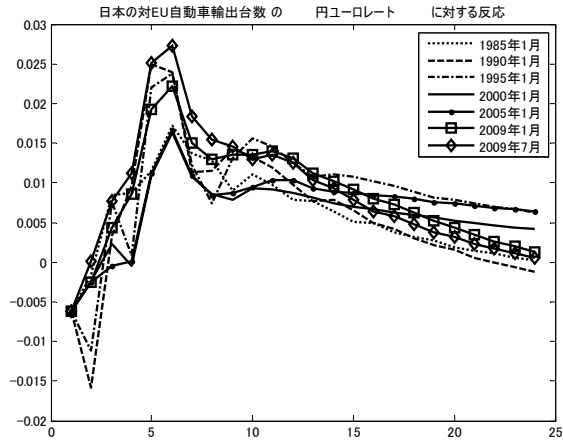


(D) 分散分解, 日本から EU への自動車輸出台数

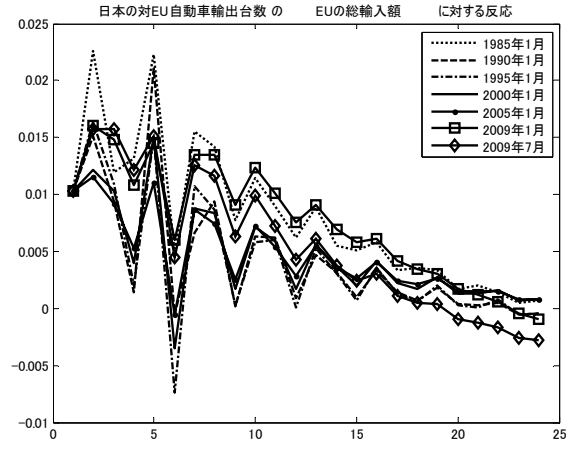
	ショック		
	円・ユーロレート	EU15 総輸入額	対 EU15 自動車輸出台数
3 期後	0.52%	3.04%	96.44%
12 期後	8.51%	4.39%	87.10%
24 期後	8.43%	3.97%	87.60%

図表 14 EU, 時変係数 VAR 結果

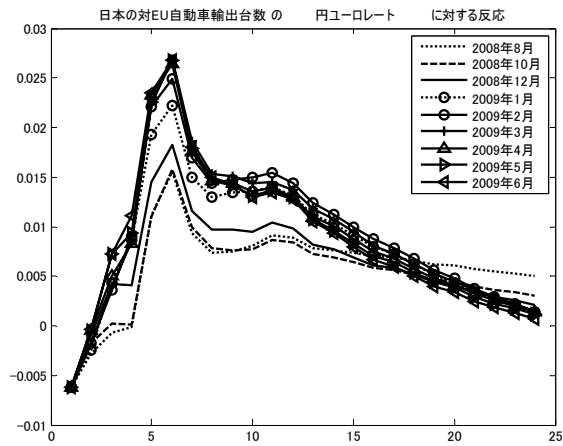
(A1)



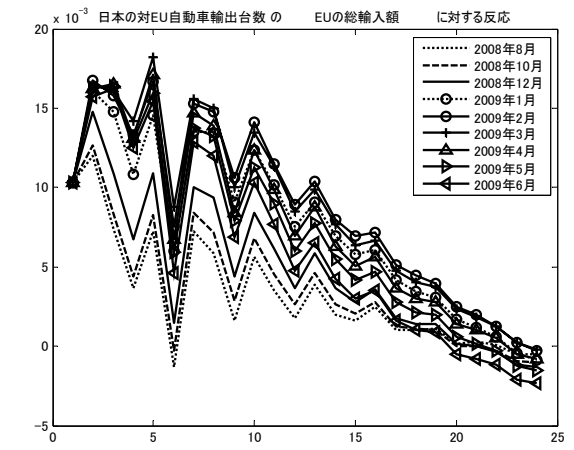
(A2)



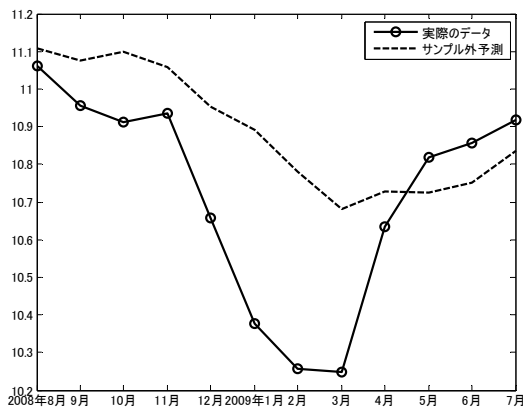
(B1)



(B2)

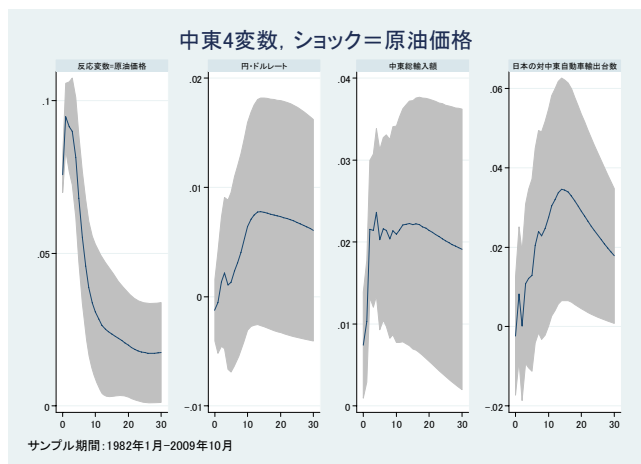


(C)

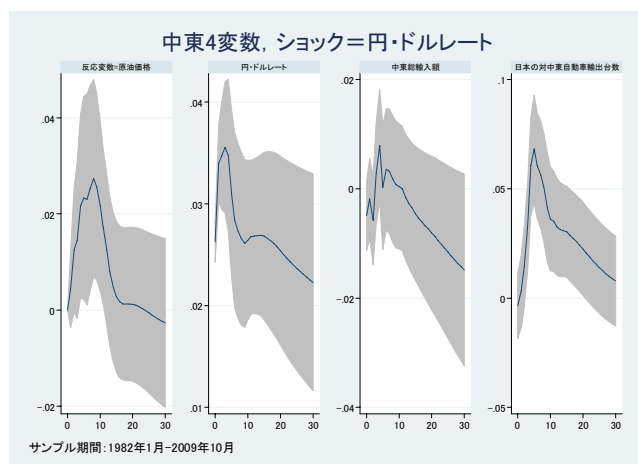


図表 15 中東, 通常の VAR 結果

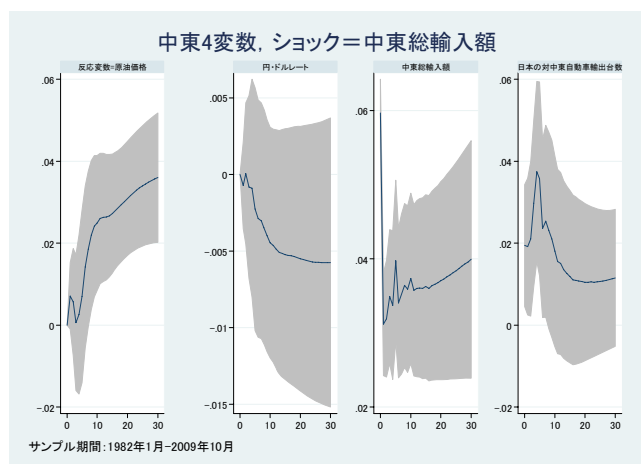
(A)



