

ISSN 0910-2701

經濟經營研究

年 報

第40号(I)



神 戶 大 学

經 濟 經 營 研 究 所

1 9 9 0

經濟經營研究

第40号(I)



神戸大学経済経営研究所

目 次

『世界経済総合データベースシステム』の構築について	…………… 片野 彦二	1
商標の評価と利速会計	…………… 井尻 雄士	15
	ピーター・H・ファークハー	
経済発展と直接投資		
一技術と組織の移転一	…………… 井川 一宏	31
企業の収益予想と金利の期間構造		
一日本における実証分析一	…………… 宮尾 龍蔵	45
流通空間構造の動学的研究		
一日本の流通空間パターンの動態一	…………… 黄 磷	68
明治期鐘淵紡績株式会社の綿糸販売について		
	…………… 矢倉伸太郎	129

『世界経済総合データベースシステム』

の構築について^(*)

片野 彦二

1. はしがき

それに先立つ数カ年の準備期間を経た後、昭和63年度より、国際経済経営環境部門の教官が中心となり、同部門の主催する専門委員会委員の協力を得て、『世界経済総合データベースシステム』(WORLD ECONOMIC DATABASE SYSTEM: WEDS)の構築プロジェクトが推進されている。これは、日本を中心とする主要諸国の経済情報をデータベース化し、国内外の研究者に公開サービスすることを目的とするものである。勿論、このWEDSの構築は国際経済経営環境部門における部門研究の推進にとって不可欠なものであり、この理由のために当該部門においては上記プロジェクトを最優先事項としてWEDSの研究開発に当たっている。

本稿においては、WEDS開発の経緯及び現状を述べると共に、WEDSの将来における拡充の方向として、これを基礎とする三つのサブ・データベースシステム〔(a) 国際資源環境マルチメディアデータベースシステム、(b) 国際産業関連データベースシステム、及び(c) 国際機構関連データベースシステム〕作成の構想を示すこととする。

これらのサブ・データベースシステムは、WEDSが収納する情報の一部を特定の目的にしたがって整理・統合し、特定の分析システムとリンクさせて

(*) 本稿は、科学研究費補助金(海外学術研究(S. 62, S. 63), 総合研究(B)(S. 62), 総合研究(A)(S. 63~H. 1), 試験研究(2)(H. 1~3)及び国際学術研究(H. 1~3))による研究成果の一部である。

作成する WEDS のサブシステムである。特に、「国際資源環境マルチメディア・データベースシステム」は国際資源環境研究分野の多面的な研究と深い関わりを持ち、「国際産業関連データベースシステム」は国際産業調整研究分野の研究に深く関わっている。「国際機構関連データベースシステム」は、当該研究分野を担当する専任教官の選任が未だ不可能な状況であるために、この研究分野に関わる WEDS のサブ・データベースシステムの内容については確定できない。

2. WEDS の現状

(1) WEDS 開発の経緯

WEDS 構築構想の萌芽は、神戸大学の教官を中心として、経済・経営に関連する情報を中心とし、それに直接間接に関わる情報を包摂する内容を持つ「汎太平洋地域情報マルチメディア・データベース」を開発しようとする計画に見ることができる。このプロジェクトを科学研究費補助金の交付を受けて推進するため、昭和62年度科学研究費補助金（総合研究：B）⁽¹⁾により重点領域研究課題申請のための準備に努めた。しかし、諸般の事情によりこのプロジェクトの規模を縮小し、世界の主要諸国の経済情報を内容とする WEDS の開発を目的とする事とし、その準備に取り掛かることとした。

WEDS 開発の準備の第一段階として、昭和62年度科学研究費補助金（海外学術研究）⁽²⁾により欧米諸国における主要なデータベース・センターを歴訪し、社会科学系のデータベースがこれらの諸国においてどのように開発されどのように運営されているかを視察・調査し、その調査・研究結果に基づいてプ

-
- (1) 『汎太平洋地域マルチメディア・データベースの構築とそれに基づく地域総合研究—重点領域研究課題申請のための準備研究』、昭和62年度科学研究費補助金（総合研究（B）：62305011：研究代表者 片野彦二）。
 - (2) 『社会科学関連データベースの整理・公開に当たっての「国際資源環境マルチメディアデータベース」協力の可能性に関する実態調査』、昭和62年度科学研究費補助金（海外学術研究：62041147：研究代表者 片野彦二）。

プロジェクトが意図する WEDS をどのようなものとして開発すべきかの構想を立案することとした。そこで、WEDS においては、以下の点を重視してデータベース・システムを開発することとしている。

- (a) 資金面における制約により、できるだけ利用頻度の高い情報に重点をおいてデータベースの内容を構成する必要性に鑑み、収納すべきデータ内容としては、主要先進諸国 (G7 諸国)、オセアニア諸国、及び東・東南アジア諸国における国民経済計算統計・産業関連統計及びその他の主要経済指標、各国間のトレード・フローを示す貿易統計、資金フローを表す国際収支統計、等を中心としてデータ構造を考えることとする。
- (b) WEDS に収納されるデータの量は非常に膨大なものとなることが予想される。完成時においては、数値データのみでも 20GB 程度の規模のものとなることが推定されている。したがって、既存の DBMS (データベース管理システム) によっては、十分な管理・運用は期待できそうもない。そこで、WEDS を管理・運用するための「大型統計データベース管理システム」を新たに開発する必要がある。
- (c) WEDS の利用者としては、国内外の研究者を想定するために、遠隔地の利用者にとっても安価で容易に利用可能な情報通信システムによる対応が必要である。
- (d) WEDS の内容は、上記のように各国政府が公表している統計情報を中心とするものであるから、これだけでは他にも類似のデータベース・センターがあり、利用者の吸収に困難が生じる恐れがある。この困難を排除するためには、当該データベースを特徴づける何かが必要ならなければならない。WEDS としては、応用分析ツールの中心に「分散型モデル・シミュレー

ション・システム」を設置することにより、WEDS を特徴づけることとする。

(a) 経済情報（数値データ）の入力に関しては、科学研究費補助金（研究成果公開促進費：データベース）の交付を得て、昭和63年度以降継続的にこれを行っている。⁽³⁾ WEDS に収納するデータについては、日本を中心とする G7 諸国（日本、米国、西ドイツ、英国、フランス、イタリア、及びカナダ）とオセアニア諸国（オーストラリア及びニュージーランド）、及び東・東南アジア諸国（中国、韓国、台湾、香港、タイ、マレーシア、シンガポール、インドネシア、及びフィリピン）の国民経済計算統計（乃至国民所得統計）・産業関連統計及びその他の主要経済指標を各国別に入力し、上記以外の世界の国々については「爾余の世界」地域として一括して扱う。⁽⁴⁾

(b) WEDS に収録するデータ量は、完成時においては数値情報のみで約20GB 程度となることが予想される。このような大量のデータを適切に管理・運用

(3) 昭和63年度科学研究費補助金（研究成果公開促進費：データベース、No. 26：作成組織代表者 片野彦二）、平成元年度科学研究費補助金（研究成果公開促進費：データベース、No. 34：作成組織代表者 片野彦二）、及び平成2年度科学研究費補助金（研究成果公開促進費：データベース、作成組織代表者 定道宏）。平成2年度以降については、科学研究費補助金申請に当たっての作成組織代表者は定道宏が引き継いでいる。

(4) 1992年に予定でれている欧州統合を考慮して「EC 地域」を別途に設定すべきではないかとの意見も見られるが、これについては今後の課題として検討することとし、現段階では本文記述の国・地域について「データ構造」を考えることとする。

(5) 現在までのところ、WEDS 構築プロジェクトが別途に実施している「WEDS の実用化に関する国際共同研究」の研究結果によれば、WEDS の利用者が G 7 諸国間における国際経済政策協調シミュレーション分析を実施しようとする場合に必要モデル及びデータの容積は、10MB を僅かに下回る程度となることが分かっている。WEDS としては、少なくともこの程度のデータの検索及びダウンロードを効率的に実施できる DBMS を必要とする。

