

Research Center for Price Dynamics

*A Research Project Concerning Prices and Household Behaviors
Based on Micro Transaction Data*

Working Paper Series No.6

大規模POSデータの実証分析とフィリップス曲線への含意

外木暁幸

First draft: May 8, 2009
This version: June 12, 2012

Research Center for Price Dynamics
Institute of Economic Research, Hitotsubashi University
Naka 2-1, Kunitachi-city, Tokyo 186-8603, JAPAN
Tel/Fax: +81-42-580-9138
E-mail: rcpd-sec@ier.hit-u.ac.jp
<http://www.ier.hit-u.ac.jp/~ifd/>

大規模 POS データの実証分析と フィリップス曲線への含意 *

外木 暁幸[†]

一橋大学経済研究所 科研費研究員

概要

1990年代半ばから2000年代半ばにかけて、日本ではフィリップス曲線のフラット化と価格改定頻度の上昇が同時に観察された。ニュー・ケインジアン・モデルでは価格改定確率の上昇はフィリップス曲線のスティーブ化を意味するため、観察結果とは矛盾する。この時期のフィリップス曲線のフラット化は、Lucas (1972) の不完全情報モデルの意味で、独自ショックの増大によって起こったのではないかというのが本稿の問題意識であり、小売店で販売されている個別財価格の変動をマクロ・ショックと個別ショックに分解し、その分散寄与率の動きを検討した。データは店舗別、商品コード別に販売価格と数量を全国の小売店で記録した日経 POS データを使用した。実証分析の結果、フィリップス曲線のフラット化が進行した時期に、小売価格の独自ショックの影響が相対的に増大したことが明らかとなった。これは Lucas (1972) の不完全情報モデルの含意と整合的である。

JEL Classification : E31, C31, C32, C33

Keywords : POS データ, フィリップス曲線, パネルデータ分析, 近似的因子モデル

*本論文の作成にあたり、阿部修人先生（一橋大学）、渡辺努先生（東京大学）、塩路悦朗先生（一橋大学）、祝迫得夫先生（一橋大学）から有益なコメントを頂いた。さらに、第3回若手経済学者のためのコンファレンスにおける報告に際して討論者の敦賀貴之先生（京都大学）から、一橋大学経済研究所物価研究センターの研究会では白塚重典先生（日本銀行）、水野貴之先生（筑波大学）からも有益なコメントを頂いた。また、日本経済新聞デジタルメディア社には貴重なデータセットを使用する機会を頂いた。なお、この研究では文部科学省科学研究費補助金若手研究 (S)(21673001) の助成を頂いた。記して感謝を表したい。

[†]E-mail: tonogi.akiyuki@gmail.com

1 はじめに

日本のフィリップス曲線 (Phillips Curve) は 1990 年代以降, それ以前の時代に比較してフラット化したとされている。この間, 日本における小売価格のマイクロデータの実証研究では, 価格改定確率が上昇したことが報告されており, 価格改定確率の上昇がフィリップス曲線の傾きの上昇となって現れるニュー・ケインジアン・フィリップス曲線 (New Keynesian Phillips Curve : NKPC) の含意とは矛盾する結果となっている。もう一つのフィリップス曲線の理論としては Lucas (1972) の不完全情報モデルがある。この理論ではフィリップス曲線の傾きを決めるのは価格改定確率ではなく価格変動の分散に対する個別ショックの分散の比率であり, この個別ショックの分散寄与率が高いほどフィリップス曲線の傾きはフラットになる。日本におけるフィリップス曲線のフラット化はニュー・ケインジアンのメカニズムではなく, ルーカス型の不完全情報のメカニズムで起こっているのではないかという問題意識がこの研究の動機である。

ニュー・ケインジアン・モデルにおいては価格改定頻度は NKPC の傾きを決定する重要なパラメーターである。最近では, Bils and Klenow (2004), Kehoe and Midrigan (2007), Nakamura and Steinsson (2007) 等において, 小売価格データに基づいて推計された価格改定確率を用いてニュー・ケインジアン・モデルにおける金融政策の実質効果を検証する研究がなされてきた。しかし, いずれも月次や週次の小売データからの推計であり, 真の価格改定頻度を推計しているか疑問がある。日本の小売物価調査を用いて価格改定確率を推定した最近の論文としては Saita and Higo (2007) と Abe and Tonogi (2010) がある。Saita and Higo (2007) では月次の小売物価統計を用いて価格改定確率が推計され, 1990 年代から 2000 年代前半にかけて価格改定確率の上昇が報告された。Abe and Tonogi (2010) では日次のスキャナー・データ (日経 POS データ) を用いて価格改定確率を推計しているが, 既存研究のそれより著しく高く推計されている。POS データより推計した日次価格改定確率の推定値の推移を図 1 (A) に示しておく。1980 年代から 1990 年代半ばにかけては 15-17 % 程であった価格改定確率は 1990 年代後半以降急激に上昇し, 2000 年代半

ば以降は約 35 %程度で横ばいとなっている。店舗プールデータの週次の最頻値価格を定価と定義して推計した日次の定価改定確率でも、水準は 2~3 %と低くなるものの、通時的な変動はほぼ同様の動きを示した(図 1(B))。図 2 には同じ時期の日経 POS データから計算したインフレ率と、総務省の消費者物価指数(CPI)の詳細品目価格うち、POS データがカバーする加工食品と家事用品に分類される品目の価格指数のみを抜き出して加重平均した物価のインフレ率を示した。1990 年代後半以降、いずれの POS 物価も CPI もデフレーションの傾向を示すようになり、2000 年代後半になって徐々にインフレーションに転じ、2008 年に入るとインフレ率は急激に上昇している。

この研究ではパネルデータ分析の固定効果モデルや近似的因子モデルを用いて日経 POS データの個別商品の名目価格の変動をマクロ・ショックと個別ショックに分解し、1990 年代末から最近までのマクロ・ショックの分散寄与率を推計する。デフレーションが進行すると同時に、フィリップス曲線がフラット化した時期に、価格変動のに占めるマクロ・ショックの分散寄与率の低下(つまり、個別ショックの分散寄与率の上昇)があれば、フィリップス曲線の動きは、NKPC ではなくルーカスの不完全情報モデルと整合的であると考えられる。

本稿では次のように議論を進める。第 2 節ではフィリップス曲線のフラット化とその背景にある二つの理論について議論する。第 3 節では日経 POS データの解説およびデータ加工の過程を議論する。第 4 節では価格変動を分散分解する目的で 2 つの実証分析が行われる。1 つは価格変動の固定効果モデルによる時間ダミーへの回帰分析である。時間ダミーとして抽出されたマクロ・ショックの決定係数が 1999 年代末から 2000 年代半ばにかけて低下し、その後上昇していることが明らかになる。もう一つは近似的因子モデルによる分散分析である。複数の直交した共通因子を抽出して共通因子の分散寄与率を推計した結果、1999 年代末から 2000 年代半ばにかけて低下し、その後上昇していることが示される。第 5 節では本稿における実証分析の結論を述べる。

2 フィリップス曲線の理論

1990年代から2000年代中盤にかけて、価格改定確率が上昇したことを図1に示したが、この間、日本のフィリップス曲線はフラット化が進行した。木村・黒住・原(2008)では消費者物価指数、及び国内需要デフレーターをGDPギャップにローリング回帰してフィリップス曲線の傾きの変化を検証しているが、同様の結論を得ている²。図3には図2で示した日経POSによるインフレ率とアウトプット・ギャップ³の間の関係を示した誘導型のフィリップス曲線を示した。バブル景気後半の1989年からその景気の谷があった1993年までのフィリップス曲線は傾きが0.5とスティーブだったが、1994年から2001年の期間にはフラット化が進行して殆ど傾きがなくなった。ところが、2002年から2008年4月にかけてはフィリップス曲線はわずかにスティーブ化している。

今日、フィリップス曲線についての代表的な理論であるニュー・ケインジアン・モデルにおいては、独占的競争を行う企業の価格設定にCalvo型の価格改定を想定している。この理論では価格改定確率の上昇はフィリップス曲線の傾きを上昇させることになる。 π_t を t 期のインフレ率、 x_t をGDPギャップ、 β を時間割引要因、 ρ を価格改定確率とすると、ニュー・ケインジアン・フィリップス・カーブ(NKPC)は次のように書ける。

$$\pi_t = A(\rho)x_t + \beta\pi_{t+1},$$
$$\text{where } A(\rho) > 0, \frac{\partial A(\rho)}{\partial \rho} > 0.$$

