

状態空間モデルを用いた日本の製紙業に関する 需要の価格弾力性の計測

上 田 雅 弘

- I 序
- II 紙の種類と分類
- III 需要の価格弾力性
- IV 状態空間モデルと需要の価格弾力性の推計
- V 産業利潤率と集中度および価格弾力性の分析
- VI 結論

I 序

製紙業の生産物を大別すると洋紙と板紙に分かれ、さらに洋紙は新聞用紙、印刷・情報用紙、包装用紙、衛生用紙、雑種紙に分類できる。紙・板紙の国内需要は、2008年まで3,000万トン台で推移していたが、いわゆるリーマン・ショック後の2009年に大きく減少して以降、持続的に需要は減退している。

洋紙については情報通信技術の進展によるペーパーレス化などの経済構造変化の影響もあり、新聞用紙や印刷・情報用紙を中心に需要の減少傾向に歯止めがかからない。他方、板紙は、段ボール原紙が、加工食品等の食品分野や家電向けなどの安定した需要に加え、eコマースの普及を背景に堅調である。2020年時点では感染症拡大の影響もあり、ついに洋紙の生産量と板紙の生産量が逆転している。

これまで行ってきた製紙業に関する一連の実証研究では、生産性や効率性など主として供給面の実証分析を積み重ねてきた。たとえば上田（2009）では生産面から、上田（2010）では費用面からの効率性について、包絡線分析法（DEA）を用いた分析結果を提示している。さらに、Ueda（2019）では合併後消滅した企業データをシミュレーションして費用面からの合併効率を検証し、製紙業界の再編は概ね効率性の向上に寄与しているという結果を得ている。また上田（2021）では確率的費用フロンティア（SFA）モデルによる製紙業界の非効率性の推定を行い非効率性の推定を試みている。

製紙業のような大規模装置産業においては、生産規模の拡大によって平均費用が低下する規模の経済性（Economies of Scale）の実現や、複数事業の展開による多品種生産のメリットである範囲の経済性（Economies of Scope）の発揮が費用効率を向上させる源泉となる。そこで、上田（2006）では費用関数を用いた静学的な分析、上田（2013）

では動学的な分析によって、業界でシェアの大きいリーダー企業には規模の経済性が強く働き、中堅企業においても多品種生産を行う企業では範囲の経済性の発揮が効率性の向上要因となることが確認されている。

このように、製紙業における供給面の実証研究はかなり充実させることができたが、需要面の分析はまだ十分ではない。そこで本稿では、洋紙市場の動向を長期的に概観するとともに、需要構造の変化を価格弾力性で捉えるために、状態空間モデルによって弾力性値を推計する新たな方法を提示する。一般的な計測モデルを用いる場合には、価格弾力性は一定期間におけるパラメータとして得ることになるため、毎期の動向を推定値によって把握することができない。しかし、状態空間モデルを用いることによって、状態変数を推計することができれば、特定の定式化によって毎期の価格弾力性値を得ることができる。

こうした状態空間モデルの特性を利用して、洋紙の品種ごとに価格弾力性値を求め、景気の局面にしたがって需要動向がどのように変化したのかを検証する。さらに、得られた価格弾力性のデータを従来から研究されている寡占市場のモデルに適用し、産業利潤率の決定因として需要の価格弾力性が有意義な変数となり得るか適用可能性を探究する。

そこで第Ⅱ節では紙の品種分類について整理し、国内販売量と単価の長期的な経年変化を確認する。そして第Ⅲ節では散布図を用いて価格の変化と国内需要を対応させて、従来の方法で価格弾力性を計測する。さらに第Ⅳ節では状態空間モデルを用いた洋紙各種の価格弾力性の推計を試みる。第Ⅴ節ではこの推計値を用いて、産業利潤率と集中度および価格弾力性の関係を計測し、状態空間モデルによって得られた価格弾力性が説明変数として有力であることを明らかにする。

Ⅱ 紙の種類と分類

紙の品種分類を表1にあげている¹。紙の分類は新聞用紙、印刷・情報用紙、包装用紙、衛生用紙、雑種紙に5つに大別される。印刷・情報用紙は、さらに非塗工印刷用紙と表面をコーティングした塗工印刷用紙に分けることができる。非塗工印刷用紙は白色度によってさらに上級・中級・下級等に用途分類される。塗工印刷用紙は高級美術書や雑誌の表紙などに用いられるアート紙や、ポスターやカタログに用いられるコート紙に分類される。また情報用紙ではPPC用紙が代表的な製品である。包装用紙は未ざらし包装紙とざらし包装紙に大別される。未ざらし包装紙にはセメントや肥料の袋に用いる

1 この分類表は日本製紙連合会が毎年編纂する『紙板紙統計年報』を参考に作成している。

表1 紙の種類と用途

新聞巻取紙				包装用紙	未ざらし包装紙	重袋用両更クラフト紙		
印刷・情報洋紙	非塗工印刷用紙	上級印刷紙	印刷用紙A			その他両更クラフト紙	一般両更クラフト紙	
			その他印刷用紙				特殊両更クラフト紙	
		中級印刷紙	印刷用紙B			その他未ざらし包装紙	筋入クラフト紙	
			印刷用紙C				片艶クラフト紙	
		下級印刷紙	グラビア用紙			その他未ざらし包装紙		
薄葉印刷紙	印刷用紙D	特殊更紙	ざらし包装紙		純白ロール紙			
インディアペーパー					さらしクラフト紙	両更クラフト紙		
その他薄葉印刷紙					その他ざらし包装紙	片艶ざらしクラフト紙		
微塗工印刷用紙					その他ざらし包装紙	薄口模造紙		
					その他ざらし包装紙	その他ざらし包装紙		
印刷・情報洋紙	塗工印刷用紙	アート紙			衛生用紙	ティシュペーパー		
		コート紙	上質コート紙	トイレットペーパー				
			中質コート紙	タオル用紙				
		軽量コート紙		その他衛生用紙				
	その他塗工印刷紙	キャストコート紙	雑種紙	工業用雑種紙	加工原紙	化粧板用原紙		
		エンボス紙				壁紙原紙		
		その他塗工紙				積層板原紙		
	色上質紙					接着紙原紙		
	その他特殊印刷用紙	郵便はがき用紙				食品容器原紙		
		その他特殊印刷用紙				塗工印刷用紙		
		ノーカーボン原紙			その他加工原紙			
	複写原紙	裏カーボン原紙			電気絶縁紙	コンデンサペーパー		
		その他複写原紙				プレスボード		
						その他絶縁紙		
	情報用紙	フォーム用紙				その他工業用雑種紙		
		PPC用紙		書道用紙				
情報記録紙		感熱紙原紙		その他家庭用雑種紙				
		感光紙用紙						
	その他記録紙							
その他情報用紙				家庭用雑種紙		その他家庭用雑種紙		

重袋用両更クラフト紙や包装用のクラフト紙が含まれる。ざらし包装紙には、ヤンキーマシン（ドライヤーをもつ抄紙機）で抄造された片面光沢のある純白ロール紙や、封筒などに用いられるざらしクラフト紙がある。

衛生用紙にはティシュペーパー、トイレットペーパー、キッチンペーパーなどに用いられるタオル用紙がある。雑種紙は工業用雑種紙と家庭用雑種紙に分類される。工業用雑種紙には建材用原紙となる化粧板用原紙や壁紙の原紙などに加え、コンデンサペーパーなどの電気絶縁紙がある。家庭用雑種紙の主な製品には書道用紙や障子紙・ふすま紙などがある。

経済産業省が公表している「紙パルプ統計年報」の月次データを用いて、洋紙の国内販売量と単価の経年変化を観察する。ここでは国内販売量（トン）を国内需要量とみなし、国内販売金額を国内需要量で割った値を名目単価として算出し、これを紙パルプの企業物価指数（日本銀行）でデフレートした値を実質価格として計算した。この定義にしたがって以下では紙の品種ごとに経年変化を見る。

「紙パルプ統計年報」の紙の品種分類は、1988年を境に定義が変更されており、特に雑種紙の内容に統計的な連続性がない。したがってここでは「紙合計」のほか、「新聞巻取紙」「非塗工印刷用紙」「塗工印刷用紙」「包装用紙」「衛生用紙」の5種類の製品について、1975年から2020年までの長期にわたる国内需要と単価の関係を確認する。