できる DBMS は現在のところ十分には開発されていない。各コンピュータ・メーカーが提供する DBMS は、斯程に大量のデータの管理・運用を予定して開発されたものではないし、市販の DBMS にいたってはなおさらである。大量のデータを収納するデータベースにおいて問題となるのは、収納されているデータの中から必要なデータを検索してこれをいかに効率的にダウンロードするか、または外部からの新規データをいかに効率的にデータベースにアップロードするかである。⁽⁵⁾これに加えて、WEDS が正常に公開利用サービスを開始した段階以降においては、同時に多数の利用者がこれを利用することが予想される。この場合に、DBMS が不十分であれば、利用者にとっての効率的な使用は困難となる。ダウンロードに当たっての「待ち時間」が長くなるし、ダウンロードそれ自体のアクセスタイムも長くなる。しかも、WEDS ホストマシンの使用料及びダウンロードのための通信回線の使用料の最低限度は利用者が負担しなければならないとすると、この負担額は DBMS の効率が不十分であれば高額とならざるをえない。これらにことを考えれば、WEDS の管理・運用に当たっては、それにふさわしい DBMS の開発が不可避である。⁽⁶⁾

(c) WEDS は、それが完成された段階以降においては、国内外における大学・研究機関の研究者に対する公開利用サービスを実施する予定である。このことは、日本における計量経済分析の研究分野における基盤整備に大きな貢献をもたらすものと期待されるし、さらに日本の学術情報に関わる国際協力という観点からみても非常に重要であると考えられる。しかも、WEDS の性格

(6) この目的のために、WEDS 構築グループとしては、平成元年度以降 3 カ年計画で科学研究費補助金(試験研究(B-2):01830001:研究代表者 片野彦二)の交付を受けて研究を行っているし、さらに同じ年度にわたる 3 カ年計画で日立製作所との共同研究により「大型統計データベースのための DBMS (データベース管理システム)の開発」(研究代表者 片野彦二)を行っている。

(7) これは平成元年度以降 3 カ年の計画で科学研究費補助金(国際学術研究:共同研究:01044090, 研究代表者 片野彦二)の交付を受けて実施している。

からみて国外との連携が本データベースの維持に非常に有意義であると考えられる。事実、日米の計量経済学者の参加をえて現在進めている「『世界経済総合データベース』の実用化に関する国際共同研究⁽⁷⁾」においては、WEDS のできるだけ限られたキャパシティと予算の下で実施されるものであるから、日本に関わるデータについては入手できる限りでの万全のデータ内容の保持に当たるが、国外のデータに関しては国外のデータベース・センター及びユーザーの支援を必要とする。これらのことを考えれば、国際的な情報通信ネットワークを通しての WEDS 利用可能性の開発は、WEDS にとって不可欠な要請であると考えられる。このような観点からみて、通信システム、特に国際通信を可能にする通信システムの開発は、WEDS にとって不可欠である。

国内における情報通信に関しては文部省学術情報センターの学術情報ネットワークの利用により対応できるものと考えているが、国外との情報通信にどのようなネットワークを利用するにせよ、そこでのプロトコールの問題を解決しなければならないのは当然である。しかも、WEDS は英語での利用を可能にはしているが、基本的には日本語をベースとして作成されている。この場合には、国際的な通信ネットワークを通して WEDS を利用するに当たって、使用するネットワークのマニュアルによるだけでは使用できない場合が往々にして発生する⁽⁸⁾。このことに十分に留意し、WEDS を少なくとも米国及び欧州地域から利用する場合には、トラブルの発生を未然に防ぐよう国際通信システムの開発・整備を進める必要がある⁽⁹⁾。

(8) 平成元年 1 月にハワイで「国際共同研究会」を開催するに当たっての準備段階において、この問題の解決に多大の努力を要した経験がある。

(9) 国際通信システムの開発・整備に関しては、現在、科学研究費補助金（試験研究（B-2）：01830001：研究代表者 片野彦二）の交付を受けての研究の一部として研究を進めている。この研究の成果の一部として、定道宏、「世界経済総合データベースシステム（WEDS）の通信システム」、WEDS 参考資料：No. 1，神戸大学経済経営研究所：WEDS 研究・開発グループ，1990年 3 月が公表されている。

(d) 前記の欧米諸国における実態調査の結果から分かったように、学術研究をサポートしているデータベース・センターは、いずれも各国政府及び各種国際機関から基礎データの提供を受け、それを独自の様式で各センターのデータベースに入力し、利用者へのサービスを行っている。データの内容については、自国のデータについては詳しく、国外データについては余り詳しくないといった精粗の差はあるが、基本的には大きな差異はみられない。ところが、それぞれのデータベース・センターは、各センター独自の応用統計分析システムを開発し、それを収納しているデータとリンクさせて利用者(10)にサービスすることによりそれぞれの特徴を主張し、国内外からの利用にに応じている。WEDSとしても、これに対応する「応用統計分析システム」の開発を必要とする。そこで、WEDSにおいては、汎用性のある応用統計分析システムの収納は当然のこととして、WEDSを特徴づけるものとして「分散型計量モデルシミュレーション・システム」を収納することを予定している。WEDSにおいては、利用者が使用する端末としてパーソナル・コンピュータ(PC)を考えていることもあり、国際的リンク・モデルのシミュレーションの実施に当たってPCを複数台(同一場所乃至異なる場所)に並列的に配置し、それぞれのPCに異なる国のモデルのシミュレーションを担当させることを可能に

(10) 例えば、UNCTADにおいてはUNCTAD/LINK SYSTEMとしてSIGMA (System for Interlinked Global Modelling and Analysis) が準備されており、種々の分析が行われている。『日本における社会科学関連データベース構築に当たっての基本問題』、(昭和62年度海外学術研究費報告書：研究代表者 片野彦二)、1988年3月、参照。

(11) たとえば、宮崎耕、「国際通信ネットワークによるリアルタイムモデルシミュレーション」、国民経済雑誌、第162巻、第1号、平成2年7月、及びKo Miyazaki, “Related Distributed Control of World Link Models in the International Computer Networks”, KOBE ECONOMIC & BUSINESS REVIEW, 35th Annual Report, Kobe University: Research Institute for Economics & Business Administration, 1990を参照のこと。

する「分散型計量モデルシミュレーション・システム」の収納を考えている。⁽¹¹⁾

さらに、WEDSにおいては、データだけでなく、既存の高い評価を受けたモデルの収納をも予定している。従来、経済学の分野においてモデル・シミュレーションを行う研究者は、モデルの構築からそれに基づくシミュレーションまでを独自に行うのが通常であった。しかし、その研究成果の公表に当たっては、使用したデータ、モデル、及びシミュレーションの結果のみが公表されるために、その研究に対する評価も十分には行えない状況にあった。加えて、公表されたシミュレーションを基礎として、研究を拡充しようとする研究者があっても、それは不可能な状態にあった。これらの状態を改善するためには、優れたシミュレーション分析が公表された場合には、その詳細（モデル及びデータ）がどこかのデータベースに登録され、希望者はいつでもそれを利用して自己の研究に役立てうるようにする必要がある。WEDSがシミュレーション分析のためのデータだけでなく、モデルをも併せて収納しようとするのは、このような考え方によるものである。

WEDSの基本的枠組みは以上の通りであるが、さらにこれを基礎として次の3つのサブ・データベースシステムの構築を国際経済経営部門の今後の研究課題として実施することを予定している。

(a) 国際資源環境マルチメディアデータベースシステム

WEDSには、主要諸国における主要商品に関する統計データが収納されることになっている。「国際資源環境マルチメディアデータベースシステム」においては、各国における各主要商品についての統計データを各商品についての〈生産〉・〈輸出〉・〈輸入〉・〈消費〉・〈備蓄増減〉の5項目からなる「主要商品需要バランス表」の中に整理・統合し、これに必要な統計分析システムをリンクさせることより、データベースシステムを作成する。さらに、上記の「主要商品需給バランス表」の補足資料として、主要資源埋蔵量の世界分

布等を付加して、国際資源環境に関わる当該データベースの内容を充実したものとする予定である。

しかも、本サブ・データベースシステムにおいては、世界の主要資源埋蔵量分布、主要資源の生産国・消費国の対応関係、等を画像・図形等のマルチメディアを使用して表示できるように設計し、全体としてマルチメディア・データベースシステムとして完成させる予定である。

マルチメディアによる分析システム（特に主要資源商品についての需給バランスに関するシミュレーション分析システム）は今後必要に応じて開発することとし、数値データの分析システムについては WEDS の本体に収納している応用分析ツールを利用することとする。

(b) 国際産業連関データベースシステム

WEDS が収納する統計データの主要な部分には、各国の国民経済計算統計が含まれる。これを補足するデータとして、WEDS は各国の産業連関表もできる限り入力することとしている。「国際産業連関データベースシステム」は、主として WEDS のこれに関連するデータをサブ・データベースシステムとして整理・統合するものである。