Calvo型の価格改定の代わりに価格の調整コストを導入したRotemberg型の価格改定を想定したとしても同様の関係を導くことができる⁴。NKPCでは価格改定確率の上昇とフィリップス曲線の傾き低下が起こっている日本の状況とは整合的ではない。

²ただし、NKPCの構造推計を行ったわけではなく、誘導型のフィリップス曲線のフラット化について議論している。日本のNKPCの実証研究としては敦賀貴之、武藤一郎(2008)がある。

³ここでは鉱工業生産指数の循環成分をアウトプット・ギャップとして用いた。循環成分の抽出はHodrick-Prescott Filterによる。平滑化係数の値はRavn and Uhlig(1997)に従い、 $\lambda = 129,600$ を用いた。

⁴Rotemberg型のNKPCでは価格調整コストの大きさがNKPCの傾きを左右する。価格調整コストが大きければ頻繁な価格改定ができなくなり、NKPCの傾きは小さくなる。また、価格調整コストが小さければ頻繁な価格改定が可能となり、NKPCの傾きは大きくなる。価格改定幅との関係でいえば、価格調整コストが大きければ、1回の価格改定幅は大きく、逆であれば1回の価格改定幅は小さい。

一方、ルーカス型の不完全情報モデルにおいては、フィリップス曲線の傾きはマクロの物価変動の分散と個別の商品の相対価格変動の分散の比率によって決定される。このとき、個別の商品の相対価格変動の分散が価格の全変動に占める割合が大きくなれば、一般物価の上昇を個別の財の需要増と錯覚し難くなるため、ルーカス型総供給曲線の傾きは大きくなる。つまり、フィリップス曲線の傾きは小さくなる。一般物価の分散を $Var(p)$ 、個別の商品価格の独自要因の分散を $Var(\varepsilon)$ とすると、ルーカス総供給関数は次のように書ける。

$$x_t = B(v) [\pi_t - E(\pi_t)],$$

$$\text{where } v = \frac{Var(\varepsilon)}{Var(p) + Var(\varepsilon)}, B(v) > 0, \frac{\partial B(v)}{\partial v} > 0.$$

もし、1990年代末から2000年代半ばのデフレーション期の日本で個別の財の価格変動に占める独自ショック（個別の需要ショック）の割合が共通ショック（一般物価）に比して上昇していることが観察されるなら、フィリップス曲線のフラット化の理論的解説としてはルーカス型の不完全情報モデルの方が適切である可能性が高くなる。本稿ではこの点に注目して、個別価格の変動をパネルデータ分析の固定効果モデルや近似的因子モデルにより共通因子と独自因子に分解し、その分散分解を試みるという実証分析を行う。

3 データ

本稿では価格変動についての実証分析に日経デジタルメディア社が提供する日経 POS データを用いる。日経 POS データは1988年から現在までの全国に立地するのスーパー、GMSといった小売店で販売された加工食品、日用品の JAN コード、販売額、販売数量を日次で記録した大規模データセットである。1988年1月から2008年4月までに記録された店舗数は373店、商品点数は約150万、販売記録の観測総数は約40億点にのぼる。店舗には新規出店と退出があるため、この研究では1990年1月1日から2008年4月30日までの6,695日間、常に存在した19店舗のデータのみを分析の対象とする。また、価格

データの欠損を少なくするため販売日数が 6,000 日を超えていた 4,651 商品に対象を絞る。19 店舗で販売された 4,651 商品の店舗・商品の結合 ID の数は 17,114 に上る (表 1)。この 17,114 の結合 ID を振られた商品の販売額で、当該 19 店舗の 17 年 4ヶ月間の売上の 12.22 %を占めている。また、その平均販売レンジは 6521 日と全販売日数の 97.4 %である。ただし、販売レンジ内でも販売がなかった日、あるいは期間もあるため平均販売日数は 2,924 日となっている。

3.1 データ処理

3.1.1 データの月次化

日経 POS データは日次で販売店別に商品ごとの販売金額と販売数量を記録したデータ・セットであるが、本稿では日次データを月次データに加工して分析を進める。価格を月次化するには、商品の実売価格を表すものとして販売数量加重平均価格、また商品の定価を表すものとして月間最頻値価格を、そして両者の価格比を表すバーゲン価格率の三つの価格データ・セットを作成する。

まず、月次の販売数量加重平均価格の計算について説明する。日付 td において、店舗 s で販売された商品 i の販売金額を $S_{td}^{s,i}$ とし、その販売数量を $Q_{td}^{s,i}$ とすると、日付 td に店舗 s で販売された商品 i の価格 $P_{s,i,td}$ は以下の通り。

$$P_{s,i,td} = \frac{S_{td}^{s,i}}{Q_{td}^{s,i}}$$

日付 td 、がある月 tm に属すると仮定すると、月 tm において、店舗 s で販売された商品 i の販売数量加重平均価格 $P_{s,i,tm}^{(a)}$ は以下の通り。

$$P_{s,i,tm}^{(a)} = \sum_{td \in tm} \left[\left(\frac{Q_{td}^{s,i}}{\sum_{td \in tm} Q_{td}^{s,i}} \right) P_{s,i,td} \right]$$

欠損値がある場合、その月の属する年の平均価格 (月次販売数量加重平均価格の平均値)

で埋めている．それでも欠損値が残る場合，3年間の平均価格（月次販売数量加重平均価格の平均値）で埋めている．最後に，前年同月比の伸び率 $p_{s,i,tm}^{(a)}$ に変換して実証分析に用いる．

$$p_{s,i,tm}^{(a)} = \left[\frac{P_{s,i,tm}^{(a)} - P_{s,i,tm-12}^{(a)}}{P_{s,i,tm-12}^{(a)}} \right] \times 100.$$

次に，月次の最頻値価格の定義について説明する．月 tm において，店舗 s で販売された商品 i の最頻値価格 $P_{s,i,tm}^{(m)}$ は以下の通り．

$$P_{s,i,tm}^{(m)} = \underset{td \in tm}{\text{mode}}(P_{s,i,td})$$

ただし， $\text{mode}_{td \in tm}$ は月 tm に属する日付 td のうち，最頻値の価格（最頻値が二つ以上ある場合はそのうちの最大値）を返すオペレータである．

欠損値がある場合，その月の属する年の最頻値価格（月次最頻値価格の年間の最頻値）で埋めている．それでも欠損値が残る場合，3年間の最頻値価格（月次最頻値価格の3年間の最頻値）で埋めている．最後に，前年同月比の伸び率 $p_{s,i,tm}^{(m)}$ に変換して実証分析に用いる．

$$p_{s,i,tm}^{(m)} = \left[\frac{P_{s,i,tm}^{(m)} - P_{s,i,tm-12}^{(m)}}{P_{s,i,tm-12}^{(m)}} \right] \times 100.$$

次に，月次のバーゲン価格率の定義について説明する．最頻値価格 $P_{s,i,tm}^{(m)}$ を定価とし，販売数量加重平均価格 $P_{s,i,tm}^{(a)}$ が実売価格であるとする⁵と，両者の差はバーゲンによる値下げ幅に相当する⁵．それを定価で割ったものを，バーゲン価格率と定義する．つまり，月次のバーゲン価格率 $p_{s,i,tm}^{(b)}$ は以下の通り．

⁵実際には，月次最頻値価格を月次販売数量加重平均価格が上回っているということもありうる．しかし，このような事例はごく少数である．

$$p_{s,i,tm}^{(b)} = \left[\frac{P_{s,i,tm}^{(m)} - P_{s,i,tm}^{(a)}}{P_{s,i,tm}^{(m)}} \right] \times 100.$$

注記しなくてはならないのは、日経 POS データは 2003 年 11 月、12 月の記録が欠損していることである。実証分析はこの部分のデータは取り除いた上で行われている。価格の前年同月比伸び率を示す $p_{s,i,tm}^{(a)}$ のデータ、及び $p_{s,i,tm}^{(m)}$ のデータについては 2003 年 11 月、12 月に加えて、2004 年 11 月、12 月のデータを除いた上で実証分析を行う。

3.1.2 季節調整

$p_{s,i,tm}^{(a)}$ のデータ、及び $p_{s,i,tm}^{(m)}$ のデータについては前年同月比をとることで乗法的な意味での季節性を取り除けているはずであるが、 $p_{s,i,tm}^{(b)}$ のデータについては季節性が残っている。これについてはデータを 12 か月の月ダミーに回帰し、その残差を実証分析に用いることで季節性の影響を回避する。