図1 紙の国内販売量と単価

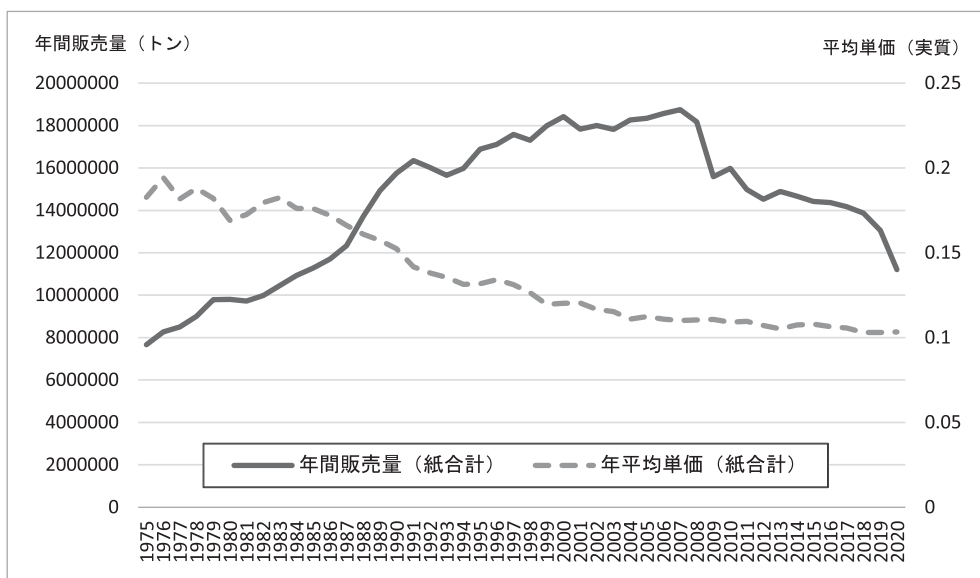


図2 新聞巻取紙の国内販売量と単価

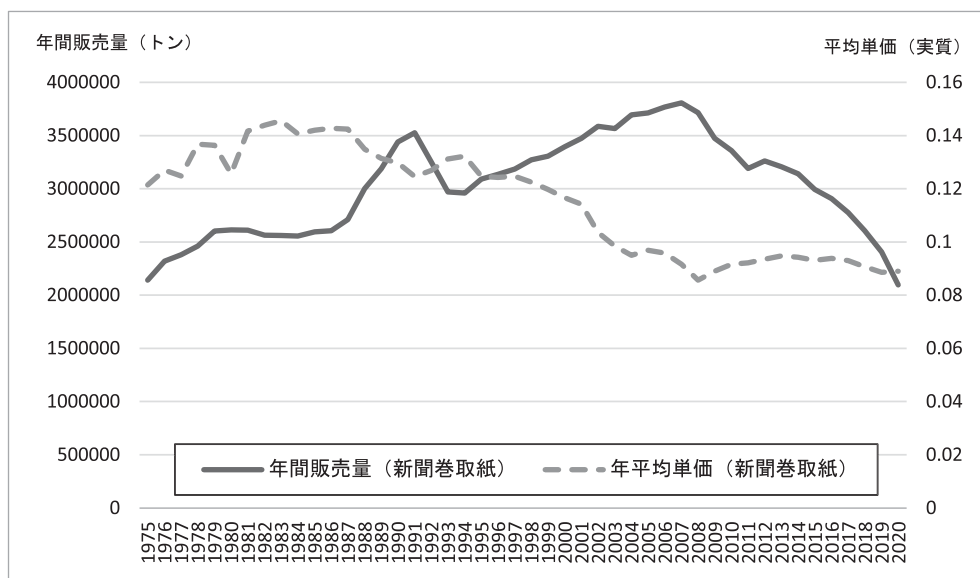


図1には紙合計の国内販売量と実質単価を示した。これを見ると、1980年前後の第2次オイルショックの時期にはやや停滞するものの、1970年代から紙の国内需要は順調に拡大しており、とりわけ1980年代後半の好景気の時期には出荷量の増大が著しい。1991年のいわゆるバブル崩壊による景気後退の影響を受け一時的に紙の国内需要は減退するが、その後は2007年まで堅調に市場を拡大してきた。ところが2008年のリーマン・ショックと呼ばれる不況は、紙の市場に大きな縮小傾向をもたらした。その後は情

図3 非塗工印刷用紙の国内販売量と単価

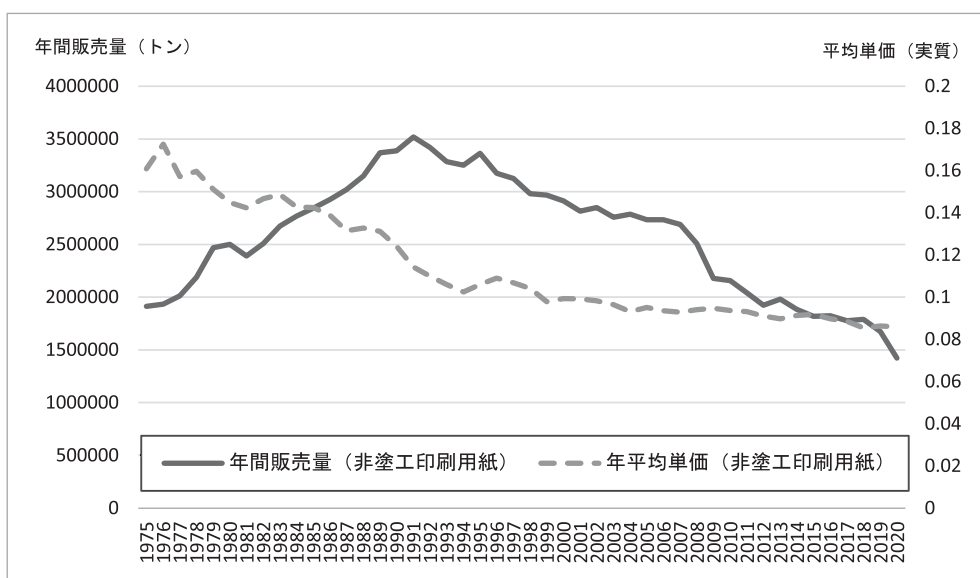
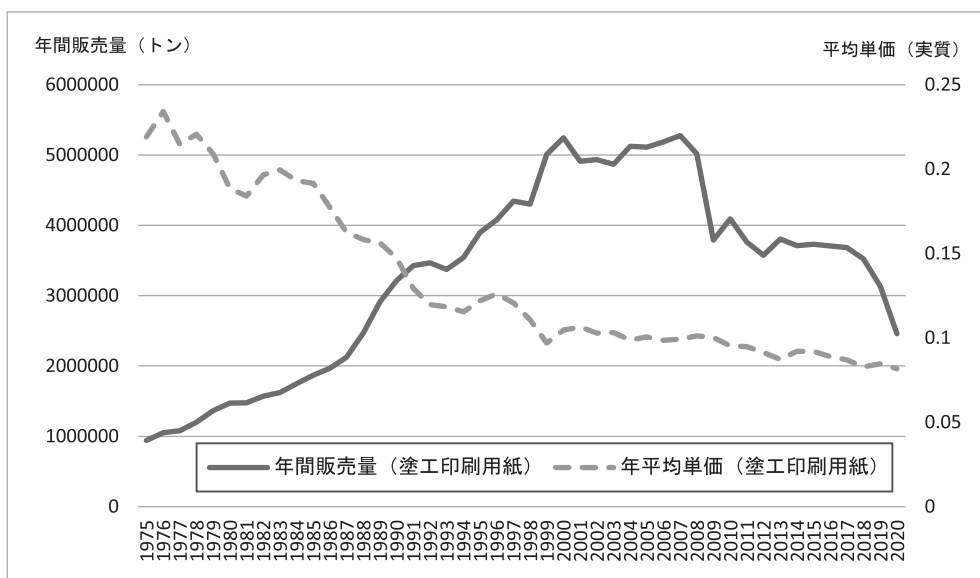


図4 塗工印刷用紙の国内販売量と単価



報通信技術の進歩によるペーパーレス化といった構造的な要因もあり、紙の国内販売量減少に歯止めがかからない状況である。他方、紙の単価は総合的に見ると経年的に一貫して低下傾向にあることがわかる。

さらに個別の品種に関する国内販売量と単価を確認する。図2で見るように、新聞巻取紙は1970年代に需要を拡大させるが1980年代前半は停滞している。1980年代の後半は好景気の支えもあって需要が急増するが、バブル崩壊による大不況の影響に直面し

図5 包装用紙の国内販売量と単価

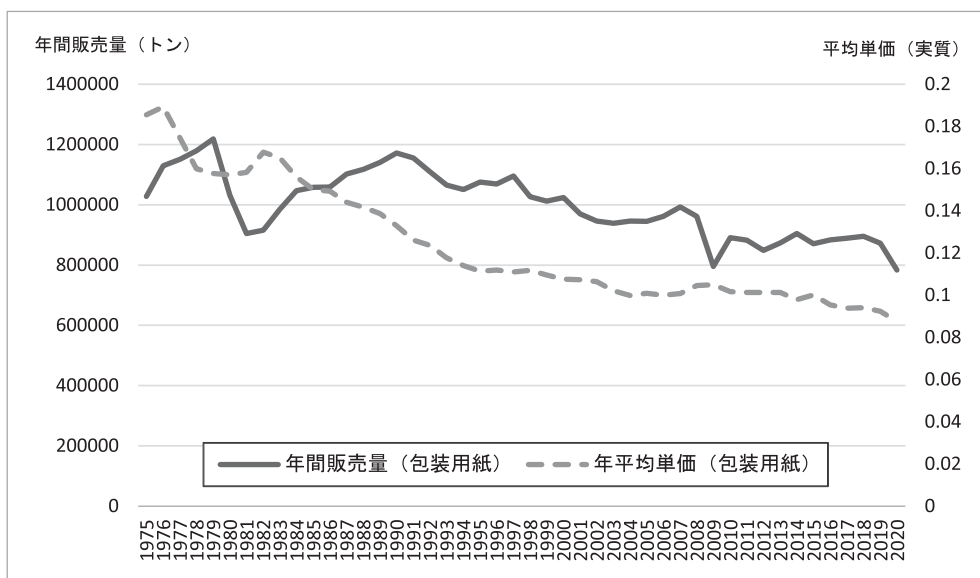
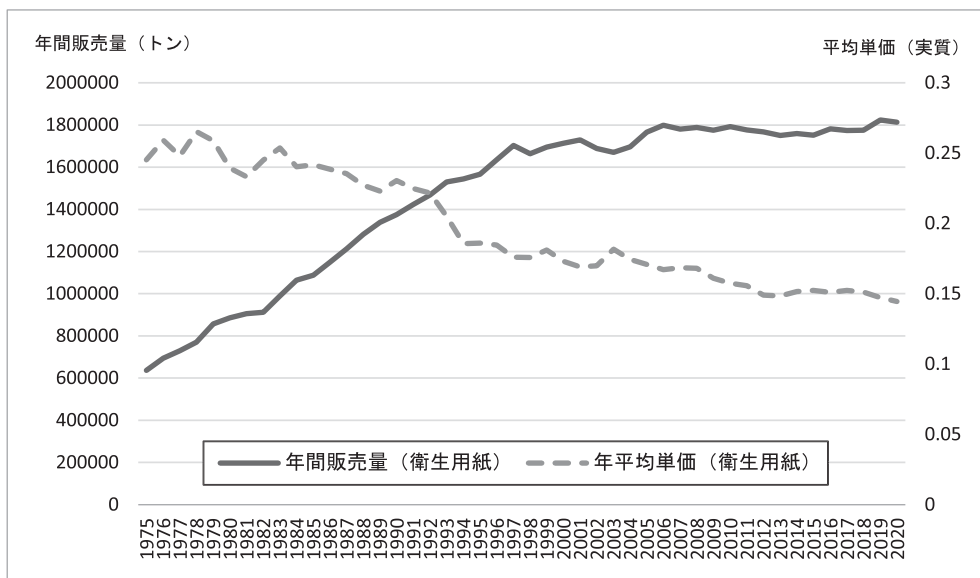


図6 衛生用紙の国内販売量と単価



て出荷は減少する。その後、国内出荷量は2007年まで再び拡大するが、やはり2008年のリーマン・ショックの影響は新聞用紙にも大きな需要減退をもたらした。その後は情報通信技術の普及を受けて、2020年現在の出荷量は、1975年時点にまで減少していることがわかる。