主要諸国の産業連関表の原表の多くは既に入手済みであり、このデータは年次を遂うに従って順次に入力する予定である。また、発展途上諸国の産業連関表は部分的には入手済みであるが、いまだ十分ではない。ただし、既

(12) たとえば、UNIDO, “Input-Output Tables for Developing Countries”, Volumes I&II, United Nations, 1985・

(13) たとえば、アジア経済研究所が作成した, “International Input-Output Table for ASEAN Countries, 1975”, Tokyo: IDE, 1982; “International Input-Output Table Indonesia-Japan, 1975”, Tokyo IDE, 1981; “International Input-Output Table Japan-Korea, 1975”, Tokyo IDE, 1981; “International Input-Output Table Thailand-Japan, 1975”, Tokyo IDE, 1981; 『日・米国産業連関表: 1970年』, 東京, 1978年; 『日本・フィリピン国際産業連関表: 1970年』, 東京, 1977年, 等はこれに当たる。

に公表済みの各国の産業連関表については、ウィーンのUNIDOが包括的にこれらを整理していることもあり、⁽¹²⁾ これとの協力により資料の整備を進める予定である。

各国の産業連関表に加えて、いくつかの国際産業連関表（多国間産業連関リンク表）も作成者の了解がえられた上で可能な限り入力する予定をしている。このようなリンク表は各国政府乃至国際機関といった公共機関が作成したものでなく、⁽¹³⁾ 特定の研究機関等の作成にかかるものも多いことによる。

また、この「国際産業連関データベースシステム」に関わる応用分析システムとしては、神戸大学経済経営研究所：国際産業構造研究グループが開発したIIRAS (Intetr-Industry Relationship Analysis System) があり、これを本サブ・データベースシステムにリンクさせる予定をしている。⁽¹⁴⁾

(c) 国際機構関連データベース

これに関しては、国際経済経営環境部門における国際機構研究分野の専任教官が選任されたのちに、具体的な内容の検討を開始する予定である。

3. WEDS 開発の今後の問題点

公開利用を目的としてのWEDSの開発は、多くの紆余曲折のため必ずしも順調であったとは言えないが、これに関わったメンバーの努力により大きな進捗を見せている。しかし、WEDSを完成させ公開利用サービスを開始するまでには、解決しなければならないさらにはいくつかの問題がある。

(14) 「産業連関分析マニュアル：IIRAS」, 神戸大学経済経営研究：国際産業構造研究グループ, 1895年3月。これは、昭和59年度文部省科学研究費補助金(試験研究(1)) [研究課題：国際産業比較分析のためのデータバンク及びソフトウェアの開発] (研究代表者：定道 宏) の研究成果として公表されたものである。さらに、これに関しては、定道 宏：「産業連関分析システムについて — IIRAS —」, 国民経済雑誌, 第152巻 第2号, 昭和60年8月, を参照のこと。

(a) 安定したデータ入力態勢の確立：既に述べたように、現在のところ、WEDS へのデータ入力は、昭和63年度以降、科学研究費補助金(研究成果公開促進費：データベース)の交付を受けて毎年度毎に着実に実施されてきている。現段階においては、まだ各国政府が公開している経済統計の遡及部分に重点をおいてデータ入力は行われているが、いずれは最新データの入力によるデータベースのメンテナンスが主体となる。上記補助金の交付は、年度毎に計画書を提出し、審査の上で交付が決定されることになっている。したがって、データ入力を支える資金面では非常に不安定な状態にある。この状況を打開するもっとも望ましい方策は、『世界経済総合データベースシステム』の維持費を経営費用として予算化されることである。これの実現を要求するためには当該データベースシステムの公開サービスを一応の軌道に乗せるという実績を作ることが必要である。それまでは従来通り年度毎に科学研究費補助金の交付に依存せざるをえない。上記の実績ができあがれば、経常費用予算化の要求を提出する基礎が確立されたと認められるものと期待できよう。

資金面での問題は別として、新規データの追加等については国外のデータベース・センターとの国際協力の可能性を開拓することにも努力する必要がある。『世界経済総合データベースシステム』においては日本のデータを完全に掌握し、国外のデータについてはそれを掌握している各国のデータベース・センターとの協力によってデータの更新を進めることも一つの方法として考えられる。ただ、この場合にも、後述する「公開サービスを目的とするデータ利用に関する著作権問題」には十分配慮を必要とすることは言うまでもない。

(b) 著作権問題：既に繰り返し述べているように、WEDS に収納し公開利用サービスを行おうとしているデータは、各国政府乃至各種国際機関が公表している統計データを主体としている。従来からの認識からすれば、これらの政

府・国際機関が公表する統計データは、その出所を明示すれば利用についての制限は殆どないものと考えられていた。しかし、最近の傾向としては、政府・国際機関の公表する統計データであってもその著作権については適切な配慮が必要であるし、特に（大学・研究機関に属する研究者に限るとしても）第三者に対して公開しサービスする場合には著作権問題について十分な配慮を必要とすることが明確となってきた。WEDS としては、既に日本国内についての政府公表統計（経済企画庁の国民経済計算統計、及び大蔵省の貿易統計）の使用については各省庁の担当部局の了解を得た上で入力を進めている。また、国外の政府・国際機関の公表データについては、今後各担当部局との折衝を行い、トラブルの発生を未然に防止することを予定している。具体的には、今年度の国際共同研究をジュネーブの UNCTAD で開催する機会に、欧米諸国の対象機関の一部を歴訪し、著作権問題についての話し合いを行う予定としている。⁽¹⁵⁾

(c) 他機関との共同研究

現在のところ、WEDS の開発には主として「国際経済経営環境部門」の教官が当たっている。ただ、当該部門の教官はそれぞれに各自の研究課題を抱えており、WEDS の開発・管理には他大学及び民間企業との共同研究が不可欠である。このため、平成元年度より 3 カ年計画により日立製作所との共同研究「大型統計データベースシステムの開発」を発足させ、現在これを実施

(15) これは平成 2 年度科学研究費補助金（国際学術研究（共同研究）：01044090：研究代表者 片野彦二）の交付を受けて実施するものである。当初計画においては、WEDS の国際実用化に当たっての WEDS の効率及びサービス態勢の向上を目的とする国際共同研究をジュネーブにおいて開催する予定であったが、著作権問題の重要性に鑑み急遽研究計画を拡充したものである。ただ、本年度の予定としては、予算の制約もあり、了承を得なければならない全ての政府機関・国際機関を訪問することは不可能であるために、本年度における訪問結果を見た上で、本年度以降において適切な方策を考えることを予定している。

『世界総合データベースシステムに』の構築について(片野)

している。また、データベースの通信利用についても、データベースの専門家を擁する特定の大学との共同研究、特に分散型データベースに関する研究が必要であり、その準備を進めている。

4. あとがき

以上が WEDS 作成に関わる現状及び将来展望である。現状の説明から分かるように、WEDS 作成自体がまだまだ途上であり、データ入力及びシステム開発等の面だけでなく、WEDS 運用に関わる著作権問題等の今後に残された多くの課題がある。さらに、WEDS のサブ・データベースシステムを付加的に作成する作業を考えると、WEDS の完成までには今後相当の年月を必要とするものと考えられる。

しかし、WEDS の完成により、多大のメリットが予想されることも確かである。特に、従来、データの整理からモデル・シミュレーションまですべて独自に行わなければならなかった計量分析の研究者にとっては大きな福音となることは否定できないし、計量分析の研究結果の評価に当たっても公正な手段を与えうることになるものと期待できる。

また、WEDS の将来構想として取り上げている三つのサブ・データベースシステムも、WEDS 全体の中のサブ・データベースシステムとして公開サービスに供されるものであり、WEDS 自体を特徴づける性格のものとして考えられる。

商標の評価と利速会計*

井尻 雄士

ピーター・H・ファークハー

1. 商標の評価の例

商標の価値を測定して貸借対照表にのせるということはここ数年、とくに昨年来英国で大きくとりあげられるようになった。これは1985年の会社法改正で無形資産の価値が比較的自由に認められるようになったことにもとづいている。それにしたがって貸借対照表に商標の価値をのせるようになった会社もいくつかある。その例を2, 3ここにあげてみよう。