4 実証分析

4.1 パネルデータ分析

まず、価格のパネルデータを時間ダミーに回帰して、マクロ・ショックの価格変動への影響度合いについておおまかな傾向をみる。販売数量加重平均価格伸び率、最頻値価格伸び率、バーゲン価格率の 3 つの価格（店舗と商品の結合 ID (s_i) を振った個別価格）の変動を店舗・商品の結合 ID ダミー (D_{s_i}) と、月次の時間ダミー (D_{tm}) に回帰する固定効果モデルで、時間ダミーの動きと、決定係数の時間を通じた変化を検証する。販売数量加重平均価格伸び率 ($p_{s,i,tm}^{(a)}$)、最頻値価格伸び率 ($p_{s,i,tm}^{(m)}$)、バーゲン価格率 ($p_{s,i,tm}^{(b)}$) についての回帰モデルは各々次の通り。

$$\begin{aligned}
p_{s-i,tm}^{(a)} &= \sum_{s-i} D_{s-i} \alpha_{s-i}^{(a)} + D_{tm} \beta_{tm}^{(a)} + \varepsilon_{s-i,tm}^{(a)}, \\
p_{s-i,tm}^{(m)} &= \sum_{s-i} D_{s-i} \alpha_{s-i}^{(m)} + D_{tm} \beta_{tm}^{(m)} + \varepsilon_{s-i,tm}^{(m)}, \\
p_{s-i,tm}^{(b)} &= \sum_{s-i} D_{s-i} \alpha_{s-i}^{(b)} + D_{tm} \beta_{tm}^{(b)} + \varepsilon_{s-i,tm}^{(b)}.
\end{aligned}$$

図4は時間ダミーの係数（基準時の時間ダミー係数をゼロとし、全て定数項を足してある）を、販売数量加重平均価格、最頻値価格、バーゲン価格率のそれぞれについてプロットしたものである。販売数量加重平均価格、最頻値価格についてはほぼ同様の動きを示している。1990年代前半にインフレ率の低下が進行し、その後、1990年代半ば以降は係数もほぼ0から-1の間を動いている。ところが、2000年代半ば以降は時間ダミーの係数が上昇に転じ、2008年には急上昇している。図2のPOS物価及び加工食品・家事用品のCPIのインフレ率の1990年代前半以降の推移と比較すると、よく似た動きをしていることが見て取れよう。次に、バーゲン価格率（実売価格が定価からどれだけ低いかを示す）の時間ダミーをみると、1990年代末には低かった係数が、2000年代半ばにかけて少しずつ上昇していることがわかる。これは定価と実売価格に次第に開きが出てきたことを意味している。しかるに、2007年から2008年の価格上昇時には係数が低下しており、この時期、定価と実売価格の差が全体的に縮小したことが示されている。

次に、3年毎に期間を区切って上記の固定効果モデルを推計し、決定係数の推移をみることで時間ダミーの影響が変化したかを検証しよう。決定係数の変遷をまとめたものが表2である。これをみると販売数量加重平均価格と最頻値価格では1991-1993年の期間に高かった決定係数が1990年代半ばにかけていったん低下している。その後、2000年代なかばにかけて極めて低い水準を水位した後、2003-2005年の期間から上昇傾向が現れている。これはタイム・ダミーで捕捉されたマクロ・ショックの個別価格に対する影響の度合いが1990年代前半に急低下し、2000年代後半にわずかに上昇していることを示している。図5の(A)、(B)のグラフではそれぞれ、販売数量加重平均価格と最頻値価格の固定効果

モデルの推計における決定係数の推移を示した。図5の(C)バーゲン価格率については1990年代後半から2000年代前半のデフレーションの時期にマクロ・ショックの影響度合いがわずかに高まったが、水準は非常に低く、バーゲン価格率に時間ダミーによるマクロ・ショックの影響はあまり見られない。

3つの価格の固定効果モデルによるマクロ・ショックの影響度合いの変化についての分析を総括すると、マクロ・ショックの個別価格変動（販売数量加重平均と最頻値のインフレ率）に対する影響の度合いが1990年代前半に急低下し、底ばいの状態が続いた後、2000年代後半にかけては徐々に上昇していると総括できよう。ただし、ここでマクロ・ショックとして取り上げたのは時間ダミー1つのみで、決定係数の水準も低く、小売価格の変動への説明力は弱い。マクロ・ショックとして2つ以上の要因が存在すると想定するのは自然であることから、複数のマクロ・ショック（共通因子）をデータから効率的に抽出する手法が必要となる。

4.2 因子分析

前節では、価格を時間ダミーに回帰する固定効果モデルを用いてマクロ・ショックの影響の度合いの変化を調べたが、共通因子が時間ダミー1つのみで、データに対する説明力も弱かった。固定効果モデルに時間ダミーのほかに様々なマクロ変数を加えて推計するという選択肢も存在するが、マクロ変数の選択は適切か、効率的なマクロ・ショックを抽出できているかといった問題が生ずる。そこで本稿では、共通因子同士に直交性を仮定することで効率的に複数の共通因子を推定する手法である因子モデルを用いて価格変動のマクロ・ショックと個別ショックへの分解を試みる。

4.2.1 因子モデル

商品 i 、時点 t の価格を p_t^i とするとき、因子モデル (factor model) ではこれを q 個の共通因子 (common factor) $f_{t1}, f_{t2}, f_{t3}, \dots, f_{tq}$ と商品 i の独自因子 (idiosyncratic factor) ε_t^i

の線形結合で表わすことを仮定する .

$$p_t^i = \lambda_1^i f_{1t} + \lambda_2^i f_{2t} + \lambda_3^i f_{3t} + \cdots + \lambda_q^i f_{qt} + \varepsilon_t^i,$$

$$(i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T).$$

本稿では p_t^i を先に定義した 3 種類の価格 ($p_{s,i,tm}^{(a)}$, $p_{s,i,tm}^{(m)}$, $p_{s,i,tm}^{(b)}$) として実証分析を行う . 3 種類の価格は全ての系列で平均ゼロ , 分散 1 に基準化する . λ_j^i は j 番目の共通因子が i 番目の商品の価格に影響する程度を示したもので因子負荷量 (factor loading) と呼ばれる . f_{jt} は j 番目の共通因子の時点 t での共通因子得点 (common factor score) と呼ばれる . ε_t^i は i 番目の商品の価格の時点 t での独自因子得点 (idiosyncratic factor score) と呼ばれる .

$p_t^i (i = 1, 2, \dots, N)$ を要素とする $n \times 1$ ベクトルを \mathbf{p}_t とし , $f_{jt} (j = 1, 2, \dots, q)$ を要素とする $q \times 1$ ベクトルを \mathbf{f}_t とし , $\varepsilon_t^i (i = 1, 2, \dots, N)$ を要素とする $n \times 1$ ベクトルを $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ とする . また , $\lambda_j^i (i = 1, 2, \dots, n; j = 1, 2, \dots, q)$ を要素とする $N \times q$ 行列を Λ とする . このとき因子モデルは次のようにベクトル表現に書き換えることができる .

$$\mathbf{p}_t = \Lambda \mathbf{f}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t.$$

モデルには次のような 4 つの仮定を置く . 一つ目の仮定は共通因子と独自因子は無相関というものである .

$$\text{Cov}(\mathbf{f}_t, \boldsymbol{\varepsilon}_t) = E(\mathbf{f}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t') = \mathbf{0}.$$

二つ目の仮定は異なる二つの価格に対応する独自因子は無相関というものである .

$$\text{Var}(\boldsymbol{\varepsilon}_t) = E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t') \equiv \boldsymbol{\Psi},$$

$$\boldsymbol{\Psi} = \begin{bmatrix} \psi_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \psi_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \psi_n \end{bmatrix}.$$

三つ目の仮定は共通因子及び独自因子の平均はゼロというものである。

$$E(\mathbf{f}_t) = \mathbf{0}, \quad E(\boldsymbol{\varepsilon}_t) = \mathbf{0}.$$

四つ目の仮定は共通因子の分散は全て1で異なる二つの共通因子は無相関というものである。

$$E(\mathbf{f}_t \mathbf{f}_t') = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \equiv I_q.$$

以上のような仮定を持つ因子モデルに基づいて、価格の分散 $\text{Var}(\mathbf{p}_t) \equiv \boldsymbol{\Sigma}$ は次のように分解できる。