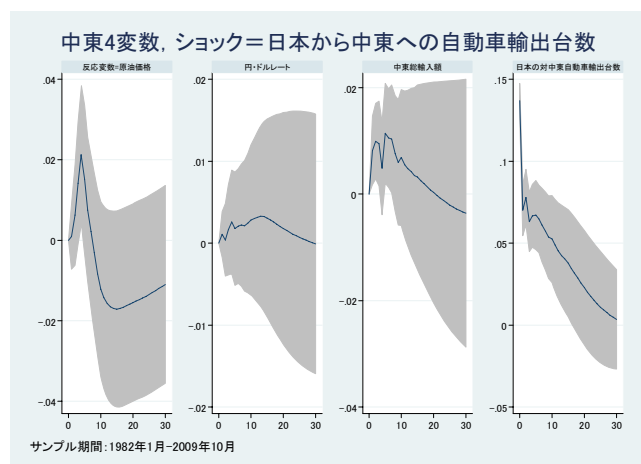
(B)



(C)



(D)

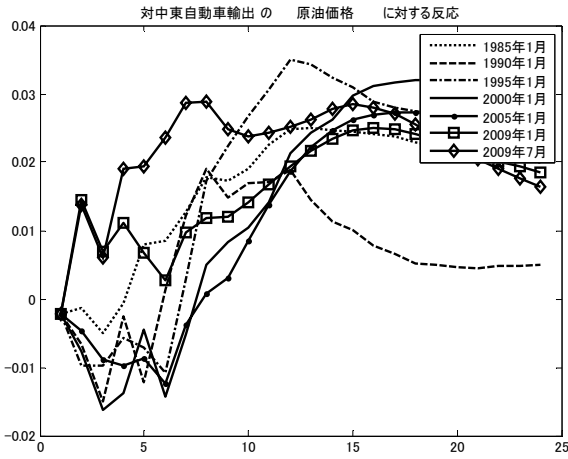


(E) 分散分解, 日本から中東への自動車輸出

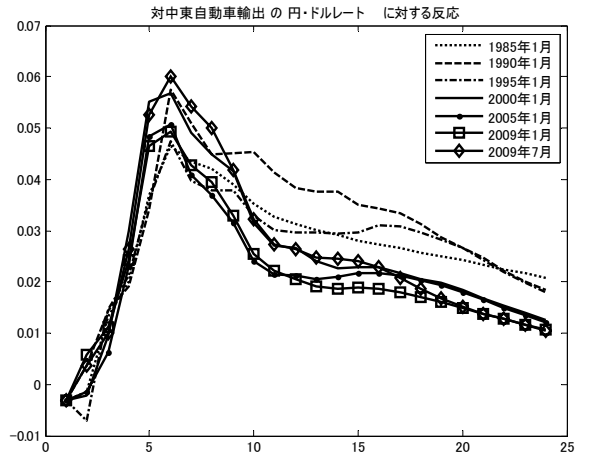
	ショック			
	原油価格	円・ドルレート	中東総輸入額	対中東自動車輸出台数
3 期後	0.23%	0.74%	3.80%	95.23%
12 期後	4.43%	23.99%	7.72%	63.86%
24 期後	12.18%	24.20%	6.97%	56.65%

図表 16 中東，時変係数 VAR 結果

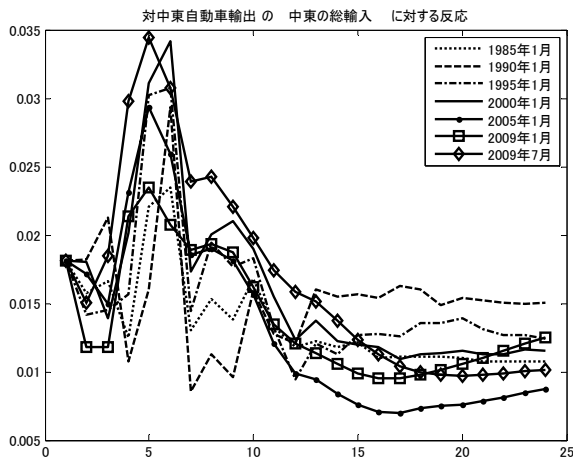
(A1)



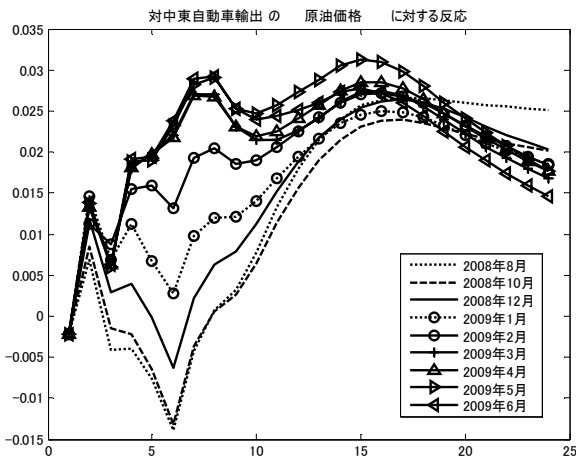
(A2)



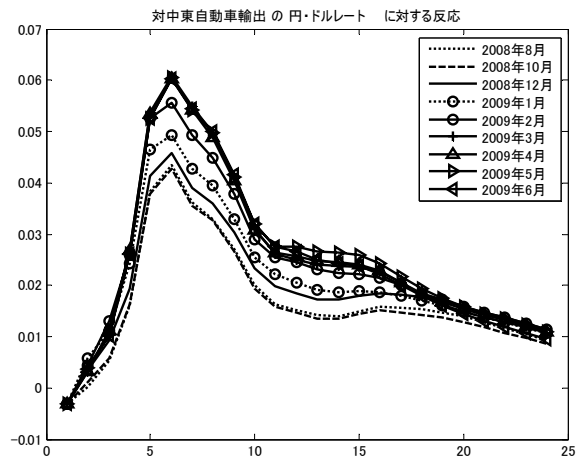
(A3)