図3には非塗工印刷用紙の国内販売量と実質単価の経年変化を描いている。非塗工印刷用紙は1980年代初頭の不況期にやや需要量は停滞しているが、その後は経済成長の

後押しを受けて 1980 年代後半の好況期まで需要は伸び続ける。しかし、1991 年に始まる不況期以降、印刷用紙の需要低迷の影響で経年的に国内販売量は減少の一途であり、2011 年時点で既に 1975 年の需要量を下回っている。実質単価は低下しているが、1990 年代半ばまでの低下傾向よりは、それ以降の傾向は緩やかで、近年ではほぼ横ばいとなっている。

さらに塗工印刷用紙の国内販売量と実質単価の経年変化を図 4 で示す。表面を上質に加工した塗工印刷用紙は非塗工印刷用紙とは異なり、2000 年まで国内販売量は持続的に増加している。しかしそれ以降、2000 年代半ばまでは需要は横ばいとなり、2008 年の大不況期の後、情報通信技術の普及に伴う雑誌の需要低迷を受けて国内販売量は大きく低下する。2020 年時点の国内販売量は、1980 年代後半の水準まで減少している。実質単価は期間を通じて低下しているが、2000 年以降は低下傾向が鈍化しており、需要量の変動に比べると価格の変動幅は小さいことが観察される。

図 5 には包装用紙の国内販売量と実質単価の経年変化を提示している。包装用紙の国内販売量は 1970 年代から低下傾向であり、1980 年初頭の不況期や 2008 年の大不況時には需要量は低下するものの、他の種類の紙製品に比べると、経年的な変動幅は小さいことがわかる。また単価は他の紙同様に低下しているが、2000 年以降は単価の低下傾向がやや鈍化している。

最後に衛生用紙は、図 6 に見るように国内販売量は 1990 年代半ばまでは順調に国内販売量は増加していたが、その後は天井を見るように需要量が横ばいになる。単価は時間を通じて低下傾向にあるが、2010 年代以降は需要量の停滞を受けて単価も一定となる。

Ⅲ 需要の価格弾力性

需要関数の推定には、従来、価格と所得を説明変数としていくつかの外生変数を加え需要量の変動を捉える手法で、経済理論から導き出された定式化によってパラメータが推計されてきた。なかでも価格弾力性を用いて市場の競争度を測る試みは古くから行われており、Iwata（1974）が先導した推測的変動の推計は、1980 年代に登場する新しい実証的産業組織論（New Empirical Industrial Organization：NEIO）と呼ばれる分野に大きな影響を与えた。NEIO は直接観察不可能な限界費用などの変数を構造的なモデルによって捉える手法で、Appelbaum（1982）や Bresnahan（1982）、また Lau（1982）などがその嚆矢となっている。

これら NEIO の分析手法に依拠しつつ、日本の紙産業における市場構造の変化と価格変動について計測した先行研究に、加藤（2008）がある。そこでは主として寡占市場

の理論（クールノー・モデル）を用いて、推測的変動を推定し競争度を算出することを目的にしているが、その過程で新聞用紙と印刷・情報用紙の需要関数を、費用関数、価格関数とともに同時推定している。このパラメータを用いて価格弾力性を再計算したところ、1975年から2004年までの全期間で、新聞用紙が -0.582 、印刷・情報用紙で -0.506 の自己価格弾力性値を得ている。

この数値を念頭に置きつつ、以下では従来の単純な回帰分析によって、需要の価格弾力性を推計する。ここで国内販売量（ D ）と実質単価（相対価格： P ）を因果関係で捉え、価格のみを変数とした需要関数で捉えて $D = f(P)$ とし、需要の価格弾力性を推計する。この一般的な需要関数を $D = A \cdot P^\eta$ で特定化し、さらにこの両辺に対数（自然対数）を取って、次の回帰式を計測する。

$$\ln D = \alpha + \eta \ln P \quad (3-1)$$

データに対数をとって回帰分析で係数値を求めることは、価格弾力性（ η ）を求めることと同義である²。以下では各種の紙について、相対価格の散布図のみを提示して、価格の変化に対する需要量の変化の度合いを、需要の価格弾力性を用いて観察する。ここでも相対価格には、各洋紙の販売金額を国内需要量で割った値を名目単価として算出し、これを紙パルプの企業物価指数（日本銀行）でデフレートした値を実質価格としてデータに用いている。

図7には洋紙の国内販売量と実質単価について、相対価格を横軸、国内販売量を縦軸にとった散布図を描き回帰直線の近似式を提示している。これを見るとわかるように洋紙合計で見れば、1975年から1990年までは、価格弾力性の値は -2.574 （1% 有意）であり、弾力性の値が1以上となるため、紙全体としては価格弾力的であると解釈できる。バブル崩壊後の1991年から2008年までは、価格弾力性の値は -0.564 （1% 有意）となり、この期間では弾力性の値が1以下となるため、洋紙全体の需要量は価格に対して弾力的ではなくなる。実際に散布図を確認しても、それ以前と比べて傾きがフラットになっていることがわかる。さらにリーマン・ショック後の2009年から2020年までの価格弾力性の値は 2.429 （1% 有意）とプラスで得られてしまい、所得の項を含まず推計を行った場合には、需要曲線の理論的前提が崩れてしまう結果となる。散布図を見ても右上がりの局面となっており、この計測結果が反映されている。

次に、新聞巻取紙の国内販売量と実質単価について、相対価格で見た需要曲線を確認

2 変数に対数をとって微分すると、パラメータを弾力性で得ることができる。これを利用すれば、例えば、 $\eta = d \ln D / d \ln P = (dD / D) / (dP / P)$ と価格弾力性の定義そのものとなり、回帰分析の係数値をパーセント表示で解釈することができる。

図7 国内販売量と単価の散布図（洋紙合計）

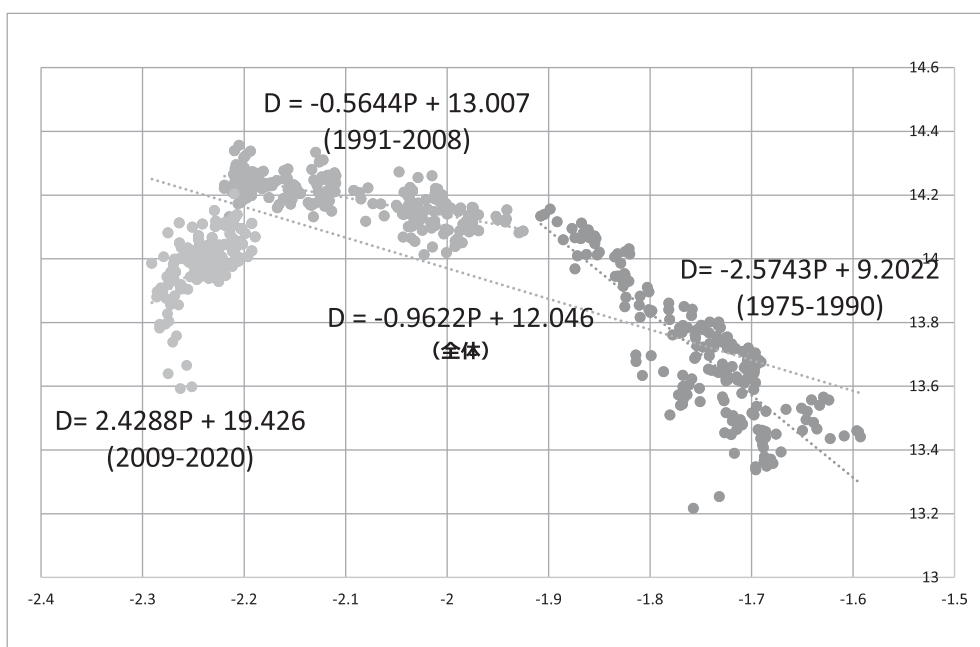
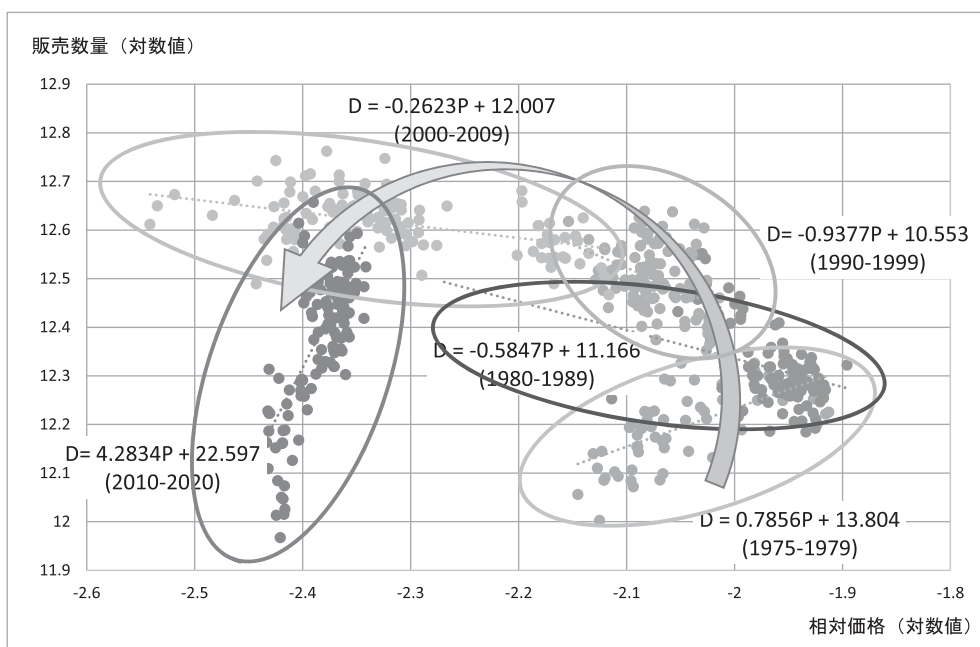
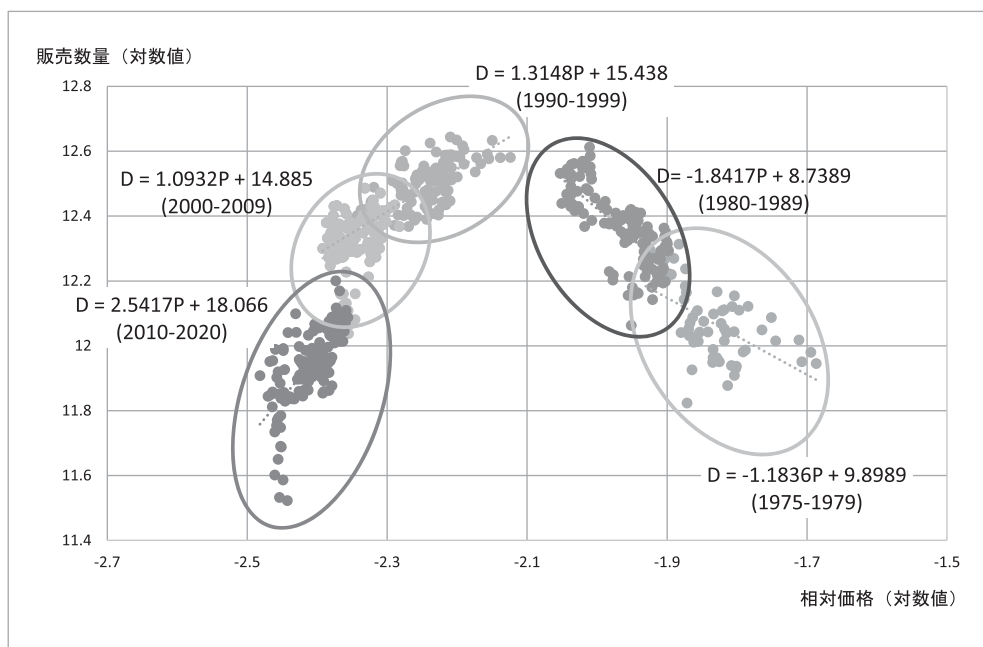