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\Sigma} &= E(\mathbf{p}_t \mathbf{p}_t') = E[(\boldsymbol{\Lambda} \mathbf{f}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t)(\boldsymbol{\Lambda} \mathbf{f}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t)'] \\ &= E[\boldsymbol{\Lambda} \mathbf{f}_t \mathbf{f}_t' \boldsymbol{\Lambda}' + \boldsymbol{\Lambda} \mathbf{f}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t' + \boldsymbol{\varepsilon}_t \mathbf{f}_t' \boldsymbol{\Lambda}' + \boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t'] \\ &= \boldsymbol{\Lambda} \boldsymbol{\Lambda}' + \boldsymbol{\Psi}. \end{aligned}$$

つまり、価格 p_t^i の分散は次のように分解されることになる。

$$\begin{aligned} \text{Var}(p_t^i) &= \text{Var}(\lambda_1^i f_{t1} + \lambda_2^i f_{t2} + \lambda_3^i f_{t3} + \cdots + \lambda_q^i f_{tq}) + \text{Var}(\varepsilon_t^i) \\ &= (\lambda_1^i)^2 + (\lambda_2^i)^2 + \cdots + (\lambda_q^i)^2 + \psi_i. \end{aligned}$$

全価格, $p_t^1, p_t^2, \dots, p_t^N$ において共通因子により説明される部分の寄与は, 以下の通り.

$$\text{trace}(\Sigma - \Psi) = \text{trace}(\Lambda\Lambda').$$

全価格における共通因子により説明される部分の寄与率 (CR) は, 次のように計算される.

$$CR = \frac{\text{trace}(\Lambda\Lambda')}{\text{trace}(\Sigma)}.$$

本稿では因子得点及び因子負荷量については通時で推計し, 分散分解は 3 年の期間 ($period$) ごとに行う. 従って, 次の方法で共通因子の分散寄与率を計算する.

$$CR_{period} = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N \text{Var}_{t \in period}^i(\varepsilon_t^i)}{\sum_{i=1}^N \text{Var}_{t \in period}^i(p_t^i)}.$$

ここで $\text{Var}_{t \in period}^i$ は, 商品 i について, 期間 $period$ に属する価格 (あるいは独自因子) について分散を計算するオペレータである.

ここで用いるサンプルは $N > T$ でクロスセクション方向にサンプルが大きいいため, 古典的な因子モデルの推定法⁶は利用できない. そこで, 近年に推定理論が発展した近似的因子モデルを用いる. 推定方法については Bai (2003) の手法を用いた⁷.

⁶主成分分析法, 主因子法, 反復主因子法, 最小二乗法, 最尤法など様々な手法が提案されている.

⁷近似的因子モデルの推定法については Appendix で解説する.

4.2.2 因子数の決定

価格変動のマクロ要因を複数の商品価格から抽出したいと考えるとき、抽出すべき共通因子数は1個で十分とも想定することも可能だが、小売系列同じくする店舗が同じ価格戦略をとる、あるいは地域ごとに共通要因がある、原材料の構成が近い、為替レート変動の影響を受ける輸入品がある等といった要因も共通因子に含めなければ、店舗独自の価格決定要因を抽出できない可能性がある。共通因子が一つのケースは時間ダミーを説明変数とした固定効果モデルの推計で扱ったので、ここでは共通因子が複数あるケースを検討する。因子モデルの手法は複数の共通因子を効率的に抽出するのに適している。

共通因子数 q の決定については、標本相関行列の1より大きい固有値の数を共通因子の数とするという基準 (Kaiser criterion) を用いる。この基準は分散を1に揃えた非説明変数よりも大きな分散を持つ因子を共通因子として採用し、それよりも小さな分散しか持たない因子を不採用とするという明確な基準を持つ⁸。

4.2.3 結果

先ず、データから因子得点を推定する。図6は、販売数量加重平均価格、再頻値価格、及びバーゲン価格率のそれぞれについて近似的因子モデルをもちいて推定した因子得点のうち分散の大きい上位5つを取り上げてグラフにしたものである。図6の(A)、(B)の第1因子をみると、図4の販売数量加重平均価格、再頻値価格の時間ダミー係数のグラフに極めて似通っていることが分かる。図6の(C)の第1因子についても図4のバーゲン価格率の時間ダミー係数のグラフと酷似しており、前節のパネルデータ分析でみた時間ダミーによる共通因子が因子モデルの第1因子をほぼ正確にとらえていたことが確認できる。第2因子以下をみると図6の(A)、(B)では明確な傾向はみてとれない。サンプル採取を特定の19店舗に限定し、また取り上げた商品も1店舗で6000日以上販売されたものに限定しているため、特定の商品、特定の商品分類、あるいは特定の店舗、特定の小売系列

⁸ここで用いる因子数の決定基準以外にも、スクリー・プロットを見て判断する方法や、AIC (Akaike Information Criterion)、SBIC (Schwarz' Bayesian Information Criterion) を最小にする因子数を選択するという方法が存在する。

の値下げ要因，値上げ要因が強く影響している可能性がある．因子分析の文脈での独自因子とは，ある店舗のある商品における固有の価格の値動きのことを示している．したがって，多くの店舗で販売されるある特定の商品が販売店舗の全てで一斉に値上げされれば，それは共通因子と言い得るし，またある店舗で殆どの商品が一斉に値上げされればそれは共通因子と判断される．あるいはある小売系列やある商品分類で一斉に価格が動いても共通因子と認識される．ここでは各々の共通因子がどのようなマクロ変数あるいは準マクロ変数に対応するのかを調べることは主題ではない．価格変動を共通因子と独自因子に分解して分散寄与率の推移をみるのがこの研究の目的である．

次に，共通因子として採用する因子の数を決定する．図 7 は販売数量加重平均価格，再頻値価格，及びバーゲン価格率のそれぞれについて，相関行列の固有値を降順に並べたものである．販売数量加重平均価格の固有値は 47 個目までが 1 以上，再頻値価格は 45 個目まで，バーゲン価格率は 59 個目までが 1 以上となっている．ここでは先にあげた因子数決定の基準に基づき，表 3 のように因子数 q を決定する．図 8 は販売数量加重平均価格，再頻値価格，及びバーゲン価格率のそれぞれの SBIC（シュワルツ・ベイズ情報量基準）を参考として計算したものである．販売数量加重平均価格では因子数 47 の時に，再頻値価格では 46 の時に SBIC が最小になっており，上記の固有値基準での因子数と近い結果となった．バーゲン価格率は因子数 3 で SBIC が最小となり固有値基準の因子数とかけ離れた結果となった．

最後に，共通因子の分散寄与率を期間を分けて推定する．図 9 はその結果を示したものである．頑健性をみるために，採用した因子数より 1 及び 2 多く因子数を採用した場合と 1 及び 2 少なく因子数を採用した場合の分散寄与率も掲載した．いずれの因子数でも，共通因子の分散寄与率の動きは，基準となる因子数による分散寄与率の動きとほぼ同じ動きとなっている．図 9 の (A) (B) をみると 1990 年代を通じて低下してきた共通因子の分散寄与率が，その後も低水準で推移し，2000 年代半ばから再び高い水準に戻っていることがみてとれる．先の固定効果モデルによる分析結果と同様に，ここでも 1990 年代前半にマクロ・ショックの影響度が低下し，2000 年代半ば以降になって再び上昇しているとい

う結果が見出された。デフレが進行していた 2000 年代半ばまでの日本では価格変動に占める個別ショックの影響力が増大し、その後のインフレ局面ではマクロ・ショックの影響が増大したといえる。図 9 (C) のバーゲン価格率のグラフでは共通因子の分散寄与率は 1990 年代の半ばを底に上昇傾向が続いており、2000 年代後半には急上昇している。特売の動きに関してはマクロ・ショックの影響力が増大する傾向が見られる。

5 結語

この研究の目的は個別商品の名目価格にマクロ・ショックと個別ショックに分解し、1990 年代初めから 2008 年 4 月までのマクロ・ショックの寄与率を推計することで、この時期の価格変動に占めるマクロ・ショックの影響度合いの変化を検証し、同時に進行したフィリップス曲線のフラット化のメカニズムについて考察することであった。