英国の Grand Metropolitan という会社は1987年に米国の Pillsbury Company を57億ドルで買収した。その買収価格の一部を Pillsbury のもつ商標(例えばアイスクリームの Haagen-Dazs とか、野菜の冷凍や缶詰で有名な Green Giant など)に割り当てたのである。さらに英国の WPP という会社は米国の広告関係の著名な J.Walter Thompson Company を買収したが、JWT の有形資産の価値をはるかにこえる価格を支払ったため、その超過額を一挙に償却すると WPP の資本金は負になってしまうところであった。それを JWT のもつ商標の価値として超過額を処理し、資本金が負になるのをさけたといわれている。さらに Ranks Hovis McDougall という英国の食料品の会社はそ

* 著者はいづれもカーネギーメロン大学産業経営大学院教授。これは1990年7月18日に神戸大学経済経営研究所のセミナーでの発表のためつくられた原稿である。

これは、辻真英学基金による井尻雄士の当研究所への訪問・滞在の間になされた研究を中心内容としている。またこの研究は Marketing Science Institute からの資金援助をうけている。これらの基金に対して謝意を表する。

のもっている60余りの商標を合計約12億ドルの評価でもって貸借対照表にのせている。

これは漠然と「のれん」という勘定で処理するよりもはるかに形のはっきりしたものであるが、しかしあくまで無形資産としてあいまいさを除くことはできない。にもかかわらずできるだけ科学的に商標の価値をきめようとする努力はこれまでしばしば試みられてきた。たとえばロンドンの商標コンサルティング会社の Interbrand Group では、(1)マーケットシェアとそのランキング、(2)商標の安定性とこれまでの実歴、(3)商品系統の安定性、(4)国際性、(5)市場の趨勢、(6)広告ならびにプロモーション、(7)法律上の保護、といった7つの要素について採点し各商標に得点をつけている。その得点を過去3年間の当該商品の平均年間利益に掛けることにより、その商標の価値としている。その他、監査会社のコンサルティング部門でも、たとえば Coopers & Lybrand や Ernst & Young では商標の価値を無商標の同種の商品とくらべて、商標のもたらす付加価値として算定している。

2. 原価・時価・効価による評価

ところで商標も資産の一種であるからその評価に過去、現在、未来の3時点で区分した原価、時価、効価の3つの評価方法が考えられる。このいずれをとっても商標のばあい問題がある。

まず原価であるが、商標を単独で買ったばあいは簡単にきまるが、上記の例のように他の資産と一緒に買ったばあい配賦がむずかしい。さらに自己商標のばあい広告などでその商標の価値をつくるもとになった支出は判定することができても、そのうちどれだけ商標という資産の簿価にいれることが、正当であると考えられるか、となるとむずかしい。なにしろ対象となる資産が無形であるために、有形資産のばあいのように物理的なインプット・アウトプットの関係がつかめないことが多いからである。したがってたとえ原価で簿価がきまったとしても、たえず時価や効価と比較しながら検討しないと

不良資産の計上ということになりかねないのである。

つぎに時価であるが、これは標準化された商品とことなり、市場価格の算定がむずかしい。のみならず、資産が無形であることから商標が単独で売買されるケースは非常にまれで、それをとりまく販売網や人材・ノウハウ、さらにそれらを総轄した営業部門や会社全体にふくまれて売買されることが多い。それではいくら売買の例があっても、その売買額から商標の時価を直接算定するのは無理である。

したがって商標の価値といったばあい想定されるものは、その商標のもとに商品を販売することによって、将来どれだけ利益をあげることが期待されるかという効用価値、「効価」、というものになることがおおい。つまり将来における商標の使用価値を前提に、商標の価値が議論されることが一般であるといえる。

3. 商標の価値と企業の利益

こう考えると商標の価値は、無商標商品とくらべてどれだけ付加利益をもたらすかを算定し、その将来の付加利益の現在価値できめるのが妥当であるということになる。問題はしかし無商標商品というものは、ごく特殊な商品べつにするとまずそれは非常にまれにしか存在しない点にある。かりに商品自体は無商標であっても、それを販売している販売網に名前があり、それを信用して消費者が無商標商品を買う、といったばあいに、そういった商品をベースに付加価値を計算するのは疑問である。無商標商品とはいってもそれが市場での既成商品として確立した地位をもつようになるまでには、すでに相当の投資がなされていることが多いからである。

つまり商標の価値とはいっても、商品とはまったくべつの商標だけの価値を意味しているばあいも、もちろんあるが、むしろ商標商品のゴーイングコンサーンとしての価値を意味しているばあいが通常であるように考えられる。そういう商標商品の利益力を「商標の価値」という言葉で表現してい

るのではないだろうか。

こう考えるのが妥当であるならば、あらたに事業をはじめて一般的・平均的にえられる利益をこえたものがすでに市場で既成商品として確立した地位をもつ商標商品からえられる、というその付加価値が「商標の価値」ということになる。そしてさらに「資本コスト」というものが、投資の一般的・平均的利益を代表しているとみるならば、資本コストをこえてえられる商標商品の利益の現在価値がもめている付加価値ではないかということになる。

したがって商標の評価ということは、じつは企業の一部の評価で、企業の評価そのものと方法論的にはあい通じるものがある。この考え方をもとに商標商品の利益評価をこれから考察したい。

4. 会計的な測定方法と客観性

ところで商標商品の利益評価を考えるにあたって、まず大事なことはそれが会計的な測定方法のもとで行われるべきだということである。というのはうえにのべたように測定の結果が貸借対照表に影響をあたえるのであるから、そこで用まれた数字は会計で要求される品質をもったものでなければならない。ここで検討する評価はうえにのべた原価・時価・効価のうち効価にあたるものであるが、たとえ原価主義や時価主義のもとにおける評価であっても効価を無視しておこなうことはできない。とくに無形資産の評価においては原価や時価があやふやなばあいがおおいことは、すでに強調したところである。したがって効価を直接に財務諸表でもちいえないばあいであっても、間接に財務諸表に影響をあたえることがおおいので、会計で要求される品質を最初から考慮してかかりたいのである。

その品質の面で、もっとも大切なものは「客観性」である。とくに商標という抽象的なものの評価においては、それがたんに1個人の主観的な評価にとどまっていたら、一般的流通性のある測定はえられないからである。ここで客観性ということは主観性をまったく排除したものだという意味ではけっ

してない。評価というものが一般に人間の判断というものをとおして行われる以上、主観性を完全に排除することは不可能である。

そこで客観性として要求されることは、その測定がある基準にもとづいておこなわれた多数の人間の判断の総合として導きだされたものだ、ということである。つまり評価として必要な主観的判断の「分散」がおこなわれ、ある1個人の判断で測定が決定的に影響されないような測定方法を考慮したいのである。いわゆる Safety in Numbers（多数の安全性）というか、民主主義の基本的精神というか、それに通じるものが要求されているのである。

したがって測定方法としては、客観的証拠をインプットとしてそれを客観的方法で処理加工して、測定を人工的につくりあげていく方法がとられるのである。ここで大事なのは会計慣習ともいわれるコンベンションである。商標の評価方法としては無数の方法があるが、財務諸表という公共的なものにのせるためにはその無数の方法のなかから、ひとつまたは少数のやりかたのみをえらんでそれに統一することが必要である。それによって測定の「標準化」というものができ、商標評価のあいだに比較可能性がうまれるのである。

もちろん商標の経済的実質を反映する測定でなければ意味がないのはいうまでもない。しかし、その実質として一般にみとめられるものを、はたして会計で要求される客観性をもたせて反映することができるかどうか、そこに会計における夢と現実のちがいがあるといっても過言ではない。商標評価の主観的測定はいわば会計測定の夢の段階で、それを現実にもちこんでくるテクノロジーを開発するのが、会計のしごとであるといえる。

5. 米国証券取引委員会（SEC）のやり方に学ぶ

そこで会計慣習をつくりあげるひとつの例として、米国証券取引委員会のやり方に面白いものがあるので、とりあげてみたい。これは石油会社の財務諸表にもちいられている埋蔵石油評価方法である。これは UCLA のビジネススクールの学部長から、米国証券取引委員会委員長 (Securities and Exchange

Commisson-SEC) に抜擢された Harold Williams の指導のもとに実施されたものである。これは1975年に始まったものであるが、現在も石油会社の annual report にはこの方法 (埋蔵物認識会計, Reserve Recognition Accounting--RRA) で計算された埋蔵石油評価額が脚注に計上されている。

RRA の基本的な考え方は、金魂にならって石油は発見と同時に利益が実現されたものとするやり方である。したがって油田発見と同時にその埋蔵量を推測しその「価値」を推定する。それを発見時の属する期間の収益とし、それにその期間に費やした油田発見のための総費用を差し引いて、その期の純利益を計算するやり方である。