図8 国内販売量と単価の散布図（新聞巻取紙）



すると、年代別に固めた計測が適当であるように思われる。そこで、1970年代から順を追って計測を試みた。まず1975年から1979年では弾力性が0.786（1%有意）とプラスの値となっており、理論的な整合性を失っているが、1980年代を対象とした計測では、弾力性値は-0.585（1%有意）で価格非弾力的であると判断できる値を得てい

図9 国内販売量と単価の散布図 (非塗工印刷用紙)

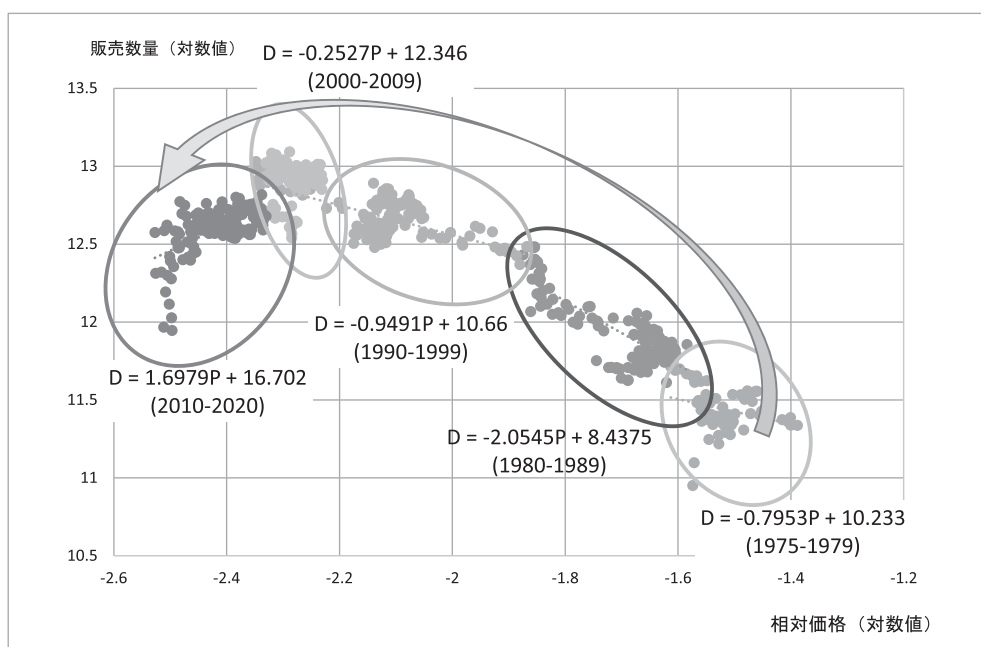


る。1990年代になると、 -0.938 (1% 有意) と係数値は負であるものの、やや弾力性的な傾向に変化する。さらに2000年から2009年では弾力性が -0.262 (1% 有意) とかなり弾力的になる。これは図2で見たように、この時期、新聞用紙の国内需要が大きく低下傾向となったことを反映している。以後はこの傾向に拍車がかかり、2010年から2020年の計測では、弾力性の推計値は 4.283 (1% 有意) とプラスになってしまう。

同様に、図9で確認できるように、非塗工印刷用紙の国内販売量と実質単価についても、相対価格のみによる需要曲線の回帰分析は、年代別の計測が弾力性の変化を捉えやすい。非塗工印刷用紙の価格弾力性は、1975年から1979年では弾力性が -1.184 (1% 有意) とマイナスで有意に弾力的な値が得られている。1980年代の弾力性値は -1.842 (1% 有意) とさらに弾力的になる。しかし1990年代になると 1.315 (1% 有意) と係数値はプラスになり、以後は2000年から2009年で 1.093 (1% 有意)、2010年から2020年の計測では 2.542 (1% 有意) となる。この背景には、図3で見たように、非塗工印刷用紙は1990年代以降、相対価格の低下にもかかわらず、国内需要量も減少していることが反映されている。こうしたケースでは、たとえ説明変数に所得の項を追加して重回帰を行っても、価格の係数値を需要関数の理論モデルが要請するようなマイナス値では得ることができないと推察される。このことは散布図で確認しても明らかであろう。

また、図10には塗工印刷用紙の国内販売量と実質単価の散布図を掲載している。これを見てもわかるように、塗工印刷用紙については比較的長期にわたって負の相関関係が観察される。それぞれの年代で塗工印刷用紙の価格弾力性を確認すると、1975年か

図 10 国内販売量と単価の散布図（塗工印刷用紙）



ら 1979 年では弾力性が -0.796 （1% 有意）とマイナスで有意に弾力的な値が得られている。1980 年代の弾力性値は -2.055 （1% 有意）とさらに弾力的になる。しかし 1990 年代になると -0.949 （1% 有意）と非弾力的に推計され、以後は 2000 年から 2009 年で -0.253 （有意性なし）、2010 年から 2020 年の計測では 1.698 （1% 有意）となる。塗工印刷用紙の場合には、リーマン・ショック以前までは相対価格のみで需要関数を計測した場合でも安定的にマイナスの値が得られることがわかり、需要構造の変化は 2009 年以後に顕著となることがわかる。

さらに包装用紙の国内販売量と実質単価の散布図を図 11 に示している。包装用紙は年代ごとに分割することによって、国内販売量と相対価格の間に右下がりの関係が得られることが散布図からも明らかである。それぞれの年代で包装用紙の価格弾力性を確認すると、1975 年から 1979 年では弾力性が -0.552 （1% 有意）とマイナスの係数値が得られている。また 1980 年代においても弾力性の推計値は -0.874 （1% 有意）であり、1990 年代になってもその値はあまり変化せず、 -0.854 （1% 有意）である。包装用紙の価格弾力性は、1970 年代から 1990 年代までは、ほぼ安定的に価格非弾力的な値となっており、価格の変化に対しても需要量がそれほどには変化せず、用途に必需性のある性質を呈している。しかし 2000 年代になると弾力性の係数値はプラスとなってしまう、理論的に支持できる計測結果を得ることができない。その意味でも、2000 年前後で包装用紙についても需要構造の変化があることを推察できる。

図 11 国内販売量と単価の散布図 (包装用紙)

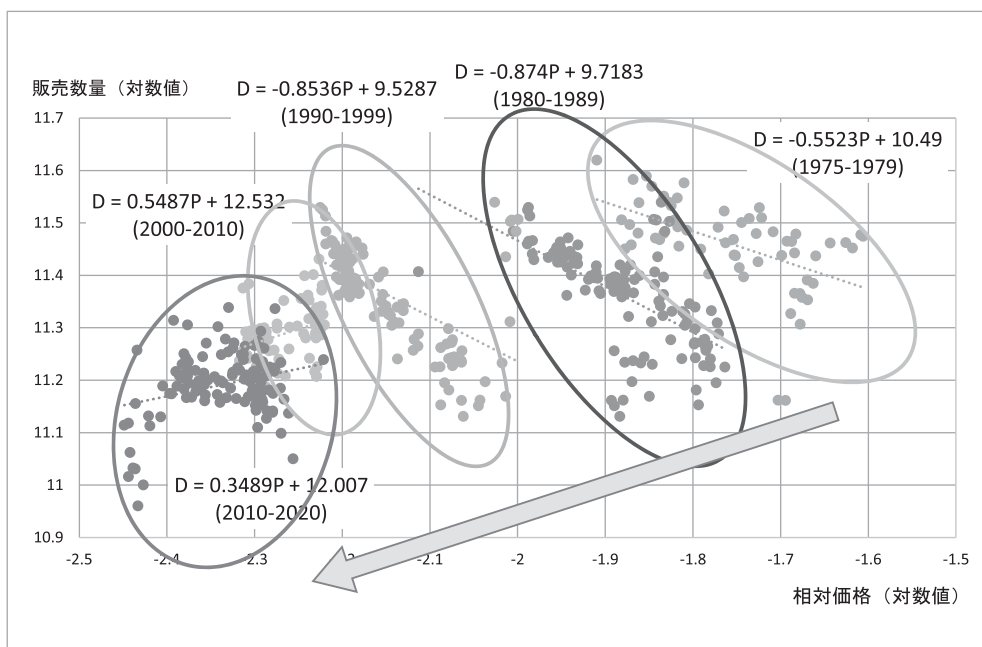
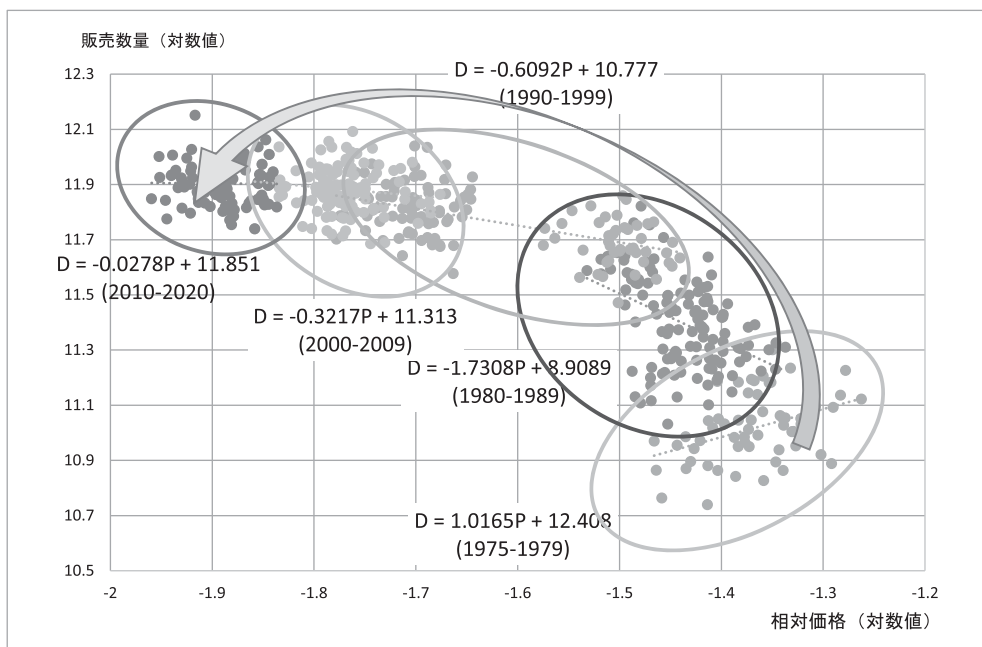