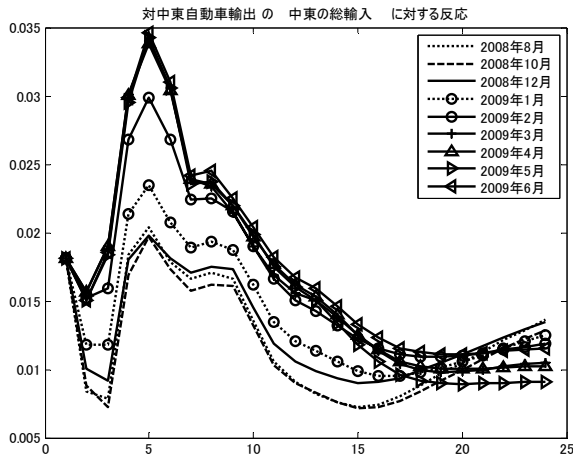
(B1)



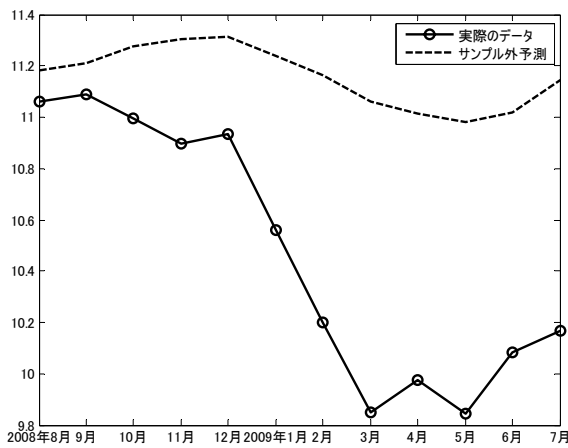
(B2)



(B3)

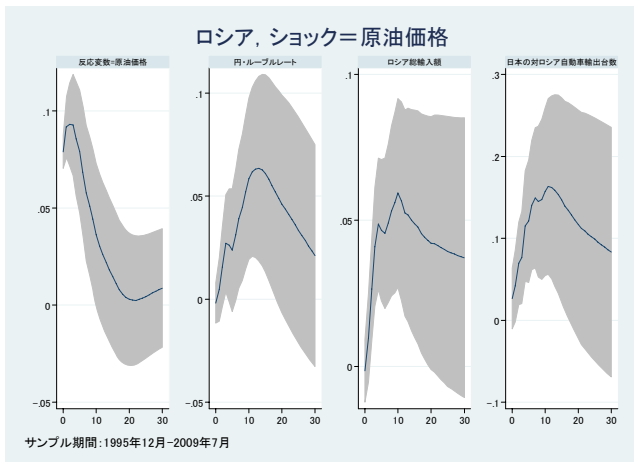


(C)

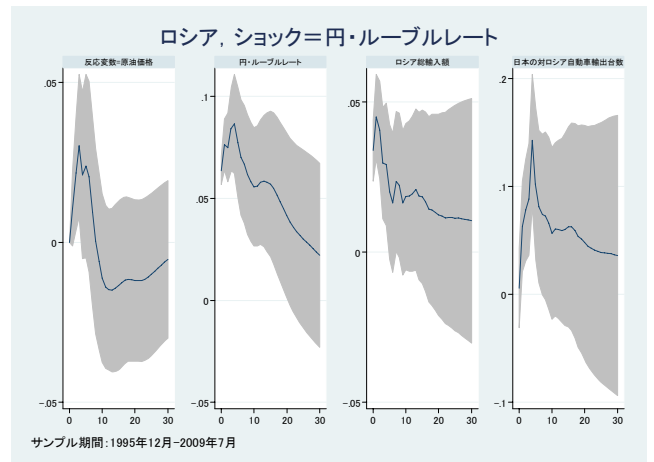


図表 17 ロシア，通常の VAR 結果

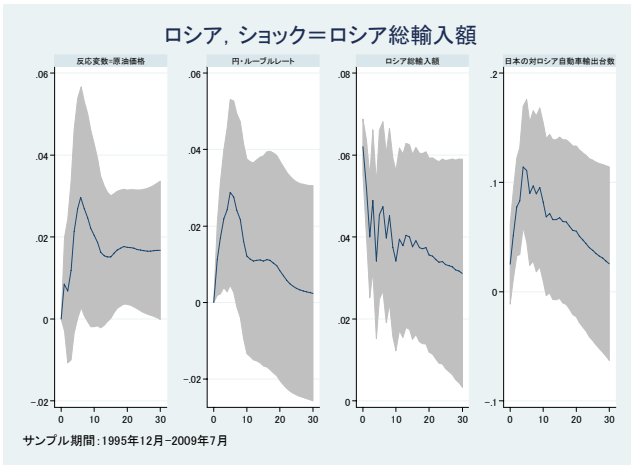
(A)



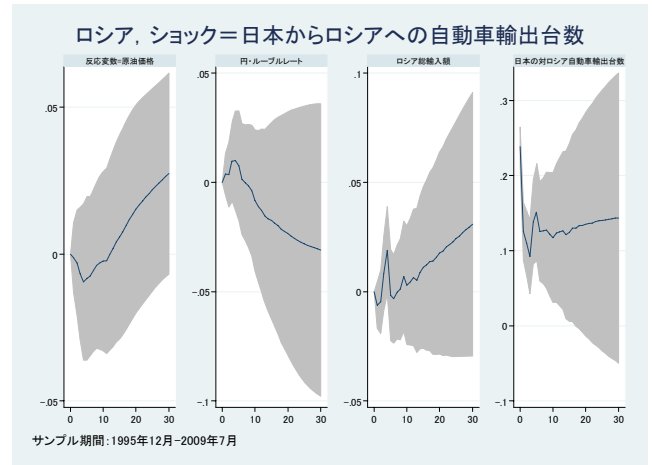
(B)



(C)



(D)