我々はまず、価格データを時間ダミーに回帰する固定効果モデルを推計し、その決定係数が 1990 年代前半に急低下し、その後、低水準の状態が続いた後に、2000 年代後半に上昇するという結果を得た。さらに、近似的因子モデルを用いて価格変動の共通因子を抽出することを試み、その第 1 因子が時間ダミー係数とほぼ近いものであることを確認した。適切な因子数を採択した因子モデルによる分散分解では、1990 年代前半には高かった共通因子の分散寄与率が徐々に低下し、2000 年代前半まで低水準が続き、その後上昇するという結果が再び得られた。デフレーションが進行していた 2000 年代半ばまでの日本では価格変動に占める個別ショックの影響力が増大し、その後のインフレーション局面ではマクロ・ショックの影響が増大したと解釈することができる。

1990 年代後半から 2000 年代前半にかけて物価変動が非常に小さく、緩やかなデフレーションが進行する一方で、価格改定確率が上昇していったことにはマクロの物価変動ではなく、個別店舗の独自の価格設定行動があることが示唆されよう。2000 年代後半には共通因子の分散寄与率は上昇しており、日本経済がデフレーションから脱却する過程においては、個別の商品、店舗の価格設定の影響力は低下し、マクロ・ショックの影響力が

強まったことが示された。これらの事実を 1990 年代から 2000 年代前半におけるフィリップス曲線のフラット化と 2000 年代半ば以降の再スティープ化と考え合わせれば、フィリップス曲線の理論的解説としてはルーカス型の不完全情報モデルの方が適切である可能性が高いといえよう。

Appendix : 近似的因子モデルの推定

$N > T$ の時, 価格系列の標本分散共分散行列 $S = \left(\sum_{t=1}^T \mathbf{p}_t \mathbf{p}'_t \right) / T$ がフルランクとならない. この場合, Bai and Serena(2002), Bai (2003) で展開された近似的因子モデルの推計手法を用いる. k 因子モデルを次のように表現する.

$$P = F_k \Lambda'_k + E,$$

ここで,

$$P_{(T \times N)} = \begin{bmatrix} \mathbf{p}'_1 \\ \mathbf{p}'_2 \\ \vdots \\ \mathbf{p}'_T \end{bmatrix}, \quad F_k_{(T \times k)} = \begin{bmatrix} \mathbf{f}'_1 \\ \mathbf{f}'_2 \\ \vdots \\ \mathbf{f}'_T \end{bmatrix}, \quad E_{(T \times N)} = \begin{bmatrix} \varepsilon'_1 \\ \varepsilon'_2 \\ \vdots \\ \varepsilon'_T \end{bmatrix},$$

$$\Lambda_k_{(N \times k)} = \begin{bmatrix} \lambda_1^1 & \lambda_2^1 & \cdots & \lambda_k^1 \\ \lambda_1^2 & \lambda_2^2 & \cdots & \lambda_k^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \lambda_1^N & \lambda_2^N & \cdots & \lambda_k^N \end{bmatrix}.$$

k 因子モデルの推定は次の最適化問題を解くことで行われる.

$$V(k) = \min_{\Lambda^k, F^k} \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left(p_t^i - \sum_{j=1}^k \lambda_j^i f_{tj} \right)^2 \quad (\text{A.1})$$

subject to $(F'_k F_k) / T = I_k$, $\Lambda'_k \Lambda_k$ は対角行列

である. このとき, $\Lambda'_k = (F'_k F_k)^{-1} F'_k P = F'_k P / T$ とすると, (A.1) は次の主成分問題に等しい.

$$\max_{F_k} \text{trace} (F_k (PP') F_k')$$

この最大値は，行列 PP' の固有ベクトルのうち固有値の大きい k 個の固有ベクトルに \sqrt{T} を掛けたものを F_k とすることで得られる．この方法で推定された共通因子を \tilde{F}_k とすると，因子負荷量のベクトルの推定値 $\tilde{\Lambda}'_k = (\tilde{F}'_k \tilde{F}_k)^{-1} \tilde{F}'_k P = \tilde{F}'_k P / T$ として推計できる．

参考文献

- Abe, N., and A. Tonogi (2010): Micro and Macro Price Dynamics in Daily Data, *Journal of Monetary Economics*, 57(6), 2010, pp.716-728.
- Bai, J. (2003): Inferential Theory for Factor Models of Large Dimensions. *Econometrica*, 71, pp.135-171.
- Bai, J., and Serena Ng (2002): Determine the Number of Factors in Approximate Factor Models (with Serena Ng), *Econometrica* 70, pp.191-221.
- Bai, J., and Serena Ng (2002): *Large Dimensional Factor Analysis*, now Publishersn Inc.
- Bils, M., and P. J. Klenow (2004): Some Evidence on the Importance of Sticky Prices, *Journal of Political Economy*, 112(5), pp.947-985.
- Kehoe, P., and V. Midrigan (2007): Sales, Clustering of Price Changes, and the Real Effects of Monetary Policy, *Working Paper, University of Minnesota*.
- Lucas, Robert (1972) : Expectations and the Neutrality of Money, *Journal of Economic Theory*, 4(2), pp.103-124
- Nakamura, E., and J. Steinsson (2007): Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Model, *Working Paper, Harvard University*.
- Ravn, M. O. & H. Uhlig (2001): On Adjusting the HP-Filter for the Frequency of Observations, *CEPR Discussion Papers* No. 2858.
- Saita, Y., and M. Higo (2006): Price Setting in Japan: Evidence from CPI Micro Data, *Bank of Japan Working Paper Series*, No. 07-E-20.

- Shintani, M (2008): A Dynamic Factor Approach to Nonlinear Stability Analysis, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(9), pp.2788-2808.
- Shiratsuka, S., (1999): *Measurement Errors in the Japanese: Consumer Price Index, Monetary and Economic Studies*.
- Sonoda, K (2006): An Empirical Analysis of Price Stickiness and Price Revision Behavior in Japan Using Micro CPI Data, *Bank of Japan Working Paper Series*, No. 06-E-8.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1998): Diffusion Indexes. *NBER Working Paper*, No. 6702.
- 阿部修人, 外木暁幸, 渡辺努 (2008): 「企業出荷価格の粘着性-アンケートとPOS データに基づく分析-」, *経済研究*, 59(4), pp.305-316.
- 木村武, 黒住卓司, 原尚子 (2008): 「日本のフィリップス曲線に何が起こったか - 企業の価格設定行動の変化と名目硬直性の高まり - 」, *Bank of Japan Working Paper Series*, No. 08-J -1.
- 敦賀貴之, 武藤一郎 (2008): 「ニューケインジアン・フィリップス曲線に関する実証研究の動向について」『金融研究』第 27 巻第 2 号, pp.65-100

表 1

日経POSからのデータ抽出

	Total	販売rangeが ⁶ 6000日以上 の商品
商品数	646213	4651
店舗数	19	19
商品・店舗結合ID数	2800877	17114
メーカー数	13320	997
6桁分類数	1685	937
3桁分類数	215	189
販売初日(平均)		1990/4/14
販売最終日(平均)		2008/2/24
平均range	633	6,521
(標準偏差)	987	214
平均count	173.8	2,924
(標準偏差)	460.2	1,928
合計販売額(億円)	6,148	751
販売額の比率	100	12.22

Note: Totalは1990年1月1日から2008年4月30日まで存続した19店舗の総合値

表 2

時間ダミーへの固定効果回帰における決定係数

	1991- 1993	1992- 1994	1993- 1995	1994- 1996	1995- 1997	1996- 1998	1997- 1999	1998- 2000	1999- 2001	2000- 2002	2001- 2003	2002- 2004	2003- 2005	2004- 2006	2005- 2007	2006- 2008
販売数量加重平均価格																
within	0.0501	0.0072	0.0016	0.0011	0.0013	0.0014	0.0011	0.0013	0.0016	0.0023	0.0033	0.0031	0.0052	0.0054	0.0060	0.0049
between	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
overall	0.0444	0.0064	0.0014	0.0010	0.0012	0.0012	0.0010	0.0012	0.0014	0.0021	0.0029	0.0027	0.0046	0.0047	0.0054	0.0044
最頻値価格																
within	0.0498	0.0069	0.0029	0.0008	0.0010	0.0006	0.0003	0.0006	0.0008	0.0010	0.0012	0.0011	0.0029	0.0032	0.0045	0.0060
between	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
overall	0.0436	0.0060	0.0025	0.0007	0.0009	0.0005	0.0003	0.0005	0.0007	0.0009	0.0011	0.0010	0.0025	0.0028	0.0040	0.0054
特売価格率																
within	0.0024	0.0022	0.0022	0.0021	0.0026	0.0060	0.0057	0.0059	0.0034	0.0053	0.0046	0.0038	0.0052	0.0042	0.0021	0.0008
between	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
overall	0.0021	0.0019	0.0020	0.0019	0.0023	0.0054	0.0052	0.0054	0.0031	0.0048	0.0041	0.0034	0.0046	0.0037	0.0018	0.0007