これは考え方としてはそれまでにない画期的なものである。当初はこうしてできた損益計算書を石油会社の損益計算書とし従来のものに置き換える予定であったが、これは石油業界の猛烈な反対にあってとり上げられた。しかし埋蔵石油の価値を計算して脚注に公表することは SEC の強力な要求のもとに実施されることになり今もそれがつづいているのである。

このやり方で費用のほうは比較的簡単に計算できるのであるが、問題は埋蔵石油の価値をどうして推定計算するかということである。これをできるだけ客観的にやるためにいろいろ規則が SEC で出されているが、その基本的なものをのべると、次のようである。

- (1) まず埋蔵量を専門家の推測により決定する。
- (2) つぎにその埋蔵石油がどういうパターンで採掘・精製・販売されるかを過去のデータにもとづいて推定し、その埋蔵量を現在および将来の会計期間に割り振る。
- (3) その各期間につき採掘・精製・販売活動を想定し、現在の売上・仕入価格ならびに生産販売の単価が将来も変わらないものと仮定してキャッシュフローの計算を行う。
- (4) そこで計算されたキャッシュフローの現在価値を年利10%の複利計算で計算し、それを埋蔵石油の価値とする。

ここでのやり方の特徴は現在の価格や生産販売の現状を基礎とし将来の物価の変動やテクノロジーの影響を考慮してはならないとしており、また現在価値の計算についてはその利率を SEC のやり方で年利10%と指定している点である。

こういう埋蔵石油の評価方法を参考に、商標の評価方法をこれから考えてみたいと思う。そこでもちいる利速会計についてつぎに簡単にのべてみたい。

6. 利速会計のあらまし

利速会計は利益の速度の増減を記録しそれを複式簿記の機構にしたがって原因結果の関連をつけながら仕訳をするものである。従来の会計が財産勘定体系と利益勘定体系の複式でなりたっているように、利速会計は利速勘定体系と作速（さそく）勘定体系の複式でなりたっている。

利速勘定は現在どういう利益の源泉からどういう速度（たとえば月あたり何万円の割合）で利益があがりつつあるかを説明する勘定で、いわば利益を時間で微分したものを取り扱っている。これにたいし作速勘定は純利益がどういう原因でどれだけ変動したかを説明する勘定である。これは従来の会計（これを財産会計という）において、財産勘定は現在どういう財産（資産・負債）をいくらもっているかを説明し、利益勘定はその純財産がどういう原因でどれだけ変動したかを説明するのと同様である。

利速会計は利益には慣性があり、いちど利益の源泉が確立されるとほっておいても慣性で利益があがる、ということを前提としている。これはニュートン力学における運動の第1法則にならったものである。実際にはほっておくと利益は次第に低下するのが通常であるが、それは「まさつ」といったもので別に説明する勘定をもうけて処理し、原則はあくまでも利益は「ほっておくと」定速でいつまでもあがりつづけるものだと考えるのである。

したがって利益の各源泉についてある一時点において棚卸をやることができ、それにもとづいて財産会計での貸借対照表にみあう、「利速計算書」をつ

ることができる。この計算書につかわれる測定単位は月当たり何円(円/月)といったものがもちられる。

そして純利速が変動するごとにその原因となるものを追求し判断してこれを作速勘定で分類して仕訳をしたものを期末にまとめて「作速計算書」としてあらわすのである。これが財産会計における損益計算書に対応するものである。

まえにのべたように利速は利益の微分であるから、利速を積分すると利益となる。定速のばあいには利速にその経過時間を掛けたものが利益となる。たとえば月当たり1,000万円の利速で3カ月経過すると3,000万円の利益があがるという計算になる。いわば時速100キロの速度で3時間ドライブすると300キロ車が走るのと同じである。この意味から従来の会計が自動車の距離計の計測をもとにできあがっているとするならば、利速会計は自動車の速度計の計測をもとにできあがっているといえる。

ところで利速を積分すると利益になるように、作速を積分するとあたらしいものがうまれる。ここでうまれるあたらしい勘定体系を「作益(さえき)」勘定とよび、それをあつめてできた計算書を「作益計算書」とよぶ。これは企業の内部外部のどのような要素が利益の変動に貢献してきたかを、計算してまとめたものである。

7. 売上利速の測定

さて以上で利速会計のあらましを説明したので、さっそく商標の評価の本題にはいることにする。まず商標の価値の本質をなすものはいうまでもなくその商標をもつ商品が普通以上に「売れる」というところにある。したがって売上の慣性を考えそれにもとづいて売上利速の測定をまずやりたいのである。

売上利速の測定にあたって、判断的方法(judgmental method)と統計的方法(statistical method)とが考えられる。ここではその両者を併用するこ

とを検討したい。

判断的方法というのは、担当者の判断によって売上の実績をもとにそれをくりかえし行われる（recurring）ものと一回かぎりの（nonrecurring）もの之间的ことを指す。それは売上の項目のひとつひとつについてその分類をやることになる。またこの方法では、販売契約にもとづく売上についてはその契約内容にしたがって売上実績を修正することが可能でありまたそれによって売上利速の精度をたかめることができる。もっとも契約といっても簡単に解約できるものもあり、また長期的なもので相当の罰金をかくごしなければ解約できないものもある。そのあたり担当者の判断をまっぴりかえしおこなわれるであろうと考えられる売上を売上利速として把握するのである。

統計的方法は担当者の判断によるのではなく、たんに過去の売上実績に公式をあてはめて自動的に売上利速をみちびきだす方法である。その公式にはパラメータが必要なのが通常でそれをどういう値にするかは、慣習や担当者の判断できめざるをえないのは、従来の会計における減価償却の例をみてもあきらかであろう。ここではそういう公式の例として指数平滑法（exponential smoothing）をとりあげてみよう。

これは期間 n の標準売上、 S_n 、と実際売上 A_n 、との加重平均で期間 $n+1$ の標準売上、 S_{n+1} 、を規定するものである。（ S_0 は実際売上 A_0 にひとしいとして初期値をきめることにする。またここでの測定単位は金額であらわすのが便利ならばあいもあり、また物量や標準製品換算量でやるのが便利ならばあいもある。）これを式であらわすとつぎのようになる。

$$S_{n+1} = \alpha A_n + (1 - \alpha) S_n \quad (1)$$

ここで加重平均のパラメーター α は $0 \leq \alpha \leq 1$ をみたす数である。(1)を変形してつぎのようにならわすと α の意味がはっきりする。

$$S_{n+1} = S_n + \alpha (A_n - S_n) \quad (2)$$

つまり次期の標準売上は、当期の実際売上と標準売上との差に α を掛けたもので当期の標準売上を修正してえられるものである。そして定速の仮定のもとにその標準売上をもたすに必要な利速をその期の売上利速と決めるのである。いかえると当期の実際売上が標準売上と違う理由はいろいろあるが、ここではその α に相当する分だけ将来くりかえし売上が発生するものとみて標準売上の修正がおこなわれ、かつ売上利速の修正がおこなわれる。

このようにして売上利速を公式でみちびきだすのである。ここにパラメーターとなる α はそれが 0 にちかづくほど修正がおそくなり 1 にちかづくほどはよくなる。比較的安定した環境のなかでの売上には一時的な実際売上の上で売上利速が影響されないことがのぞましいので低い α が好まれ、また新製品のように売上利速が相当変動することが予想される場合には、実際売上を急速に利速に反映させることがのぞましいため高い α が好まれる。

さらに α を順応的に実際売上と標準売上との差によって少しずつ修正していく adaptive exponential smoothing のやり方も α をまえもってパラメーターとしてきめなくてもデータから自動的にみちびきだされるので、好ましいことが多いであろう。

また売上に季節的な変動がある場合は、まず実際売上に季節的修正 (seasonal adjustment) をやってから公式をあてはめる、などの方法で処理することができる。

8. 売上利速の変動要因

さてさきにのべたように利速会計では利速計算とやらんで作速計算がおこなわれる。作速計算は純利速の変動があったばあい、その変動がどうして起こったかを判断して該当する作速勘定で説明するのである。商標の評価においてはこの作速の判断が大事な役割をはたす。

というのはマーケティングにおいて売上増加の原因となるものはいくつもあげられているが、その原因の種類によって結果となる売上増加の継続力が

ことなると考えられているからである。たとえばクーポンや割引券などの一定の期間にかぎってつけるプロモーションは売上に端的に反映するが、そうして増加した売上の継続力は大変短いとされている。つまりプロモーションをやめるとすぐに売上はもとのレベルにもどりがちなのである。これに反して、テレビや新聞の広告などによって地道につくりあげてきた需要には相当長期にわたって継続力があるとされている。