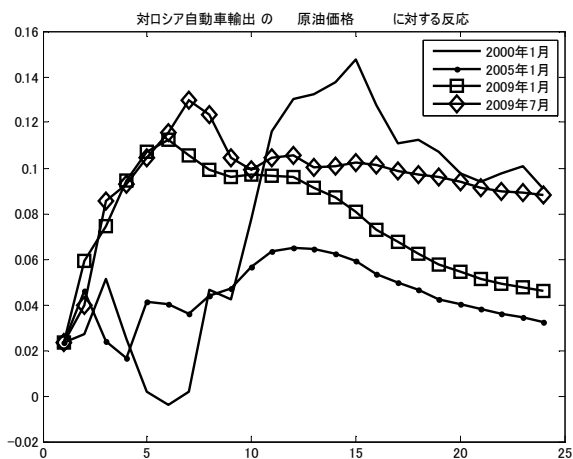


(E) 分散分解, 日本からロシアへの自動車輸出台数

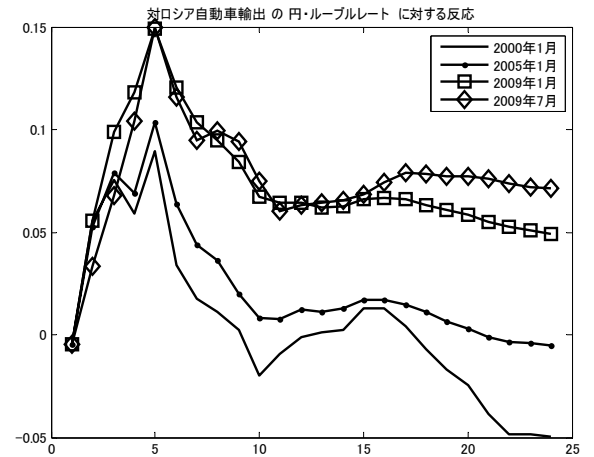
	ショック			
	原油価格	円・ルーブルレート	ロシア総輸入額	対ロ自動車輸出台数
3期後	0.38%	11.93%	5.37%	82.33%
12期後	5.23%	12.22%	23.36%	59.20%
24期後	16.13%	8.62%	31.43%	43.82%

図表 18 ロシア, 時変係数 VAR 結果

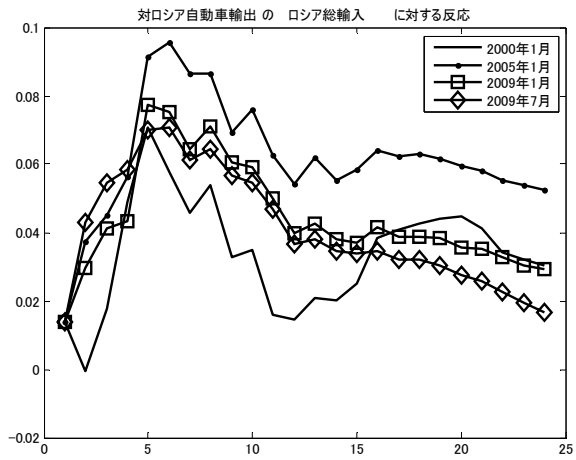
(A1)



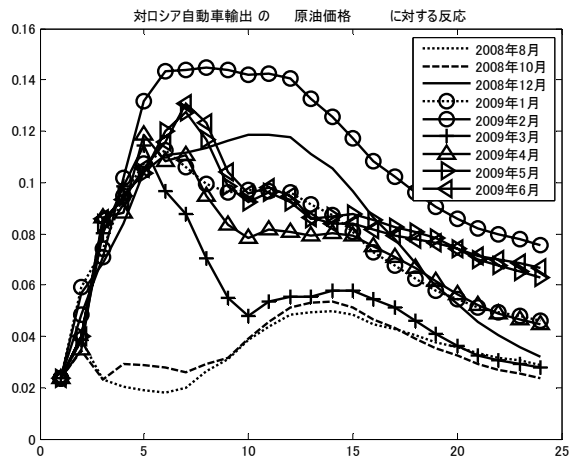
(A2)



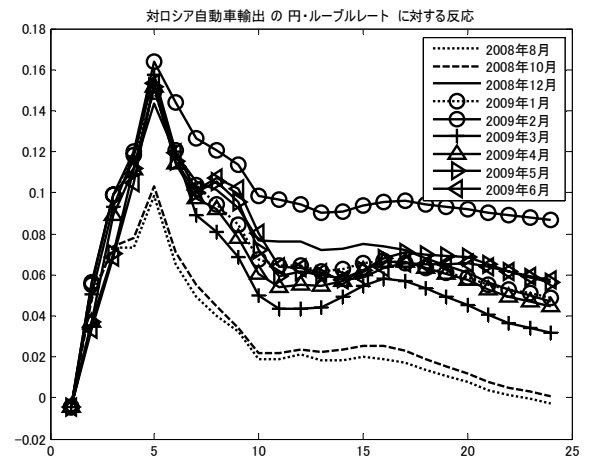
(A3)



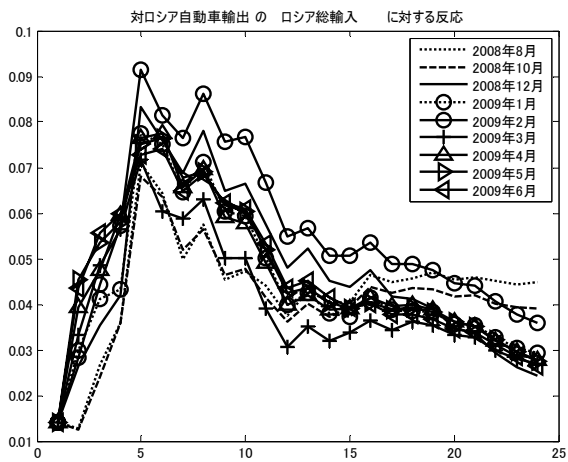
(B1)



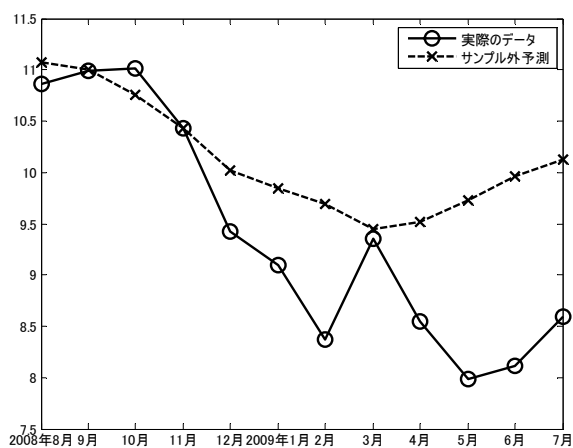
(B2)



(B3)