図 12 国内販売量と単価の散布図 (衛生用紙)



最後に図 12 で衛生用紙の国内販売量と相対価格の関係を散布図にしている。散布図を見ると、衛生用紙は全期間にわたって価格のみの説明変数で回帰分析を行っても、係数値はマイナスの値が得られることが推察できる。しかし、2000 年以前と以後では需要曲線の形状が異なっており、2000 年以前では弾力性は大きく、以後では相対的に非

弾力的になることが予想される。実際に年代ごとに計測してみると、1975年から1979年では弾力性が1.017（1%有意）とプラスの値となってしまうが、1980年代を対象とした計測では、弾力性値は-1.731（1%有意）で価格弾力的な値が推計される。1990年代には散布図に構造変化が見られるが、1990年から1999年の弾力性の値は-0.610（1%有意）となり、係数値は負であるものの弾力性の値は小さくなる。2000年から2009年では弾力性が-0.323（有意性なし）と、統計的有意性は消失するものの、さらに弾力性の値は非弾力的に推計され、2010年から2020年には係数値は-0.028（有意性なし）となる。

ここでさらに各種洋紙の需要関数を、あらためて財の需要量（D）の変動を相対価格（P）の動きと所得（Y）の変化で説明する一般的なモデル $D = f(P, Y)$ を想定する。財の需要量（D）は相対価格（P）の減少関数で、正常財の場合は所得（Y）の増加関数であると解釈される。この一般的な需要関数を $D = A \cdot P^\eta Y^\gamma$ で特定化し、さらにこの両辺に対数（自然対数）を取れば、つぎのような回帰式を得ることができる。

$$\ln D = \alpha + \eta \ln P + \gamma \ln Y \quad (3-2)$$

(3-2) 式は、それぞれの変数に関する α, η, γ のパラメータを求める回帰式として定義される。データに対数をとった回帰分析によってこの係数値を求めることは、単回帰の時と同様に、価格弾力性（ η ）と所得弾力性（ γ ）を求めることと同義である。ここで所得の変数（Y）には鋳工業出荷指数を用いている（指数は2015年指数を2000年基準に加工）。この重回帰式をそれぞれの品種について行った結果を表2に示している。ここでは1978年からバブル崩壊までの1990年、1991年からリーマン・ショックまでの2008年、それ以後の2009年から2020年までとして、先に見た散布図で確認した構造変化を考慮して分析期間を区切っている。

重回帰分析の結果を確認すると、所得弾力性（ γ ）の値は、ほぼすべての紙の品種で、分析期間を通じて有意にプラスの係数値を得ている。価格弾力性（ η ）の計測値を確認すると、洋紙合計では1978年から1990年までの期間では-0.595で、1991年から2008年までの弾力性値-0.352と比べてマイナスで大きい値になっており、経年的に価格の変化に対する需要量の変化は小さくなることがわかる。2009年以降は需要構造の変化からプラスの値になってしまう。同様の傾向が新聞巻取紙と塗工印刷用紙で確認される。非塗工印刷用紙の価格弾力性は1990年代以降プラスになってしまい、この時期から既に価格に対する需要量の変化よりも、ペーパーレス化などの要因から、そもそも需要構造が変化していると推察される。包装用紙も1990年代以降は弾力性値がプラスに出たり統計的な有意性が消失していたりで、同様の傾向にある。衛生用紙の価格弾力

表2 重回帰分析の結果

紙の品種	分析期間	η	P 値	γ	P 値	α	P 値
洋紙合計	1978-1990	-0.595	4.3E-09	0.899	6.38E-52	12.859	1.07E-121
	1991-2008	-0.352	2.51E-26	0.429	2.32E-39	13.404	1.23E-255
	2009-2020	2.376	5.19E-22	0.640	2.43E-20	19.272	4.088E-81
新聞巻取紙	1978-1990	-0.420	1.03E-09	0.550	1.64E-48	11.590	2.88E-134
	1991-2008	-0.405	3E-36	0.340	1.33E-15	11.629	2.71E-248
	2009-2020	2.119	4.6E-05	0.360	0.014132	17.439	1.268E-29
非塗工印刷用紙	1978-1990	-0.342	0.0024	0.716	2.12E-30	11.795	1E-99
	1991-2008	1.462	4.8E-57	0.241	2.68E-07	15.748	1.41E-185
	2009-2020	2.599	2.57E-29	0.499	1.05E-10	18.178	4.263E-81
塗工印刷用紙	1978-1990	-0.907	2.24E-17	1.185	1.62E-34	10.596	5.52E-110
	1991-2008	-1.227	1.17E-50	0.631	2.5E-19	10.034	5.43E-155
	2009-2020	1.334	5.72E-21	0.998	1.31E-22	15.756	1.763E-96
包装用紙	1978-1990	-0.667	0.000	-0.015	0.855	10.136	6.436E-65
	1991-2008	1.051	5.02E-58	0.408	2.81E-25	13.630	2.92E-207
	2009-2020	-5.995	0.269	10.031	0.003	-8.028	0.525
衛生用紙	1978-1990	-0.038	0.758	1.194	1.79E-61	11.520	3.08E-112
	1991-2008	-0.481	1.27E-16	0.591	1.26E-23	10.945	6.37E-199
	2009-2020	-0.144	0.400	0.351	8.83E-08	11.612	6.186E-73

性値はマイナスで得られるものの、1991年から2008年までの期間以外は統計的有意性がなく不安定な結果である。

このように、長期にわたる価格弾力性の計測には、月次のデータでサンプルを増やして分析期間を区切っても、その変化を捉えることは極めて難しい。これを解決する計測手法として、以下では状態空間モデルによる価格弾力性の計測を提示する。

IV 状態空間モデルと需要の価格弾力性の推計

これまで各種洋紙に関する需要の価格弾力性を推計するにあたって、それぞれの品種の市場動向を時系列で観察し、景気の局面で様々な変動があることを認識した。需要の価格弾力性は単一方程式モデルで計測しても、連立方程式モデルで推計しても、パラメータの値が弾力性値となるため、分析期間にひとつの値しか得ることができない。したがって、価格弾力性を時系列で変化するデータとして用いることはできないことは明らかである。

しかし、状態空間モデルを使えば、時系列で各期の弾力性値を得ることができるため、毎期の価格弾力性をデータとして別の分析に使用することができる。これが状態空間モデルを用いて需要の価格弾力性を計測する大きなメリットとなる。

状態空間モデルとは、時系列データにおいて、実際に観測されない状態方程式のパラ

メータを推定し、その推定した状態から観測方程式の係数値を求める手法である³。もともと Kalman（1961）や Kalman and Bucy（1961）を嚆矢として制御工学の分野で研究が進み、1970年代に統計学や経済学に応用されてきたモデルである。

例えば、需要関数を例に説明すると、状態変数としての需要量は実現しうる可能性のある需要であり、潜在的な確率変数であるが、観測変数は実際に実現した需要量となる。基本的な状態空間モデルでは、需要量の変動要因を、需要水準の変化と誤差の二つに分けて定式化される。需要量そのものは每期変化するが、それは本当に需要水準が何らかの影響で変化したものなのか、それとも求められる需要水準そのものに変化はないが、毎期のノイズ（誤差）によるものなのか、ということである。状態空間モデルでは目に見えない需要量の状態（実現可能性）を想定し、その「状態」は前期の値と関係しているという予測を行うことで、今期の「状態」を作り出すことになる。このような基本的な状態空間モデル（ローカルレベル・モデル）を定式化すると次のようになる。

$$D_t = \delta_t + \mu_t \quad \mu_t \sim N(0, \sigma_\mu^2) \quad \text{観測方程式}$$

$$\delta_t = \delta_{t-1} + \nu_t \quad \nu_t \sim N(0, \sigma_\nu^2) \quad \text{状態方程式}$$

このモデルにおいて、今期の観測値 D_t は今期の観測値を生み出す可能性の集合である状態 δ_t から発生するが、正規分布 $N(0, \sigma_\mu^2)$ に従う誤差 μ_t を伴う。さらに今期の状態 δ_t は、前期の状態 δ_{t-1} と正規分布 $N(0, \sigma_\nu^2)$ に従う状態誤差 ν_t に依存している。

ここでは状態空間モデルの中でも、「時変係数モデル」を採用する。時変係数モデルとは、基本の状態空間モデルに外生変数を取り込み、外生変数が観測値に与える影響を考慮することができる。状態空間モデルを用いた実際の需要関数の計測では、相対価格を外生変数とした次のような時変係数モデルを採用している。

$$D_t = c + \beta_t P + \gamma_t Y + \mu_t \quad \mu_t \sim N(0, \sigma_\mu^2) \quad (3.3)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3.4)$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \omega_t \quad \omega_t \sim N(0, \sigma_\omega^2) \quad (3.5)$$