注: 販売数量加重平均価格は商品の販売価格を販売数量ウェイトで月間で加重平均した価格。最頻値価格は商品の販売価格の月間の最頻値。特売価格率は最頻値価格の対数値から販売数量加重平均価格の対数値を引いたもの。販売数量加重平均と最頻値価格は前年同月比の伸び率である。決定係数はそれぞれのパネル変数を店舗・商品ダミーと時間ダミーに固定効果回帰して推定した。

表 3

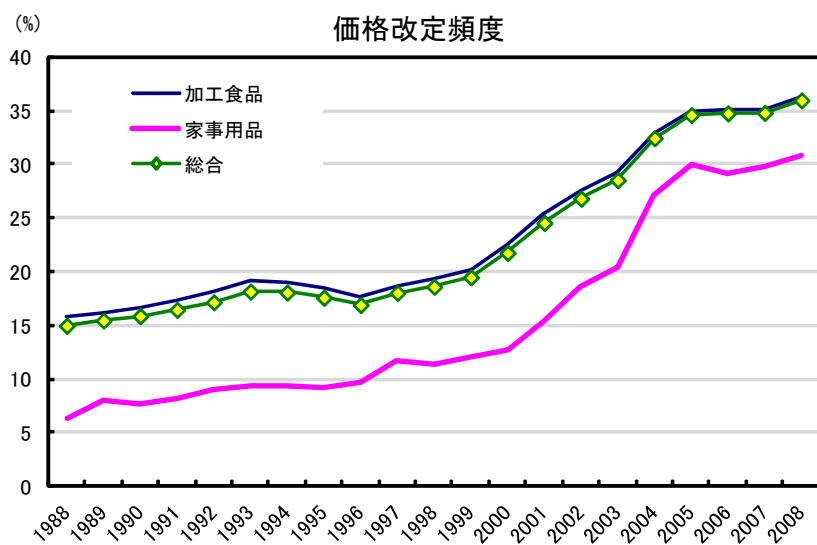
因子数の決定

販売数量加重平均価格	47
最頻値価格	45
特売価格率	59

価格データの相関行列の固有値のうち、1以上のものに対応する固有ベクトルを、共通因子として採用した。上記はそれぞれの価格データにおける1以上の固有値の数。

図 1

(A)



(B)

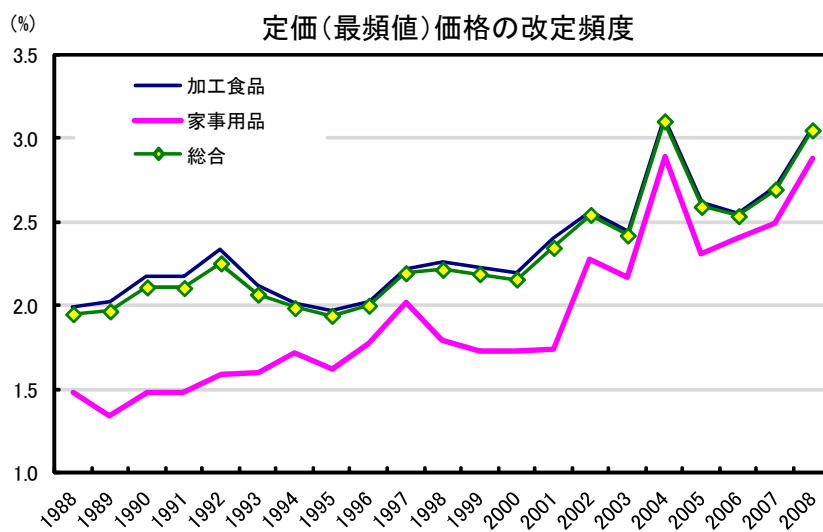


図 2

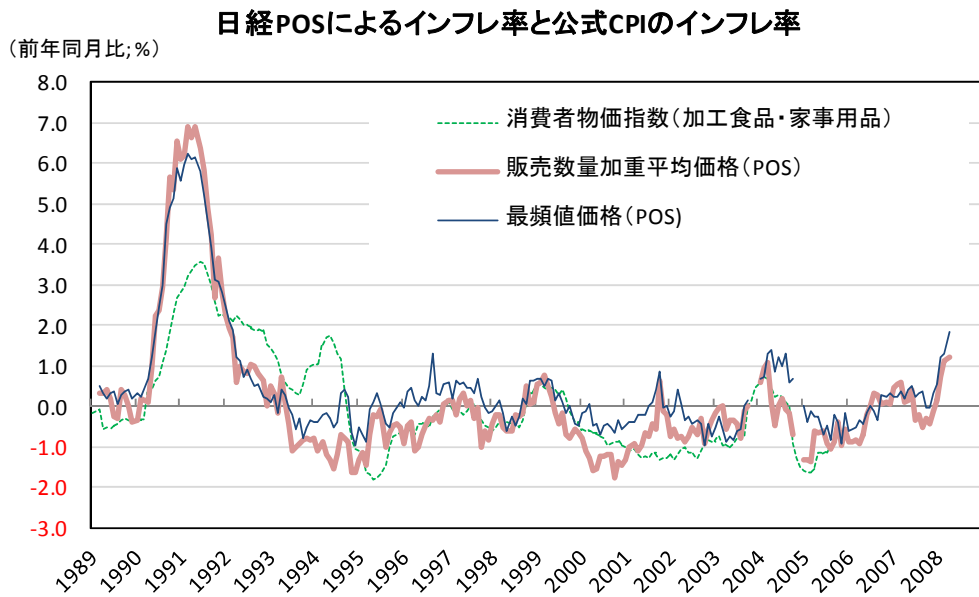
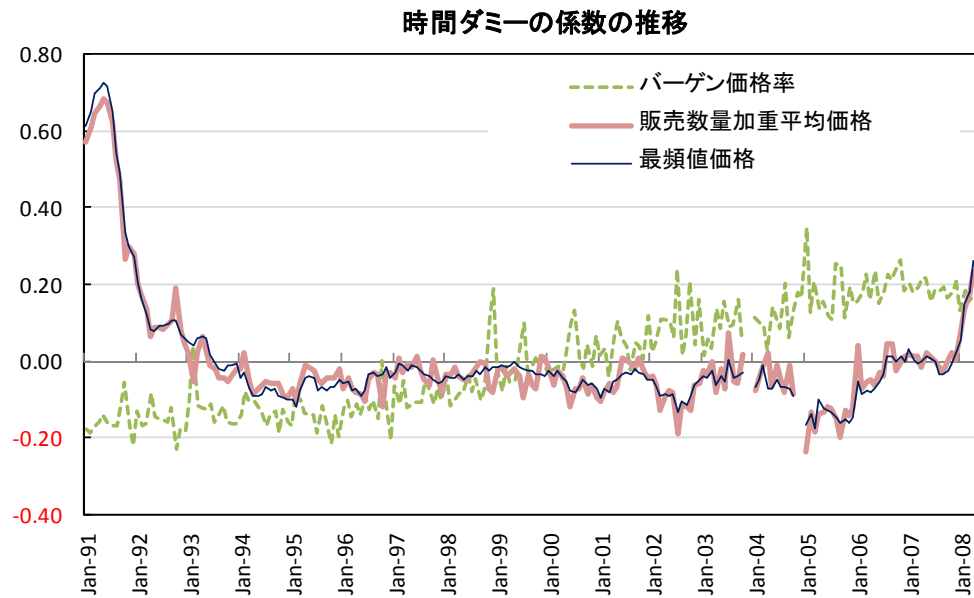
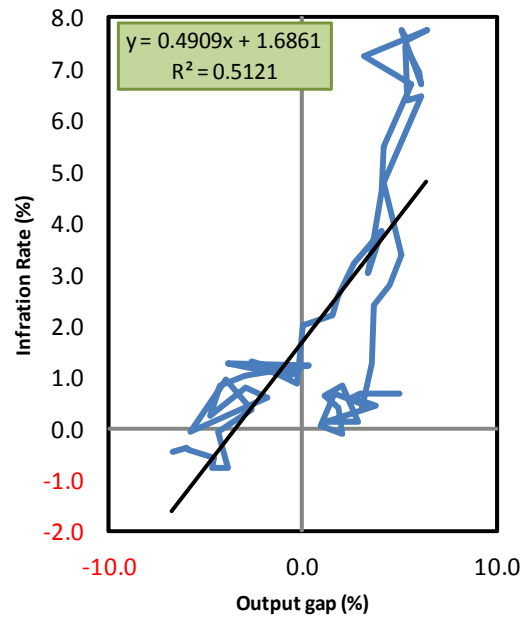