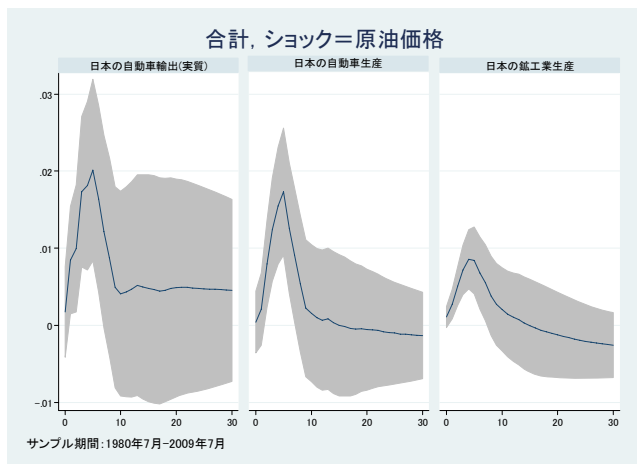


(C)

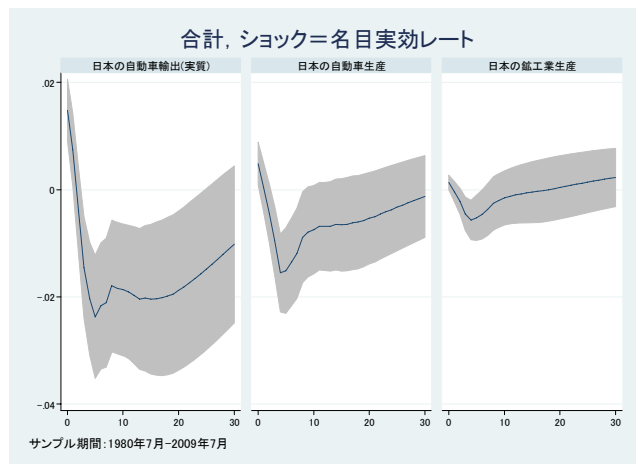


図表 19 日本からの自動車輸出合計，通常の VAR 結果

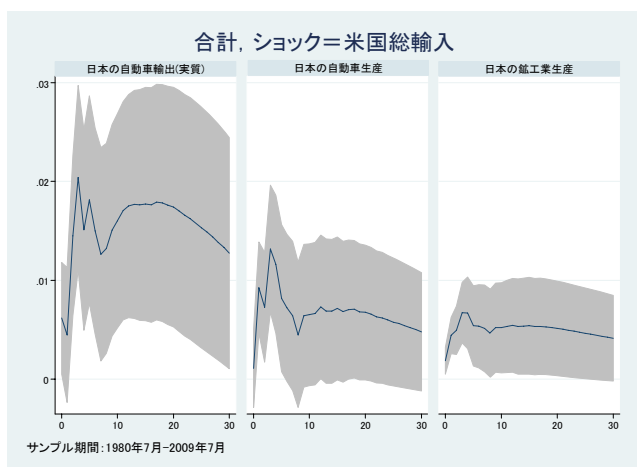
(A)



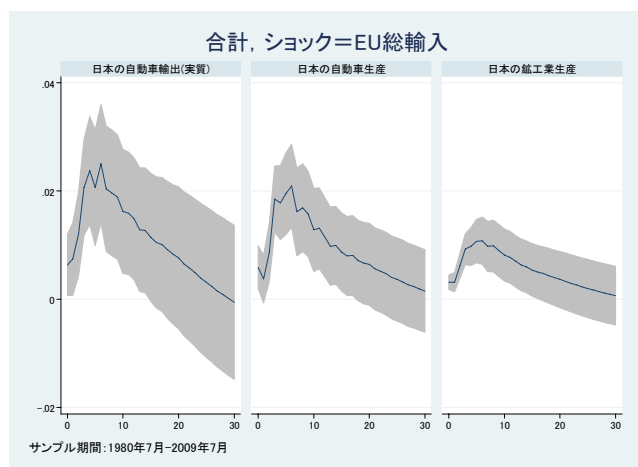
(B)



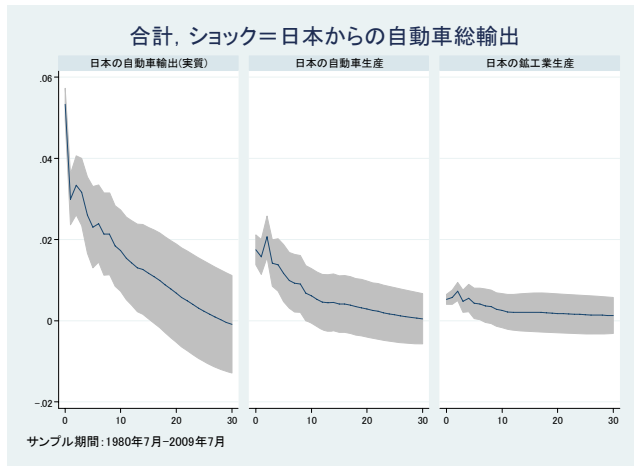
(C)



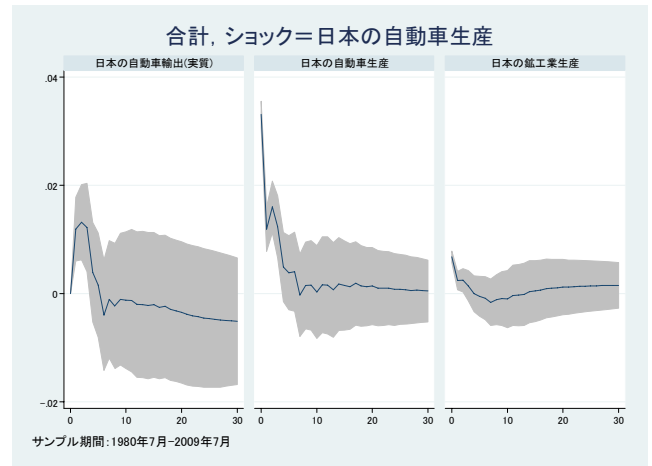
(D)



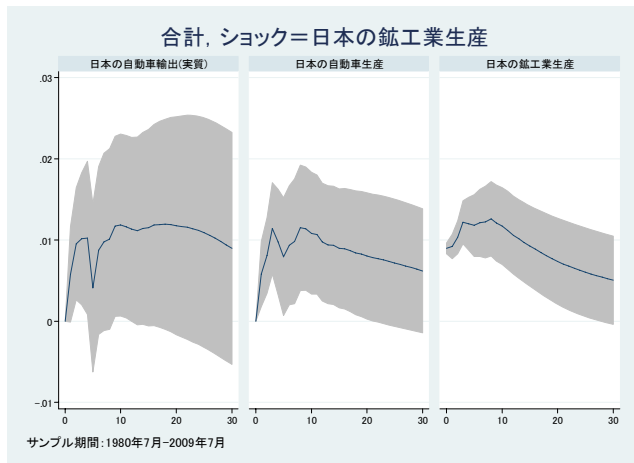
(E)