(3.3) は観測方程式であり、(3.4) 式が状態方程式となる。この定式化によれば、時変係数 β_t の推定値によって、毎期の価格弾力性値を得ることができる。この状態空間モデルによって需要の価格弾力性の計測を試みる。

想定する需要関数は、これまで通り $D = f(P, Y)$ を想定し、財の需要量（D）と相対価格（P）および鉱工業出荷指数（Y）を変数とする。相対価格（P）は紙パルプの企業

3 状態空間モデルの経済学分野への適用については谷崎（1993）が詳しい。

物価指数 (2015 年接続指数を 2000 年 = 1 として加工) で実質化し、鋳工業出荷指数 (Y) は総合企業物価指数 (同加工) で実質化している。分析期間は実質化に用いる企業物価接続指数が公表されている 1978 年 1 月から 2020 年 12 月までとする。

状態空間モデルでの計測結果は以下の通りである。図 13 は洋紙全体の需要関数を状態空間モデルで計測した結果である。この結果を見ると、需要の価格弾力性値 (以下 $\beta_t = \text{SVP}$) はマイナス 0.2 から 0.4 までの間で推移しているが、1980 年代に比べて 1990 年から 2008 年までのリーマン・ショックの期間は、価格弾力性の値は若干ではあるが弾力性の程度が大きくなる。その後はやや非弾力的になる。つまり洋紙の国内需要量が拡大傾向にあった時期には洋紙の市場は全体として価格弾力的であり、その後の停滞期には弾力性が小さくなっているということがわかる。

他方、所得弾力性の値 (以下 $\gamma_t = \text{SVY}$) は 1980 年代後半まではプラスの 0.6 から 0.4 あたりで推移するが、1990 年前後で急に低下する時期がある。この時期以外にも 2012 年あたりで再び低下するが、2015 年までは概ね 0.5 程度である。その後は上昇するかたちで計測されている。

図 14 には新聞巻取紙の計測結果を提示した。これを見ると、需要の価格弾力性値 (SVP) は 1970 年代から 2010 年代まではマイナス 0.3 から 0.2 までの間で推移しているが、それ以後はマイナス 0.1 に近づき弾力性値がやや硬化している。これも 2008 年からの不況の影響を色濃く反映している。新聞用紙の需要減退に拍車がかかり、価格の低下以上に国内需要が減退したことによる影響が推察される。

所得弾力性の値も 2008 年あたりまでは一貫して 0.4 程度で推移しているが、リーマン・ショックを境に一時低下し、その後は 0.5 を超えて上昇している。景気が良くなれば需要が伸びるというよりも、不況期において景気の後退以上に需要の減退が進んでいる証拠である。

図 15 には非塗工印刷用紙の価格弾力性と所得弾力性を示しているが、相対価格と鋳工業出荷指数の双方を状態変数としたモデルでは、価格弾力性が 2008 年あたりからプラスになってしまう。これも既に散布図で見たように、需要構造の変化を反映しているわけであるが、ここでは相対価格のみを状態変数にしたモデルの計測結果 (SVP 1) の計測も試みた。動きは同じであるが、相対価格のみで計測した場合には、需要の価格弾力性値 (SVP 1) はマイナス 0.6 から 0.2 までの間で大きく変動することがわかる。いずれのモデルでも価格弾力性は経年的に価格の変化に対する需要量の変化の程度が小さくなることがわかる。

4 ここでは考察で言及しないため掲載を割愛しているが、状態空間モデルの計測結果はすべての紙の品種について、係数値も状態変数も、また標準偏差の値も統計的に 1% 有意で得られている。なお状態空間モデルの計測には Eviews 12 を用いている。

図 13 状態空間モデルの計測結果（洋紙合計）

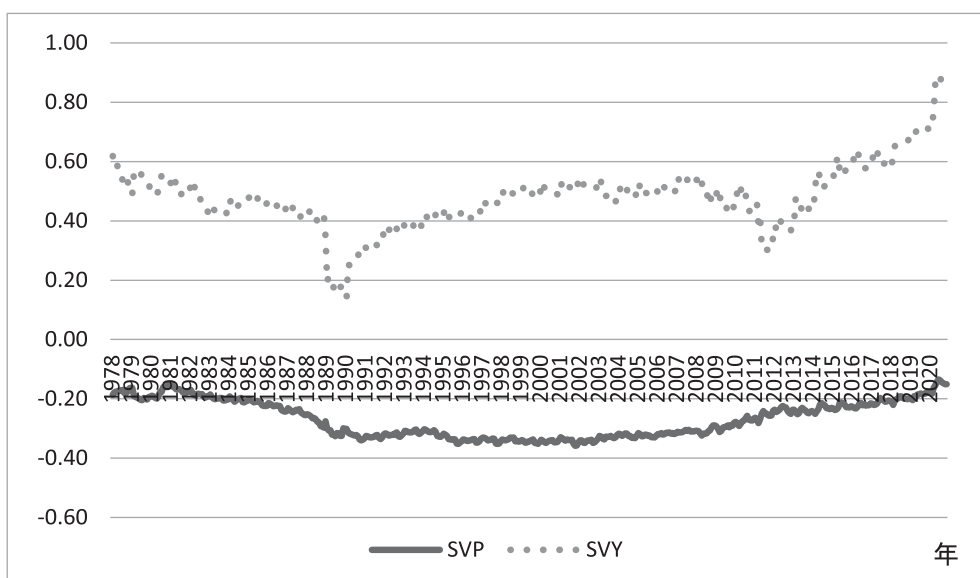
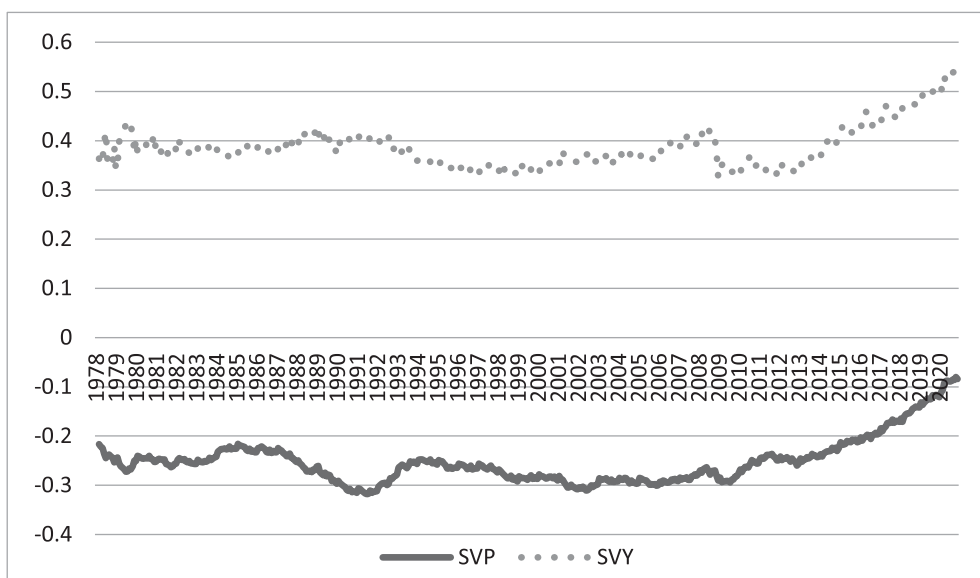


図 14 状態空間モデルの計測結果（新聞巻取紙）



他方、所得弾力性の値（SVY）は1970年代から1990年代までは低下し、2008年頃までは0.4あたりで推移している。その後は大きく変動し弾力性値は1970年代の水準まで大きくなる。1970年代から1980年代は、好景気とともに非塗工印刷用紙の需要も高まり、これが所得弾力性の高さに反映したのだろうが、近年の所得弾力性の上昇は、景気の減退以上に非塗工印刷用紙の需要が減少している証拠であると考えられる。

塗工印刷用紙の状態空間モデルで計測した結果を図16に提示している。非塗工印刷

図 15 状態空間モデルの計測結果 (非塗工印刷用紙)

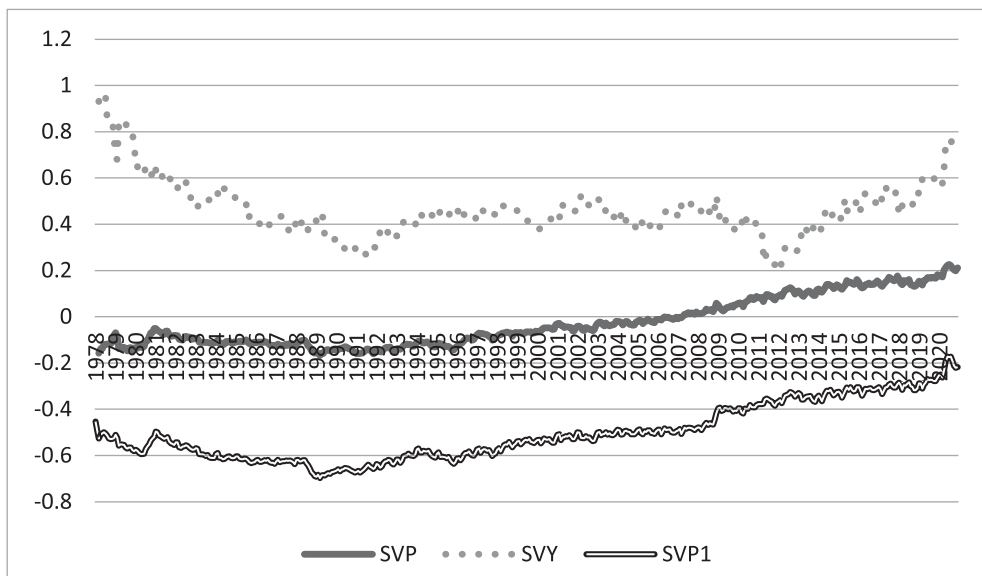
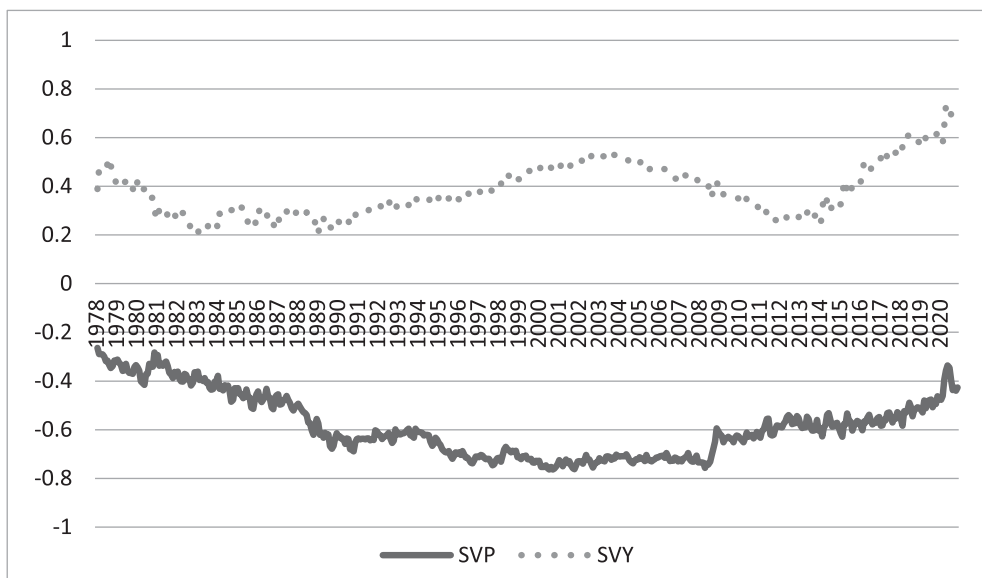