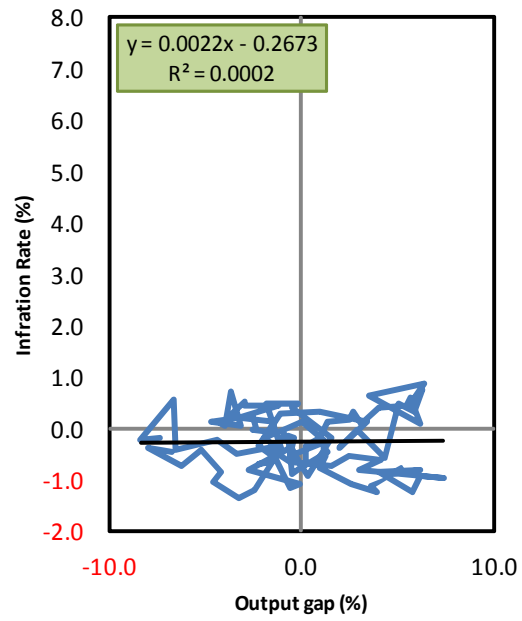
図 4



フィリップス曲線 (1989-1993)



フィリップス曲線 (1994-2001)



フィリップス曲線 (2002-2008)

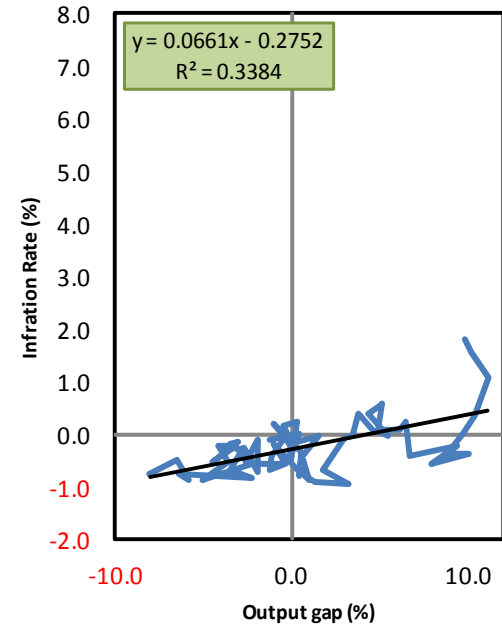
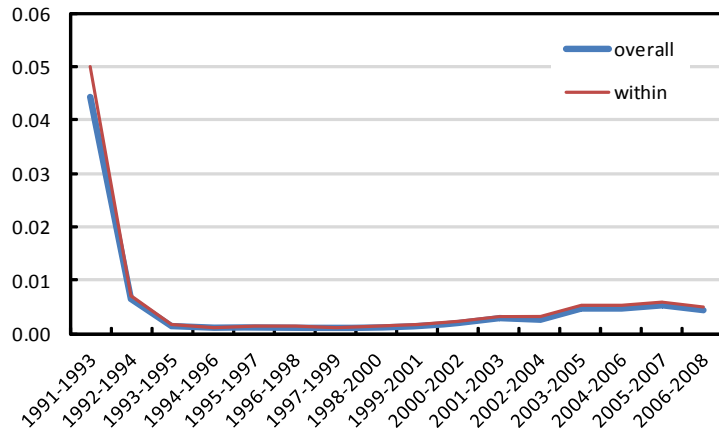


図 5

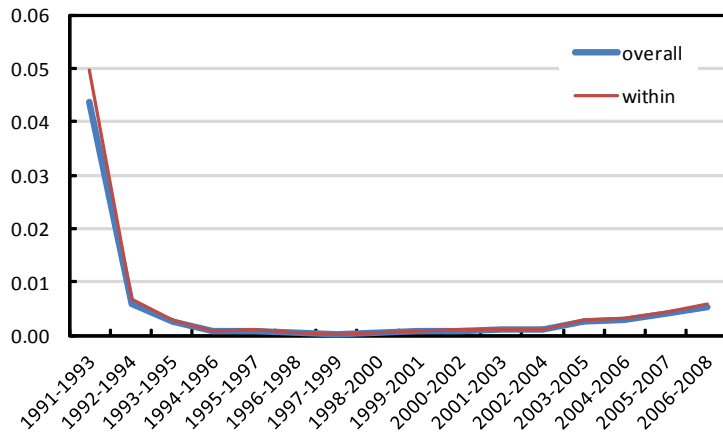
(A)

決定係数 (販売数量加重平均価格)



(B)

決定係数 (最頻値価格)



(C)

決定係数 (バーゲン価格率)