(F)



(G)



(H) 分散分解

(1) 日本からの自動車総輸出

	ショック						
	原油価格	名目実効レート	米国総輸入	EU総輸入	日本の自動車総輸出	日本の自動車生産	日本の鉱工業生産
3期後	2.77%	4.63%	4.29%	3.87%	77.40%	5.06%	1.98%
12期後	7.64%	16.35%	11.18%	17.21%	40.90%	2.22%	4.50%
24期後	5.74%	23.23%	17.50%	14.56%	29.76%	1.74%	7.48%

(2) 日本の自動車生産

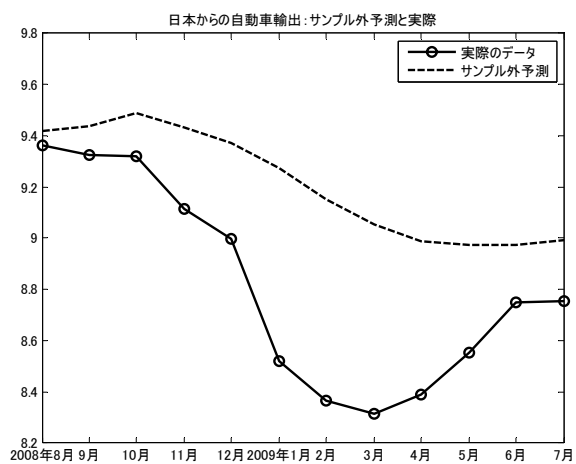
	ショック						
	原油価格	名目実効レート	米国総輸入	EU総輸入	日本の自動車総輸出	日本の自動車生産	日本の鉱工業生産
3期後	2.31%	1.49%	4.73%	4.27%	33.19%	50.64%	3.36%
12期後	10.05%	11.28%	7.29%	26.42%	18.19%	16.50%	10.27%
24期後	7.94%	12.06%	9.98%	26.53%	15.50%	13.16%	14.83%

(3) 日本の鉱工業生産

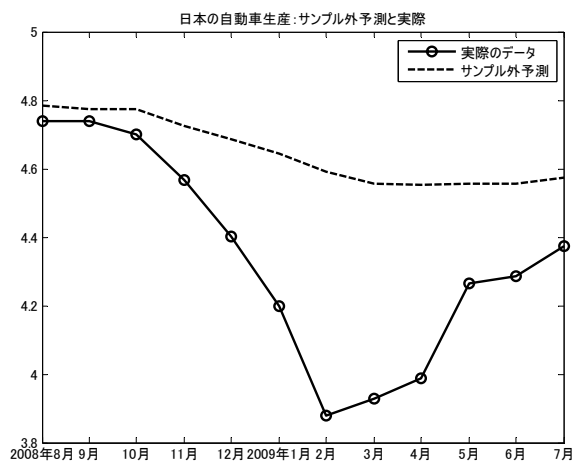
	ショック						
	原油価格	名目実効レート	米国総輸入	EU総輸入	日本の自動車総輸出	日本の自動車生産	日本の鉱工業生産
3期後	5.85%	1.12%	7.98%	9.94%	19.24%	9.90%	45.97%
12期後	9.40%	3.82%	9.16%	24.61%	7.02%	1.89%	44.10%
24期後	6.82%	2.76%	12.82%	22.62%	5.78%	1.53%	47.68%

図表 20 日本からの自動車輸出合計，時変係数 VAR 結果

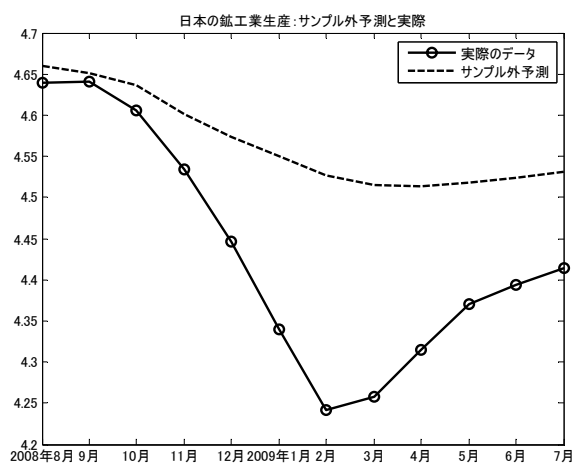
(A)



(B)

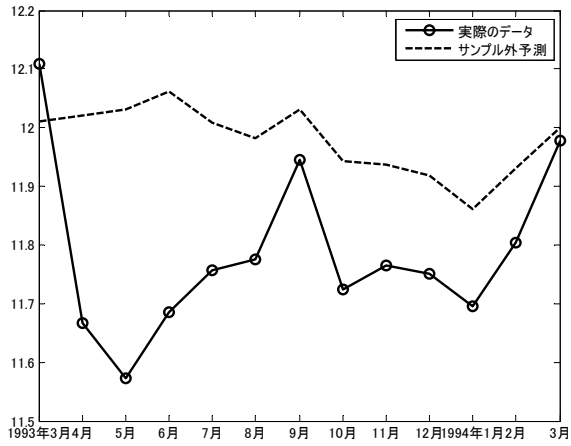


(C)