こういうわけで、売上利速の変動をその変動要因の種類によって区分し記録することが望ましいということになる。ここに複式簿記にもとづく利速会計が商標の評価にとくに有用なのではないかとみられる理由がある。つまり商標という無形資産のばあい、その「耐用年数」の判断は過去の変動要因にもとづかないと判断できないばあいが多いためである。

そこで一つのやりかたとして、利速に減価償却における定率法に相当するものをあてはめ、売上利速は每期一定の率で通減するものであると考えるのである。その通減率が利速を作りだしたもとなる要因によってことなることを前提として売上利速通減の計算をおこなう。これをつぎの節で例題をもちいながら検討してみよう。

9. 売上利速計算方法の例

その例題としてつぎの表を参照されたい。まず表1は売上利速計算方法の一例を示している。(売上利速は標準売上を期間で割ればでるのでこの表では標準売上の計算を中心にしている)。この例は指数平滑法と利速通減法をもちい、それに作速の判断によって実際売上と標準売上との差による修正額の割り振りをおこなっている。表中の数字の単位はこの例では売上の個数としている。

表 1 売上利速(標準売上/期間) 計算方法の一例(単位 個数)

	1990年11月			1990年12月		
	広告 ¹	プロモ ²	計	広告 ¹	プロモ ²	計
(1)当月標準売上	500	200	700	519	225	744
(2)当月実際売上			900			594
(3)売上差異(2)-(1)			200			-150
(4)要修正額(3)×(α=.4)			80			-60
(5)修正額配賦(判断)	30	50	80	-10	-50	-60
(6)修正標準売上(1)+(5)	530	250	780	509	175	684
(7)通減率	2%	10%		2%	10%	
(8)通減額(6)×(7)	11	25	36	10	18	28
(9)次月標準売上(6)-(8)	519	225	744	499	157	656

表 2 実際売上は標準売上に等しいと仮定した予測(単位 個数)

	1991年1月			1991年2月		
	広告 ¹	プロモ ²	計	広告 ¹	プロモ ²	計
(1)当月標準売上	499	157	656	485	141	630
(2)当月実際売上(仮定)			656			630
(3)売上差異(2)-(1)			0			0
(4)要修正額(3)×(α=.4)			0			0
(5)修正額配賦(判断)	0	0	0	0	0	0
(6)修正標準売上(1)+(5)	499	157	656	485	141	630
(7)通減率	2%	10%		2%	10%	
(8)通減額(6)×(7)	10	16	26	10	14	24
(9)次月標準売上(6)-(8)	489	141	630	479	127	606

¹広告によって作られたと判断される売上

²プロモーションによって作られたと判断される売上

さて表1の数字を簡単に説明する。まず1990年11月の欄に当月標準売上が700個とあがっている。これは売上利速が700個／月、すなわち月当たり700個の割合であがっていることを示している。その標準売上700個のうち500個は広告によって作られたと判断されるもので、あとの200個はプロモーションによって作られたと判断されるものである。これはこれまでの判断の集積でできたものであるが、この評価システムを導入する最初の期には、その配賦について総額での判断が必要である。まえにのべたように最初の期の標準売上は実際売上に等しいと仮定してシステムのスタートをきってもいいが、この配賦の判断だけはやらなければいけない。いわば従来の会計において設立時に現物出資があるとそれだけは時価で評価しなければならないようなものである。

さて1990年11月の実際売上は標準よりもはるかによく900個売れたことが示されている。この200個の差異は、売上利速の向上によるもので来月もそのレベルでの売上が期待できるものか、それとも当月の一時的なものなのか、その判断がむずかしいので、それを一率に α できめようというわけである。この表では α は.4に設定されている。ということは200個の差異の40%である80個は当月の売上利速、したがって標準売上に帰属されるべきものだ、とみるのである。そこでその誤差の修正をやるのであるが、これをその利速をもたらした要因となるもの（この例では広告とプロモーション）に配賦する判断が要因される。

この判断はマーケティングの専門的知識をもつ人が、当月での企業の活動や競争相手の行動などを考慮してきめるものである。この例では80個のうち30個を広告に、50個をプロモーションに配賦している。その修正をやったあとの標準売上が当月の実際売上を確認したあとで、ふりかえって当月の標準売上はいくらであるべきだったかという数字をしめしている。

ところが次月の標準売上は利速の通減を考慮しなければならない。その通減率は広告によってつくられた売上は月あたり2%、プロモーションによっ

てつくられた売上は月あたり10%として計算されている。その結果1990年12月に繰り越される利速は月あたり744個で、そのうち519個は広告によるもの、のこりの255個はプロモーションによるものとされている。

同様に1990年12月における計算がはじまる。この月は実際売上が標準売上を150個も下回った。そのためその40%にあたる60個についてマイナスの修正をやるが必要になる。このうち10個を広告に、50個をプロモーションに配賦している。広告によるマイナスの効果というのは納得できないようにみえるが、ここでは広告は競争相手の広告もはいるものとする。つまり競争相手の広告の効果のほうが、自社の広告の効果よりも大で、そのため差引マイナスの効果になった、と判断されたのである。プロモーションについても同様である。

この結果、次月にあたる1991年1月の標準売上は広告によるものが499個、プロモーションによるものが157個で、計656個となる。ここから予測の問題にはいる。これを表2でとりあつかっている。現在は1990年12月末として、この時点で商標の評価を行いたいのである。

ところが1月以降は表1のように実際売上がどうなるかはわからないので、将来の売上については実際売上は標準売上に等しいものと仮定して計算するのである。したがって要修正額も修正配賦額もすべてゼロで、毎月の通減の計算だけやればよいことになる。その計算が表2で例示されている。全体の通減率は每期少しづつ変動して、長期的には通減率の一番低いものに収敛していく。それより通減率の高いものはその残高がより急速にゼロにちかづくからである。

10. 商標の評価と利速会計

こうして将来の各期の標準売上が計算されたあとは、さきに紹介した SEC のやり方にならって、現在の価格や生産技術などがすべて将来にもあてはまるものと仮定して、各期のキャッシュフロー計算をやるのである。そしてそ

の各期のキャッシュフローの数字の現在価値を計算し、それを商標の価値とする。その割引率には現在の資金コストをもちいる。しかしSECの場合のように各企業間の数字に比較可能性をもたせることを強調するならば、たとえば10%といったような一率の数字で統一し計算を行うことも考えられる。

SECの埋蔵石油の評価のばあいには、埋蔵量についてはもっとも科学的とかがえられる方法で推測するのであるが、商標のばあいは無形資産であるためにそれすらもむずかしい。(埋蔵石油のばあいでもその埋蔵量の推定は大変むずかしい。数年まえテキサコ石油がその所有する全世界での埋蔵総量をなんと25%もカットする誤差修正をやって大きな問題になったことがある)。したがって上記のような方法で、実際の売上から公式にもとづいてつくりあげる方法によって、恣意性をできるだけ排除しながら、その測定を経済的実体にちかづける努力をしようというのである。そのさい主観的な判断をまったく避けることはできないが、そのばあいはできるだけ判断を分散することによってそのリスクをも分散しようというわけである。

ここでのべたアプローチは商標評価のごく一部の問題についてしか説明しえなかったが、そこにながれる原則は適用範囲のひろいものであると考えられる。複式簿記という仕組みのなかでの利速会計で要求される原因・結果の判断と商標評価に必要な売上変動要因の把握とがあい通じるものがある。そこにここでのべたアプローチが実用性をもつとみられる基点があると考えられるのである。

しかしなにしろ商標の評価というものは無形資産の評価というのみならず、未来にたいする見通しがなければならない。たとえばエベレスト山にのぼるのも大変であろうが、すくなくとも頂上にいたるまで足を地につけてのぼることができる点で、有形資産の評価にくらべられる。これにたいして無形資産の評価はいわばエベレスト山からさらに雲のなかにむけて橋をかけながら空中にすすんでいくようなものである。それを会計慣習でかためながら、つくっていかうというのであるからむずかしい。

しかし考えてみると、「利益」という概念もけっしてやさしいものではない。ある意味からいうと測定不可能だとも考えられるものである。それがまがりなりにも、ここまで一般に使用されみとめられるようになったというのは、これまでの会計人の地道な努力の成果である。これを思うと商標の評価もかならずしも絶望的だとはいえないようである。

参 考 文 献

- [1] Barwise, Patrick, Christopher Higson, Andrew Likierman, and Paul Marsh, *Accounting for Brands*, London Business School and the Institute of Chartered Accountants in England and Wales, London, England, 1989.
- [2] Farquhar, Peter H. "Managing Brand Equity," *Marketing Research*, Vol. 1, September 1989, pp. 24-33.
- [3] Ijiri, Yuji, *Momentum Accounting and Triple-Entry Bookkeeping : Exploring the Dynamic Structure of Accounting Measurements*, American Accounting Association, 1989.
- [4] 井尻雄士『利速会計入門』, 日本経済新聞社, 1990.
- [5] Rappaport, Alfred, *Creating Shareholder Value : The New Standard for Business Performance*, Free Press, New York, 1986.