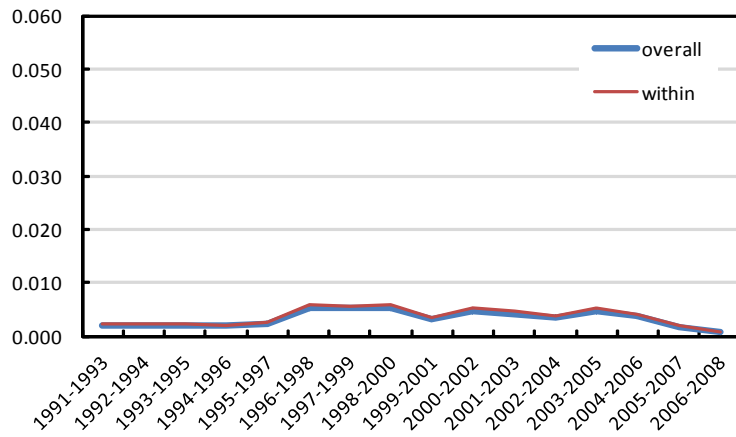


図 6

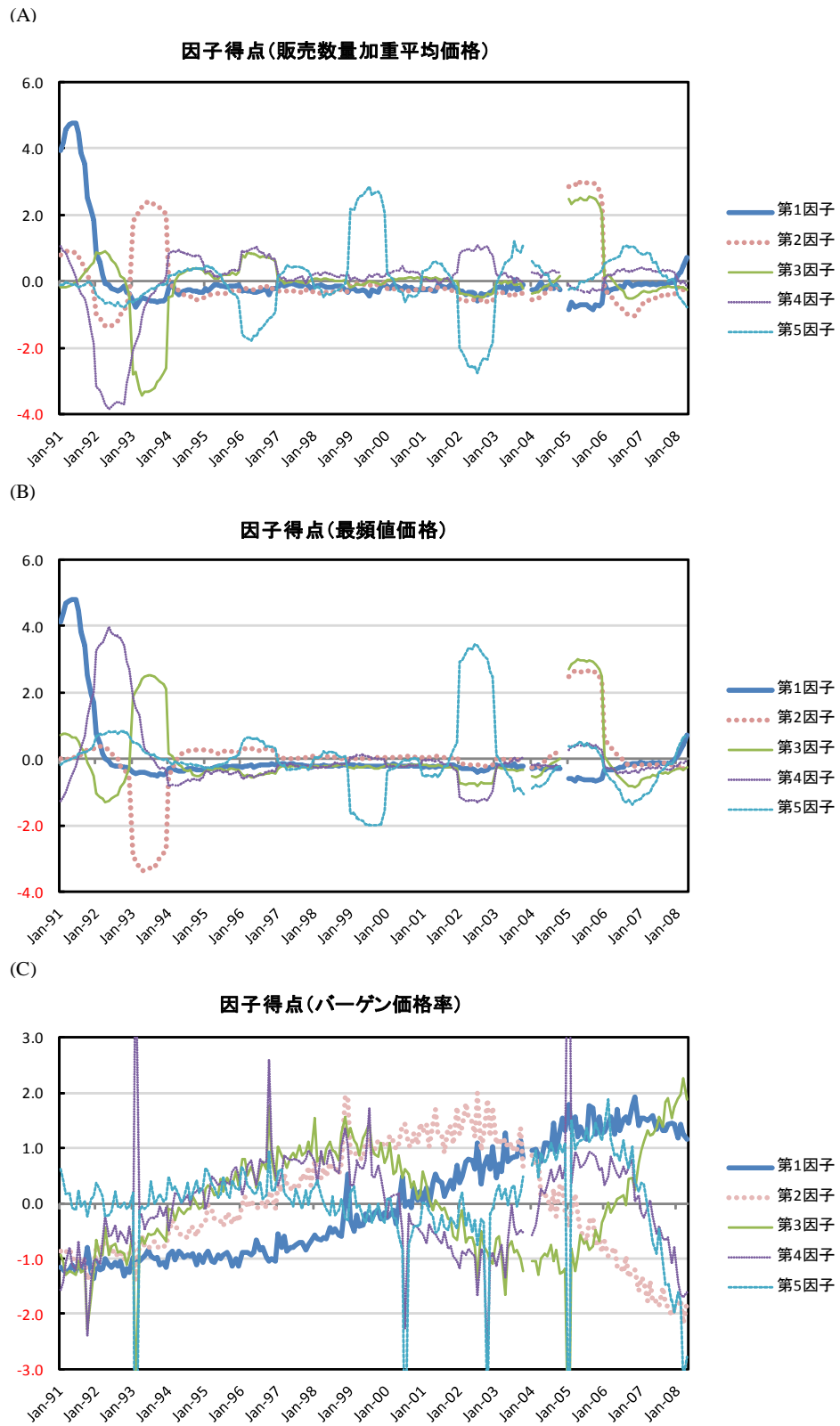


図 7

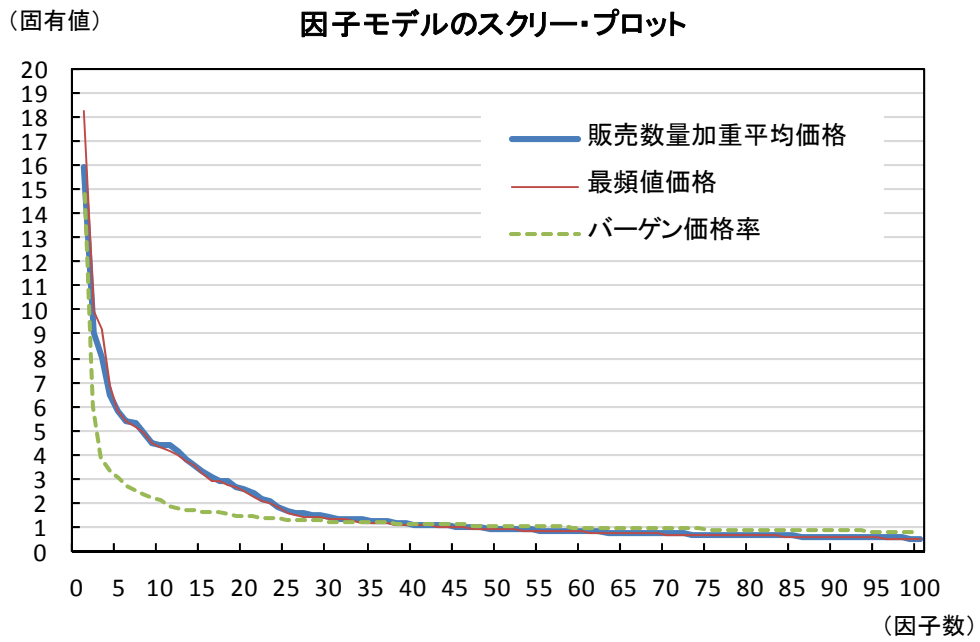


図 8

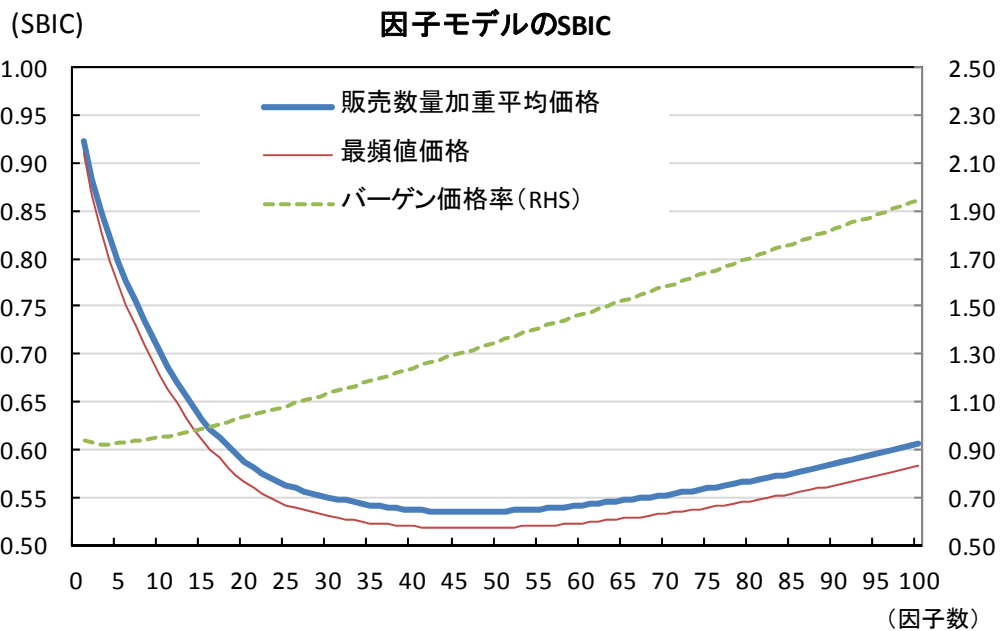
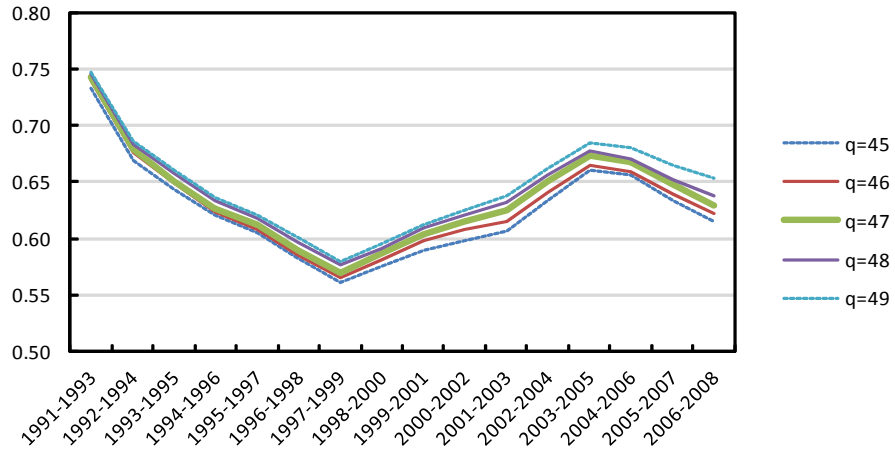


図 9

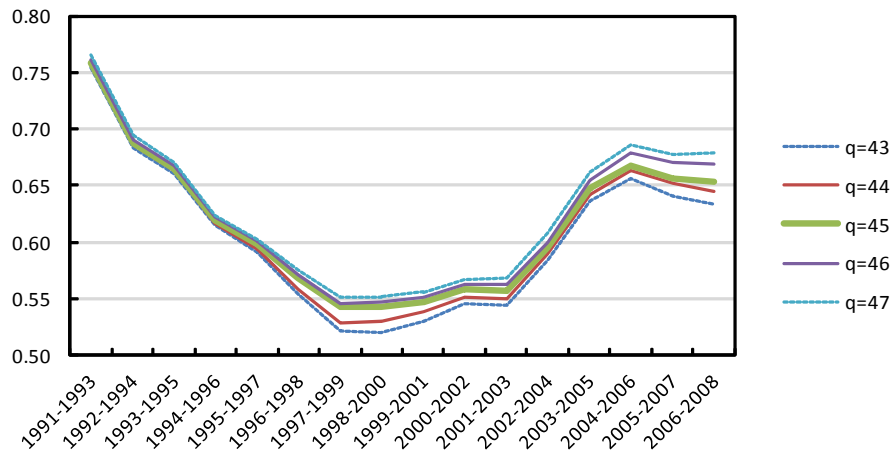
(A)

共通因子の分散寄与率(販売数量加重平均価格)



(B)

共通因子の分散寄与率(最頻値価格)



(C)

共通因子の分散寄与率(特売価格率)