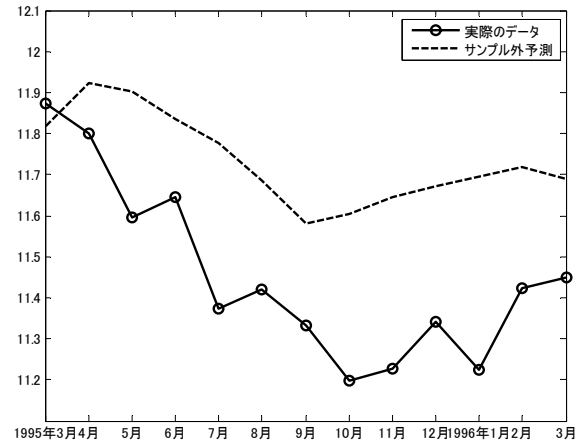


図表 21

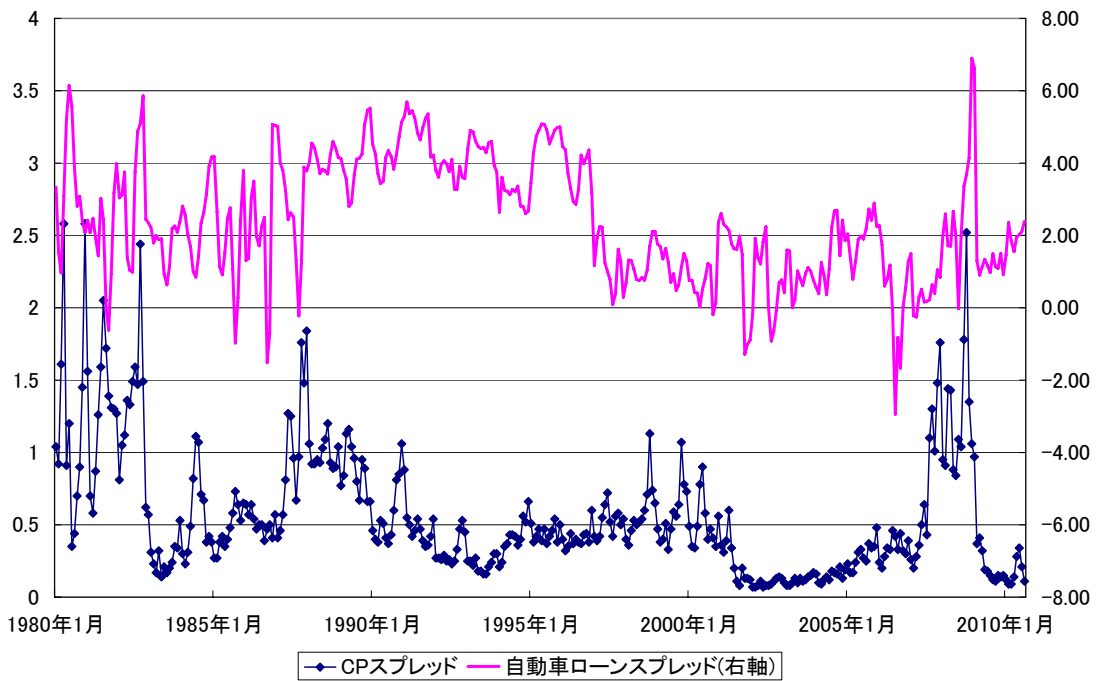
(1) 1993年3月を開始時点とする予測



(2) 1995年3月を開始時点とする予測



図表 22 2つのスプレッド変数の推移(単位%)

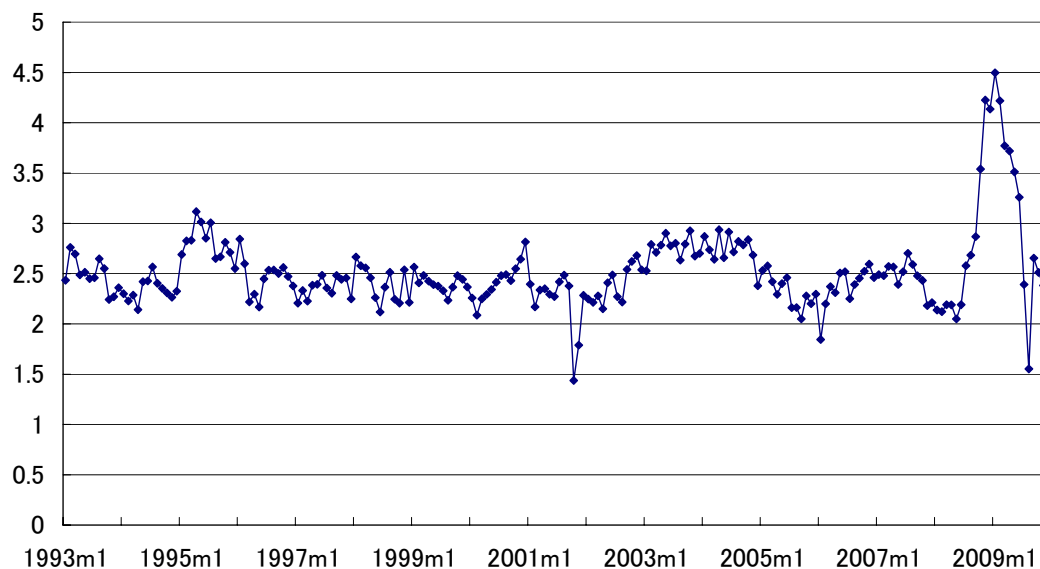


(注) 「CP スプレッド」 = CP レート(3 ヶ月) - 米国債金利(3 ヶ月)

「自動車ローンスプレッド」 = 平均自動車ローン金利 - 米国債金利(5年)

図表 23

米国自動車在庫台数(対売上比率)



図表 24 パネルデータセット構築におけるブランドと車種の対応関係

メーカー名	車種	車名(ブランド名)
トヨタ自動車	普通車	Lexus car, Lexus truck
	小型車	Toyota car, Toyota truck
本田技研工業	普通車	Acura car, Acura truck
	小型車	American Honda car, American Honda truck
日産自動車	普通車	Infiniti car, Infiniti truck
	小型車	Nissan N.A. car, Nissan N.A. truck
マツダ	普通車	Mazda3, Mazda6, CX-7, CX-9, Tribute
	小型車	MX-5/Miata, RX-8, Mazda8
三菱自動車	普通車	Eclipse, Eclipse-Spyder, Galant, Endeavor, Raider
	小型車	Lancer, Outlander