図 16 状態空間モデルの計測結果 (塗工印刷用紙)



用紙とは異なり、塗工印刷用紙の需要の価格弾力性値（SVP）はマイナス 0.8 から 0.2 までの間で推移している。1970 年代後半から 1990 年までは価格の変化に対する需要量の変動は経年的に弾力的になるが、その後はマイナス 0.7 前後で推移する。しかし 2008 年以降はだんだん弾力性値がマイナス 0.3 程度まで小さくなる。

他方、所得弾力性の値（SVY）は 2015 年あたりまではプラスの 0.5 前後を変動するかたちで得られているが、2015 年以降では弾力性値は 0.8 程度まで大きくなり、景気の

図 17 状態空間モデルの計測結果（包装用紙）

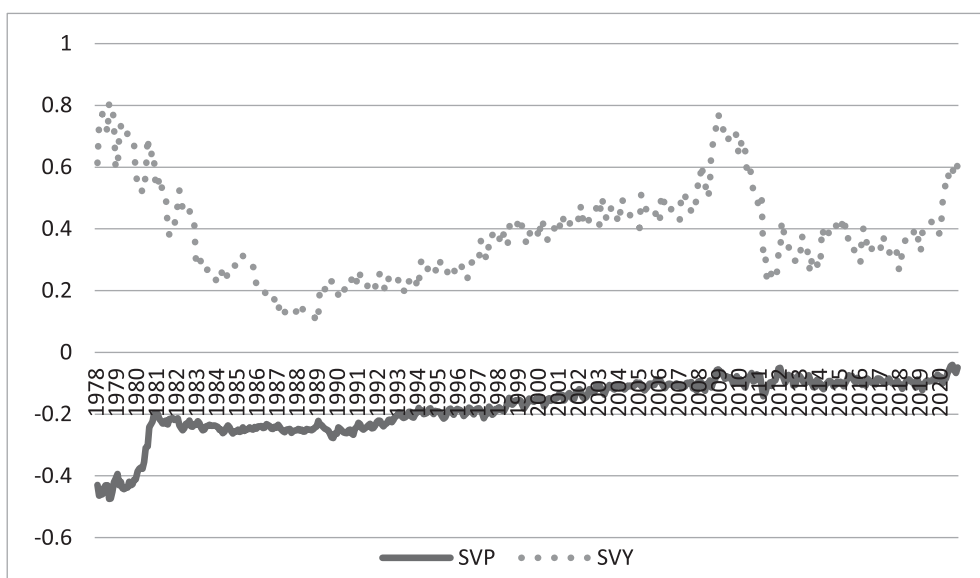
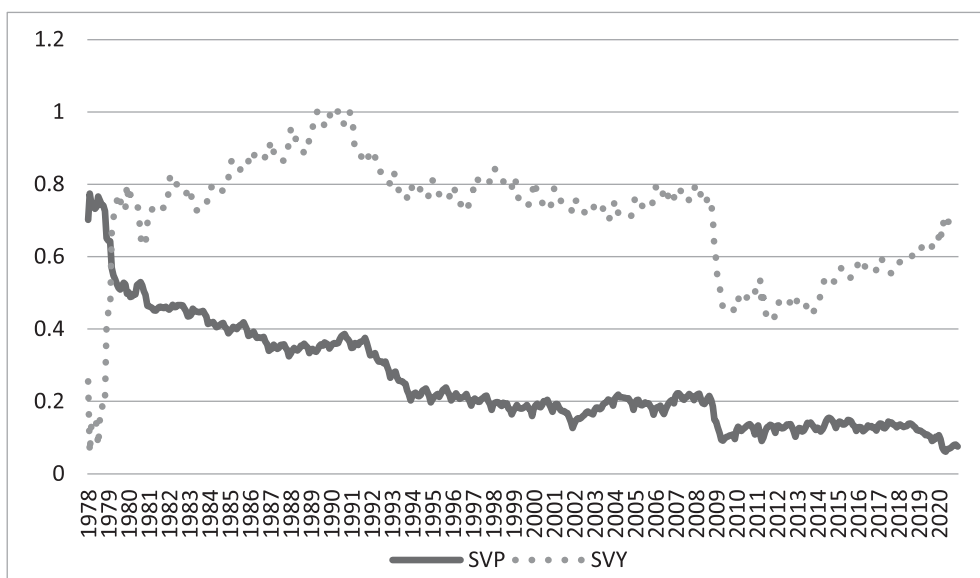


図 18 状態空間モデルの計測結果（衛生用紙）



影響を受けやすくなる。

図 17 には包装用紙の需要関数を状態空間モデルで計測した結果を図示している。この結果では、2000 年まで価格弾力性値（SVP）はマイナス 0.2 程度で推移してきたが、その後はやや硬直化するのがわかる。しかしながら 1980 年代から 2020 年まで、他の製品ほど大きく変動していないことに特徴がある。これは包装用紙の用途における特質を反映している。

包装用紙の所得弾力性は1990年までは低下傾向にあったが、その後は2008年の0.8程度まで上昇し、最終的には0.4から0.5で推移している。

衛生用紙の計測結果を図18に示している。衛生用紙の価格弾力性はプラスで得られたため、理論モデルが要請する条件を満たしていない。所得弾力性は2008年のリーマン・ショックまでは0.8程度で変動していたが、それ以後はいったん大きく低下してから漸増している。衛生用紙は他の製品とは異なり、ペーパーレス化の影響を受けにくい財であることにも注意しておく必要がある。

V 産業利潤率と集中度および価格弾力性の分析

需要の価格弾力性のように、従来は計測期間にひとつのパラメータとして推計値を得ることしかできなかったものを、状態空間モデルによる計測では毎期の推計値を得ることができれば、これを変数として別の計測に用いることができる。

例えばクールノー市場を前提とした寡占モデルで産業利潤率の決定因を分析する場合、Cowling and Waterson (1976) で展開された理論モデルが引用される。この内容をさらに単純化してまとめて表記すると、以下のように集中度と価格弾力性が説明変数として理論的に整合性をもって導出される。

いま n 社が存在する市場（産業）を想定し、市場全体の生産量を Q 、市場価格を P とする。また各企業の生産量を q_i 、限界費用を c_i とする。クールノー・モデルにおいて、各企業は他企業の生産量が一定の下で最適な生産量を決定するので、限界収入は次のように導出できる。

$$MR_i = p + \frac{dp}{dQ} q_i \quad (5-1)$$

企業の利潤最大化は限界収入＝限界費用だから、これを表せば、

$$p + \frac{dp}{dQ} q_i = c_i \quad (5-2)$$

となる。いま需要の価格弾力性 $(\eta = -\frac{dQ/Q}{dp/p} = -\frac{dQ}{dp} \frac{p}{Q})$ と各企業のマーケット・シェア $(s_i = \frac{q_i}{Q})$ を用いて、上式をマーク・アップ（ラーナー指標）の形に書き換えると、

$$\frac{p - c_i}{p} = \frac{s_i}{\eta} \quad (5-3)$$

さらに左辺の分子分母に各企業の生産量を掛けると次のようになる。

$$\frac{pq_i - c_i q_i}{pq_i} = \frac{s_i}{\eta} \quad (5-4)$$

この式の右辺は売上高利潤率（ π ）、左辺の分子は各企業の市場シェア（ s_i ）、分母は需要の価格弾力性（ η ）である。この式からわかることは、企業の利潤率はシェアが大きいほど大きくなり、市場の需要の価格弾力性が高いほど小さくなるということである。ここで個別企業の利潤を足し合わせた産業全体の利潤を Π とすると、産業全体の利潤率を次のように表すことができる。

$$\frac{\Pi}{pQ} = \frac{pQ - cQ}{pQ} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{p - c_i}{p} \right) \left(\frac{q_i}{Q} \right) \left(\frac{s_i}{\eta} \right) s_i = \frac{\sum_{i=1}^n s_i^2}{\eta} = \frac{H}{\eta} \quad \sum_{i=1}^n \left(\frac{q_i}{Q} \right) = 1 \quad (5-5)$$

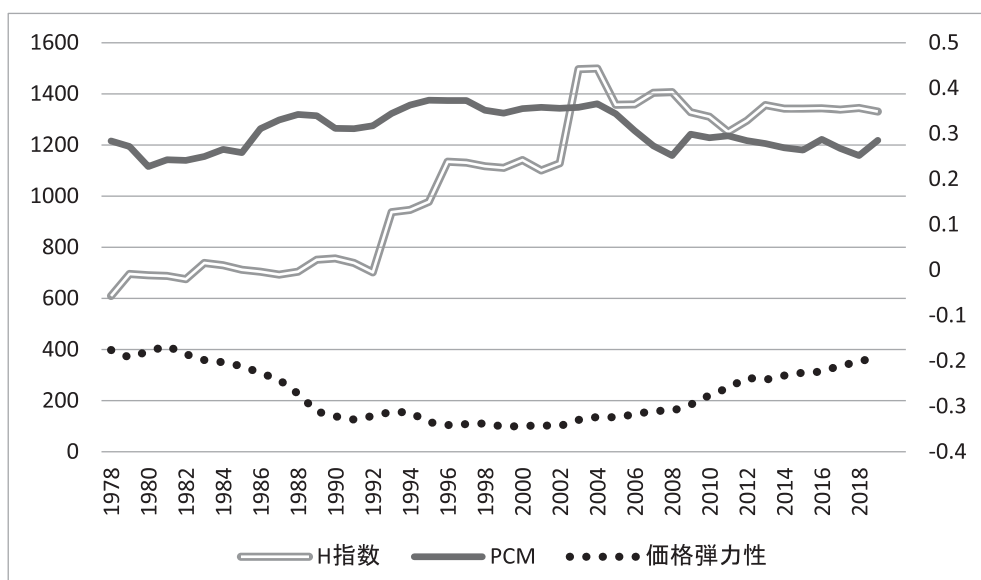
ここで、ハーフィンダール指数（H）は各企業のシェアを2乗して足し合わせることで算出される市場の集中度を表す指標である。産業全体の利潤率は産業レベルの売上高利潤率（Price-Cost Margin：PCM）で捉えられているため、PCM はハーフィンダール指数（H）で表された市場の集中度とは正に相関し、需要の価格弾力性（ η ）とは負に相関することが理論的に導かれる。