経済発展と直接投資

— 技術と組織の移転 —

井川 一 宏

1. はじめに

経済発展をいかに捉えるかは、価値観をともなう部分があり、一義的な尺度を見出すことはできない。通常は、一人当たり所得水準を基準にして発展水準とすることが多いが、所得計算に入らない多くの要素が漏れてしまうことになる。特に経済発展を考える場合には一時的な経済状態よりも、長期的な経済力を問題としているので動態的な要素を基準に導入することが必要である。この点に関して合意が得られたとしても、その具体的な内容については、論議がつくされていないだけでなく、正面切って議題とすることをしり込みしている状況にある。ここでもその点を論じることはさけて通りたいのであるが、一つの試論として、『将来の経済環境に対する適応力』をその指標としておこう。もちろんこれをどのように測るかについても一義的な解答は見出されないと考えられるが、最近の科学技術の発展が経済環境に与えたインパクトの重大さを考慮するならば、技術力はその候補の一つとなろう。他方、経済活動が人間の社会組織を基礎として営まれ、その水準は組織形態に依存することも事実である。この点を考えると組織力もその候補に加えられなければならないであろう。したがって本試論では、技術力・組織力をもって、その適応力の指標であるという仮定に立って以下論じることにする。

この仮定がどれだけ現実的で説得的なものであるかについては十分な検討を待たなければならないが、歴史的事実の概略を経験的に見ることによって、あまりに非現実的で一人よがりのものではないことがわかっていく。ソ連・東欧の

民主化と市場経済の導入の動きは、それらの国々がこのままでは『将来の経済環境に対する適応力』を欠くことになる点を考慮した結果生じた行動であると考えられる。公的部門を中心とする計画経済という組織では、研究開発のインセンティブが不十分であり、新しい経済環境に対する調整も遅れがちになってしまうのである。この点は多くの発展途上国が、公的企業の非効率性になやまされていることから容易にわかる。また対外的な経済取引を行わない閉鎖経済ないしはその範囲を狭くしたブロック経済でも、やはり適応力を欠くことが知られている。たとえ国内・ブロック内で市場経済をとり入れていても、技術革新と組織改革の波はその国・ブロックの内部で生じる確率は必ずしも大きくないのである。これも社会主義圏あるいは孤立路線の国でみられたマイナス面を見れば明らかである。発展途上国の多くが、一時的には社会主義路線で経済発展を達成したかに見えても、いずれはゆきずまり、開放経済・市場経済へと方向転換しなければならない状況になっている。

開放・市場経済の形態が経済発展のための技術・組織の適応力の観点から選択されたものと考えerことは大すじとしては誤りではないが、開放・市場経済万能とは言えないことも明白である。かたくなな計画経済や閉鎖経済が否定されたのであって、それらの内に潜む長所を開放・市場経済に部分的に導入する混合形態がベストとなる可能性は高い。市場メカニズムがうまく働かないケースではその欠点を別のかたちで補う必要があり、特定の国益のためには国内保護対策が必要となるケースでは完全な自由化がベストでないことは言うまでもない。ただここでは、ベストである混合形態とは何かを追及することよりも、むしろ開放経済・市場経済が技術力・組織力という指標を大きくする形態である点を主張することがねらいであり、この点が理解されれば十分である。

2. 開放・市場経済における経済発展

一人当たり所得の非常に低い発展途上国が開放経済・市場経済という形態を

とって経済発展の途を捜しているものとしよう。通常このような途上国は、ごく例外的な天然資源・農産物をのぞくと輸出品を持っていない。その天然資源・農産物が、輸入国の設定した品質の規格・基準に合わないことも多く、この場合には輸出したくてもできない状況となる。発展途上国は、輸出できなければ輸入する力はない。たとえ天然資源・農産物を輸出していても、交易条件が悪くしかも輸出が数量的に大きくない場合には輸出代金は小さく、したがって輸入能力も小さくなってしまう。もちろん輸入したいものはいくらでもあるが、資金が無いのである。このような状況では、閉鎖経済と実際あまり変わりなく、経済発展の指標とした、技術力・組織力を自力でつけることが必要となり、発展の見込みは非常に小さなものとなるであろう。

繊維・織物などの軽工業品・労働集約的な製造品を国内で生産し、その輸出も可能であるような、ある程度一人当たり所得が上昇した発展途上国を考えてみよう。為替レートさえ十分調整されれば（通常は発展途上国の通貨価値は低くなる）、その国は軽工業品・労働集約財を輸出し、重工業品・資本集約財を輸入することになろう。しかし、先進国（特に日本など）では、輸入品の品質に対する要求が複雑で高度であり、それが満たされなければ途上国からの輸出はできない。たとえてきても、価格は非常に低くおさえられてしまう。このような場合には、前述のように輸出ができず、したがって輸入もできないことになり、閉鎖経済に近い状況になってしまう。もちろん他の発展途上国に輸出する途もあるが、お互い購買力が小さいのである。発展途上国の通貨価値の下落あるいは輸出品価格の低下は、交易条件の悪化であり、交易条件が悪化すると十分な輸入が得られないことになる。特に留意したいことは、重工業品・資本集約財の輸入は、新投資に必要であるばかりでなく、そこに含まれる技術の修得と波及のためにも大切であるということである。

交易条件の悪化は、輸入量を小さくするだけでなく、高額を支払いとなる高度な技術を基礎とした生産物に対する需要を小さくする。したがってその高度技術を修得する機会が小さくなり、産業構造の高度化に時間を要するこ

ととなる。もちろん、あらゆる発展途上国が産業構造を高度化することは国際分業のあるべき姿・方向ではないとしても、潜在的な能力としてその可能性を保持しておくことが『経済環境の変化に対応する力』という観点からみて必要なことであろう。問題があるとすれば、貿易という手段を通してのみその潜在力をつけるという方策が適切なものであるかどうかである。

技術（技術を含む資本財）を導入することができれば、貿易だけに頼ることの不備を補うことができよう。技術を購入し、資本財を購入する資金がなければレンタルを考えなければならない。技術導入ができそれをうまく活用することができれば、輸出したくとも買ってもらえないという問題は解決できる。さらに交易条件の悪化に苦しまなくてもよくなるであろう。輸出が順調に伸びれば、輸入も容易となり、資本財の購入・技術の購入も資金的には可能となるであろう。技術移転のプロセスがうまく運行する可能性が生じることになる。

技術を入手できたとしても、それを生産活動に生かす管理者・経営者および組織がなければ輸出に結びつかない。これら組織化を含む経営ノウハウも同時に入手しなければ効率的な生産はむずかしく、国際競争力をつけることができないのである。技術者・経営者および組織をも同時に導入してはじめて国際的市場に参入でき、技術移転もスムーズになるのである。導入する技術レベルが高くなるほど、その活用に必要な技術者・経営者および組織も高度なものとなる。これらを組織ノウハウと呼ぶことにすると、技術ノウハウと組織ノウハウの両方を入手してはじめて国際市場で自立した活動が可能となるのである。この意味でも、経済環境の変化に対する適応力の指標として、技術と組織の適応力が重視されるべきことがわかっていく。

技術および組織の導入が輸入代替を目的とする場合には、潜在的な技術力・組織力の向上としては不十分な結果に終わるかもしれない。国内市場を保護している場合には、保護による安易な経営行動が非効率をもたらすことになる。保護を行っていない場合にも、非効率におちいる可能性はある。国内の

需要者の所得水準は低いので、品質よりも価格に関心が強く、高品質・高価格の輸入品に対して低品質・低価格の国産品が生き残る余地が出るのである。低品質・低価格では国際市場で輸出財に成長できないばかりなく、技術・組織水準を高度にする可能性を小さなものにしてしまう。輸入代替で満足するかぎり、この非効率性の危険からのがれることができない。