図表 25(a) 企業別・車種別自動車生産の決定要因, Quantile Regression 結果

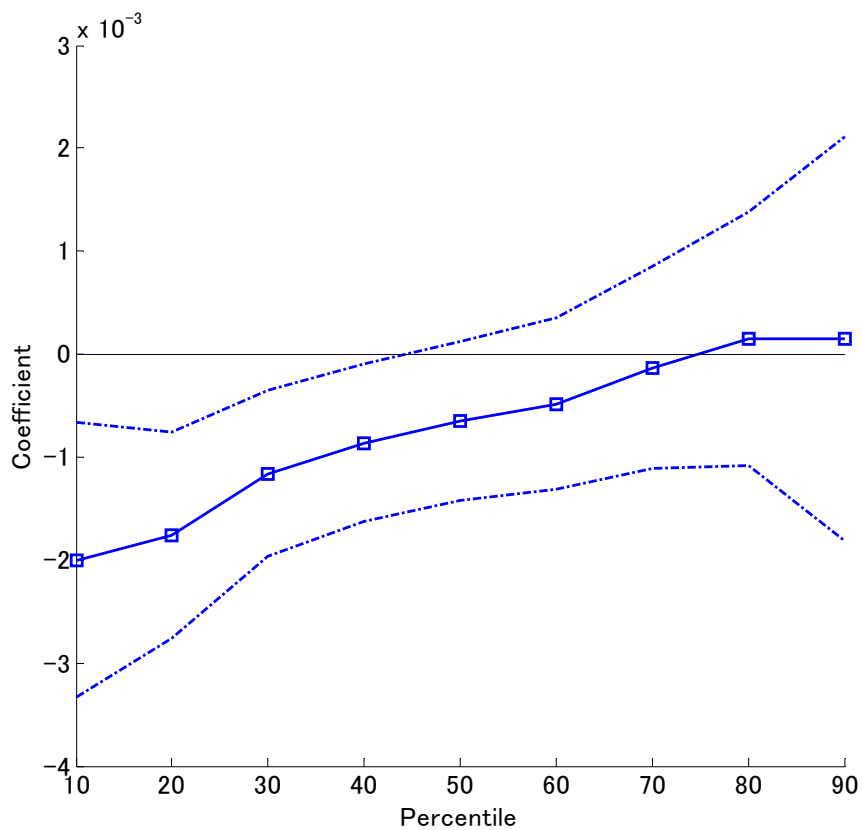
	Quantile=0.1			Quantile=0.2			Quantile=0.3			Quantile=0.4			Quantile=0.5		
	coef.	p> z	std.err.	coef.	p> z	std.err.	coef.	p> z	std.err.	coef.	p> z	std.err.	coef.	p> z	std.err.
US_Sales	0.0085		0.0140	-0.0008		0.0104	-0.0002		0.0132	0.0177		0.0124	-0.0038		0.0153
Domestic_Sales	0.4991	***	0.0925	0.4870	***	0.0826	0.4092	***	0.0684	0.4240	***	0.0647	0.3770	***	0.0813
Inventory	-0.0020	***	0.0006	-0.0018	***	0.0004	-0.0012	***	0.0003	-0.0009	***	0.0003	-0.0007	**	0.0003
Month2	0.1342	**	0.0603	0.1724	***	0.0481	0.1154	***	0.0376	0.1558	***	0.0365	0.1159	***	0.0427
Month3	0.3397	***	0.0574	0.2143	***	0.0496	0.1074	***	0.0389	0.0998	***	0.0381	0.0793	*	0.0447
Month4	0.2612	***	0.0712	0.1401	**	0.0552	0.0063		0.0439	0.0353		0.0407	0.0105		0.0494
Month5	0.3721	***	0.0577	0.2949	***	0.0465	0.1410	***	0.0366	0.1429	***	0.0356	0.0885	**	0.0418
Month6	0.5384	***	0.0703	0.4049	***	0.0495	0.2869	***	0.0408	0.2833	***	0.0395	0.2237	***	0.0461
Month7	0.4217	***	0.0674	0.2866	***	0.0515	0.1987	***	0.0401	0.2255	***	0.0389	0.1675	***	0.0459
Month8	0.1533	**	0.0706	0.0593		0.0542	-0.1034	**	0.0410	-0.1096	***	0.0404	-0.1754	***	0.0471
Month9	0.4897	***	0.0594	0.4001	***	0.0461	0.3258	***	0.0381	0.3475	***	0.0377	0.3281	***	0.0444
Month10	0.3824	***	0.0565	0.3082	***	0.0460	0.1464	***	0.0379	0.1536	***	0.0367	0.0910	**	0.0430
Month11	0.3124	***	0.0615	0.2462	***	0.0467	0.1040	***	0.0363	0.1213	***	0.0350	0.0806	*	0.0411
Month12	0.3091	***	0.0575	0.2094	***	0.0463	0.0383		0.0362	0.0402		0.0351	-0.0122		0.0416
const.	-0.3483	***	0.0490	-0.2164	***	0.0377	-0.0819	***	0.0318	-0.0903	***	0.0318	-0.0320		0.0382
N. of Obs.	324			324			324			324			324		
Pseudo_Rsquared	0.401			0.3867			0.3778			0.3739			0.3699		

	Quantile=0.6			Quantile=0.7			Quantile=0.8			Quantile=0.9		
	coef.	p> z	std.err.	coef.	p> z	std.err.	coef.	p> z	std.err.	coef.	p> z	std.err.
US_Sales	-0.0050		0.0077	-0.0025		0.0131	0.0003		0.0168	0.0073		0.0264
Domestic_Sales	0.3542	***	0.0575	0.4749	***	0.0981	0.5360	***	0.1203	0.5734	***	0.2083
Inventory	-0.0005	**	0.0002	-0.0001		0.0004	0.0002		0.0005	0.0002		0.0008
Month2	0.1256	***	0.0297	0.1257	***	0.0485	0.1592	***	0.0582	0.1931	*	0.1005
Month3	0.1240	***	0.0309	0.1272	**	0.0508	0.1714	***	0.0611	0.3086	***	0.0947
Month4	0.0312		0.0340	0.0653		0.0545	0.1363	**	0.0654	0.1327		0.0974
Month5	0.0908	***	0.0292	0.0841	*	0.0479	0.1520	***	0.0573	0.4299	***	0.0962
Month6	0.2248	***	0.0327	0.1847	***	0.0548	0.2112	***	0.0668	0.2459	**	0.1034
Month7	0.1531	***	0.0323	0.1300	**	0.0536	0.1519	**	0.0650	0.1948	*	0.1003
Month8	-0.1921	***	0.0332	-0.1215	**	0.0551	-0.1122	*	0.0654	-0.0260		0.1026
Month9	0.3719	***	0.0314	0.3438	***	0.0524	0.3722	***	0.0665	0.3567	***	0.1237
Month10	0.0974	***	0.0300	0.1028	**	0.0496	0.1104	*	0.0593	0.1150		0.0978
Month11	0.0810	***	0.0287	0.0549		0.0473	0.0773		0.0552	0.0594		0.1000
Month12	-0.0039		0.0288	-0.0173		0.0475	-0.0130		0.0549	-0.0306		0.0898
const.	-0.0243		0.0271	-0.0177		0.0458	-0.0144		0.0587	0.0366		0.1031
N. of Obs.	324			324			324			324		
Pseudo_Rsquared	0.369			0.3621			0.3553			0.325		

(注) 被説明変数：日本における自動車生産台数（会社別，車種別，前月からの変化分を前月の生産台数で割ったもの），説明変数：US_Sales：米国内における販売台数(前月からの変化分を前月の生産台数で割ったもの)，Domestic_Sales：日本国内における販売台数(前月からの変化分を前月の生産台数で割ったもの)，Inventory：米国内における在庫日数（在庫台数/1日当たり販売台数），Monthで始まる名前の変数は月次ダミーである。

***は1%，**は5%，*は10%水準で有意であることを表している。

図表 25(b) Quantile 別, 在庫日数の係数(実線)と 95%信頼区間(点線)



(注) 信頼区間は Bootstrap 法によって求めた.