しかし、価格弾力性の値は每期得ることができないために、従来の研究では価格弾力性は一定として想定され、集中度と利潤率の関係を主として分析することに精力をつぎ込まれてきた。集中度の利潤率に対する影響を分析するのが目的であるため、それ自体を否定する必要はないが、理論的に導出された価格弾力性の影響を無視することは望ましい計測ではない。この問題を解決するために、ここでは価格弾力性のデータとして、状態空間モデルによって計測された状態変数の推計値を用いる。

まず産業利潤率（PCM）は、工業統計表の「紙製造業」という産業分類を対象に、付加価値額を製造品出荷額で割った値で定義している。図 19 を見ると、PCM の動きは 1980 年にかけて低下しているが、その後は 1990 年までは景気の拡大に伴って上昇する。いわゆるバブル崩壊後は景気の低迷と同調して PCM も低下するが、2004 年あたりまでは 0.4 程度で高止まりしている。ところがその後のリーマン・ショック時あたりからは、PCM は 0.3 まで低下し、以後はそのまま低調となる。

また、洋紙市場におけるハーフィンダール指数の動きを図 19 で確認すると、1990 年代までは 700 程度で推移していたが、1993 年の王子製紙／神崎製紙＝新王子製紙、十條製紙／山陽国策パルプ＝日本製紙の大型合併時には、ハーフィンダール指数は 1000 程度に急上昇する。その後、1996 年の新王子製紙／本州製紙＝王子製紙の大型合併の名称復活時には 1200 弱までハーフィンダール指数が上昇する。さらに 2002 年の日本製

図 19 洋紙の PCM とハーフィンダール指数および状態空間モデルによる価格弾力性



紙／大昭和製紙＝日本ユニパックの設立時にはさらにハーフィンダール指数の上昇が見られ 1500 程度になる。その後は王子製紙，日本製紙の 2 強がグループを整理統合している影響で，ハーフィンダール指数は 1400 程度で推移していることがわかる。

さらに状態空間モデルを用いて計測した洋紙合計の価格弾力性を図 19 に掲載している。時系列でみると PCM と逆相関の関係にあるように見えるが，ここで (5-5) 式の定式化に従って，ハーフィンダール指数 (H) と価格弾力性 (η) を用いた推計を試みる。計測の結果は次の通りである (括弧内は P 値)。

$$\text{PCM} = 0.159 - 0.207 H - 0.622 \eta$$

(1.05 E-09) (0.142) (2.36 E-11)

(5-6)

(5-6) 式に示した計測結果を確かめると，ハーフィンダール指数 (H) の係数値は -0.207 となり，マイナスであるが統計的有意性は持たない。したがって，市場の集中度と産業利潤率との相関を認めることはできない。他方，需要の価格弾力性の推計値は -0.622 であり，マイナスで統計的有意性も 1% 水準で負の相関が確かめられる。理論モデルで規定したのは産業利潤率との因果関係であるため，洋紙市場の産業利潤率は，集中度の影響は観察されず，むしろ需要構造の変化に起因することがわかる。このように，状態空間モデルによる計測値を用いることによって，概して洋紙の市場においては，需要の価格弾力性が大きくなれば利潤率は低下するという，直感に違わない逆相関の関係が検証された。

VI 結 論

本稿では、洋紙市場を例として、1975年から2020年までにおける長期の国内販売量と価格の動きを概観し、単純な回帰分析による需要の価格弾力性の推計を行った。需要の価格弾力性に関する従来の計測手法では、パラメータをひとつしか推計できないため、需要の価格弾力性の値を分析期間にひとつしか得ることができない。しかし、状態空間モデルを用いれば、状態変数の推計によって毎期の価格弾力性の値を得ることができる。それらの値を変数として様々な実証分析に適用可能であるということを明示した。

具体的には産業利潤率を集中度および価格弾力性に回帰する分析において、状態空間モデルの推計から得られた価格弾力性値を用いると、寡占市場のモデルから導出される利潤率と価格弾力性の関係を、理論と整合的に検証することができる。このように状態変数の推定値を価格弾力性の毎期の変数データとして実証分析に適用したところに本稿の独自性がある。

ただ、状態空間モデルで計測された推計値は、必ずしもすべてが理論モデルの要請する符号と一致しているわけではない。また、変数を追加すると推計値の動きは同じでも値が異なる場合が多いことも否めない。さらには、実際の推計プロセスでは、計測式がうまく収束しないケースも多かったことを念頭に置かなければならない。

今後の課題としては、時変モデルで状態変数を変えて計測を行うこと、また代替的な状態空間モデルを用いて、価格弾力性の推計を試みることなどがあげられる。さらには価格弾力性だけでなく、状態空間モデルによって推計される様々な状態変数の値を、多様な分析に適用することも、先進的で精力的な研究につながるはずである。

*本稿作成にあたり、同志社大学商学部上田雅弘ゼミナールの六角玲衣さん、池田千華さん、伊藤有日子さんには、データの作成と分析補助で多大なる助力をいただいた。ここに記して感謝します。なおあり得べき誤謬は筆者の責任です。また本研究は同志社大学人文科学研究所第20期部門研究成果の一部である。

参考文献

- [1] Appelbaum, E. (1982) "The Estimation of the Degree of Oligopoly Power," *Journal of Econometrics*, 19 (2-3), pp.287-299.
- [2] Bikker, J. A. and K. Haaf (2002) "Competition, Concentration and their Relationship : An Empirical Analysis of the Banking Industry," *Journal of Banking and Finance*, 26(11), pp.2191-2214.
- [3] Bresnahan, T. F. (1982) "The Oligopoly Solution Concept is Identified," *Economics Letters*, 10(1-2), pp.87-92.
- [4] Cowling, K and M. Waterson (1976) "Price-Cost Margins and Market Structure," *Economica*, New Se-

- ries, 43(171), pp.267-274.
- [5] Kalman, R. E (1960) "A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems," Journal of Basic Engineering, ASME 82, 35-45.
- [6] Kalman, R. E. and R. S. Bucy, (1961) "New Results in Linear Filtering and Prediction Theory," Journal of Basic Engineering, ASME Vol.83(1), pp.95-108.
- [7] Iwata, G. (1974) "Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly," Econometrica, 42(5), pp.947-966.
- [8] Lau, L. J, (1982) "On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data," Economics Letters, 10(1-2), pp.93-99.
- [9] Murray, B. C, (1995) "Measuring Oligopsony Power with Shadow Prices: U.S. Markets for Pulpwood and Sawlog," The Review of Economics and Statistics, 77, pp.486-498.
- [10] Shelden, I. and R. Sperling (2003) "Estimating the Extent of Imperfect Competition in the Food Industry: What Have We Learned?," Journal of Agricultural Economics, 54(1), pp.89-109.
- [11] 上田雅弘 (2006) 「日本の製紙業における規模と範囲の経済性」, 『同志社商学』 第57巻6号, pp.492-510.
- [12] 上田雅弘 (2009) 「DEA-Super Efficiency モデルを用いた製紙業の合併と多角化の生産効率分析」, 『同志社商学』 第61巻3号, pp.127-149.
- [13] 上田雅弘 (2010) 「DEA・SFAによる製紙業の費用効率分析」, 『同志社商学』 第66巻1号, pp.274-291.
- [14] 上田雅弘 (2013) 「動学的要素需要関数による製紙企業の規模と範囲の経済性の計測」, 『社会科学』 第42巻4号, pp.155-176.
- [15] 上田雅弘 (2021) 「トランスログ型一般化費用関数と確率的フロンティア関数による製紙業の費用効率性分析」, 『同志社商学』 第72巻6号, pp.1187-1207.
- [16] 奥野拓也・中村和幸 (2015) 「状態空間モデルによるプロモーション効果の推定」日本計算機統計学会シンポジウム論文集, 29巻, pp.13-16.
- [17] 加藤智章・吉田昌之 (2003) 「我が国紙・パルプ産業の計量分析」, 農林業問題研究, 第39巻 1号, pp.178-183.
- [18] 加藤智章 (2008) 「我が国紙市場の競争度の計測 推測的変動モデルによる実証分析」林業経済, 第61巻7号, pp.1-16.
- [19] 北川源四郎 (2019) 「時系列解析における状態空間モデルの利用」, 統計数理, 67巻2号, pp.181-192.
- [20] 後藤孝夫 (2021) 「高速道路の車種別需要関数の推計と需要の価格弾力性の計測」, 中央大学経済研究所年報
- [21] 谷崎久志 (1993) 『状態空間モデルの経済学への応用－可変パラメータ・モデルによる日米マクロ経済モデルの推定－』, 神戸学院大学経済学研究叢書。
- [22] 中村和幸 (2014) 「統計的時系列解析2: 状態空間モデル (チュートリアル)」, 応用数理, 24巻2号, pp.74-79.
- [23] 深谷肇一 (2016) 「状態空間モデルによる時系列解析とその生態学への応用」, 日本生態学会誌, 第66巻2号, pp.375-389.
- [24] 本橋永至・樋口知之 (2013) 「市場構造の変化を考慮したブランド選択モデルによる購買履歴データの解析」, マーケティング・サイエンス, 21巻1号, pp.37-59.
- [25] 山村光司 (2016) 「状態空間モデルによる昆虫個体変動の解析における諸問題」, 日本生態学会誌, 第66巻2号, pp.339-350.