資本・技術のレンタルに対して、高いレンタル料を支払う場合にはそれらを導入する利益は小さくなる。低所得・低賃金率の発展途上国では、コストとしての賃金部分を低くおさえることができる。通常は、資本と労働の代替の範囲は技術的に限られていて、低賃金率であるからといってむやみに雇用を増加させることはできない。効率的な資本と労働の組合せで、しかも生産物賃金（実質賃金）が労働の限界生産力より低いところで生産活動が行われる状況となることが多い。この限界生産力より低い賃金率の場合に生じる利益がそのまま先進国へのレンタル支払いに向けられる場合、発展途上国の所得増加への貢献は小さく、しかもレンタルが生産物で支払われる場合には、発展途上国の労働者は非常に低賃金で働いただけでほとんど得るところがない。もちろん生産に従事することによって、技術・組織の移転される環境が少しずつ整えられるというメリットはあるかもしれないが、高い賃金率を確保するかレンタルを資本の限界生産力に近い水準におさえて、発展途上国の受取る所得を大きくしないと技術・資本を利用した生産物を購入する資金力が得られないのである。そのような生産物を購入する利益には、所得向上によって今まで無理と思われていたものが入手できるというインセンティブを与える効果や、その生産を国内で模倣するインセンティブ効果なども含まれている。

技術・資本のレンタルが容易でないケースも多いが、もう一つの組織ノウハウは通常レンタルすることは非常に難しい。経営・管理と組織・システムが生み出す利益を識別することはむずかしいし、組織ノウハウそれ自体を具体的なものとして取引することは不可能に近い。発展途上国が自分の組織ノウハウを使って生産する場合には、うまく利用できる技術・資本の水準は限られて

しまう。組織ノウハウの水準を上げるには時間をかけた学習期間が必要であり、しかも単に知識を理解するだけでは不十分で、実際の組織に入って体験することが重要である。組織ノウハウが蓄積されていれば、発展途上国のテイク・オフは目前とも言える。技術・資本は時間とともに新しく開発・投資されると同時に古いものがでてくる。中古の技術・資本が比較的容易に入手できるとすると、先進国の発展とともにタイム・ラグをもって産業構造を先進国に近づけることができる可能性からである。

どのような組織形態をとるべきかを考える場合、選択できる可能性が広いほど適応力は高いということにはなるが、特定の技術に対して組織形態が適しているかどうかの判断は、その国の環境による。官僚による政府部門のコントロールがゆきとどいている状況では、政府主導型の組織・政府が一体化した大組織による企業活動が適している場合もあろう。民間の自由な競争が組織を活性化している状況では、それを生かす中小組織による企業活動が適していることもある。組織の選択は、組織に参加する構成員の役割だけではなく、その役割の連関・関係が構成員のインセンティブに合致しているかどうかにも依存し、組織をとりまく環境にも依存するのである。異質な文化を持った異質な人々を組織する場合には、明示的な契約を中心とし、役割のうえでの上下関係でコントロールする組織が効率的であるかもしれない。しかし同質の文化を持った同質な人々の場合には、暗黙の契約によって組織を形成することができ、そのような組織こそが弾力的運用に適していることもある。多くの発展途上国では、最適な組織を形成する以前の問題であるところの、種々の組織形態を知ること、およびそれらの組織形態に調整する能力を持つことといった問題でゆきづまっていると考えられる。技術移転と同時に組織移転が必要と言える。

3. 直接投資による技術・組織の導入

開放経済・市場経済において経済発展の潜在力を高めるには、技術と組織の

移転が必要である。しかし技術も組織も移転は容易ではない。なぜならば、それらの取引ではマーケットメカニズムが作用しにくいのである。周知のように、技術ノウハウはコピーが容易でありその意味からは移転が容易なのであるが、技術ノウハウの価値は排他的に使用してはじめてその保有者にとって最大となる場合が多い。その場合にはコピーされる危険を極力さけるために開示しない努力がなされ、移転も難しくなるのである。技術を開示しないで取引することは非常に難しいうえに、技術ノウハウの価値自体も評価が難しくなるのである。その技術が生み出す利益について不確実であるばかりでなく、技術が使用される経済環境も不確実性を持ったものであるため、これらの不確実性に関して客観的な確率分布が存在しないかぎり、評価は主観的になってしまうのである。他方、技術取引では契約交渉中だけでなく実行が完了するまで、取引対象である技術に対する情報の非対称性が存在する。通常は供給側の持つ情報量は需要側よりも多い。したがって需要側はごまかされないよう気をつけなければならないので取引対象である技術を割引いて考えがちであり、供給側の満足する価格が成立しにくい状況となる。しかも取引が完了した後でも、技術ノウハウを排他的に利用することに対して取引契約が守られているかどうか等についても監視しなければならない場合などでは、そのためのコストまでほぼ正確に計算しなければならないことになる。また、取引対象である技術が需要側の意図したものであるかどうかといったことの判定は、後にならなければわからないし、供給側が意識的に技術の内容を変えても需要側ではそのことを判断できない場合が多い。

中古資本財の取引でも類似した困難が生じる。中古車市場のレモンの例から良く知られているように、資本財がどれだけの物理的価値を残しているかについては一目見ただけではわからない。資本財を供給する側は過去の状況を知っているのでおよその知識を持っているが、需要側は一般的、平均的知識しか持っていないので、需要側が支配力を持てば価格は平均的な水準を基準にしたものに近づく傾向を持つことになろう。平均よりも価値の高い資本

財は低く評価され、価値の低い資本財は高く評価されることになるので、知識を持つ供給側の行動は、良い資本は市場に出さず、悪い資本は市場で処分するということになる。発展途上国が自分の資本財を入手する場合に、平均よりも価値の低い資本を購入してしまう危険がある。もしこのことが市場で十分に理解されている場合には、需要側を保護するための契約が追加的になされる必要があり、取引は非常に複雑になる。

組織ノウハウについては、取引対象とすることが困難な部分を含むことは先に指摘したとおりである。これはスポーツのルールを修得して、実際のチームを作りゲームに参加することと対応させると理解が助けられる。新しい組織を導入する場合、組織のルールに関する知識を購入することと、実際の組織を形成して企業活動を行うという二つの段階がそれらに対応している。組織のルールに関する知識を売買することは可能であるが、技術ノウハウと同様に、そこでは市場メカニズムがうまく働かないことが多い。組織のルールの基本的なところは同じであっても、組織構成員とそれをとりまく環境に対応して、各組織はそれぞれに特有のくふうが加えられているのが通常である。したがって基本的な部分だけでは実際の組織運営がスムーズになされないケースが多く、ルールに表現できないファクターが重要となっていることが多い。この場合、役に立つ組織のルールを提供することは、その供給側の内部秘密に属することまでを開示してしまうことになる。秘密を保護する行動のために、組織ルールに関するノウハウの取引はうまくゆかない。また組織が形成されたあと、それをどのように実際に活用してゆくかに関するノウハウは、それこそマニュアルの形では示しにくく、経験によって身につけなければならないことが無限にある。このノウハウを売買取引によって移転することはほとんど不可能と言ってもよいであろう。

発展途上国では、経営能力を持ち組織をまとめて企業活動を行う人材に欠けている。また組織に参加している構成員も、組織内での役割を十分に理解し自覚していないケースがほとんどである。経営ノウハウを購入することは

難しく、たとえ組織形成と運営ノウハウを他から購入したとしても、この場合にはそれを使いこなすのはなかなか容易ではない。

このように、市場メカニズムを通して技術・組織ノウハウを売買することが容易でない場合には、それらを売買することなく直接投資という形態で利用することが残された選択技となる。

貿易の機会がとばしい発展途上国でも、投資環境さえ整備すれば直接投資を受入れることによって、その生産物を輸出し、技術・組織ノウハウを少しづつ自国に移転することが可能となる。国際市場でいきなり技術・資本集約的な財の競争力を確保することは、先進国からの直接投資と発展途上国の低賃金労働の結合によってのみ可能となる。直接投資という形態では先進国側も経営に参加するので、発展途上国側で十分のインセンティブさえ提供すれば、適用する技術・組織も適正なものが選択される。発展途上国側が主導権をとる場合には、先進国側に十分なインセンティブを提供しなければ、先進国側はなるべく技術・組織ノウハウを排他的に利用しようとするので、発展途上国側で適正と考える技術・組織が提供されていないことになろう。

直接投資を受入れることから得られる技術移転・組織移転のメリットは大きい。しかしながらデメリットもないわけではない。直接投資を行っている企業が受入れ国の国内で独占的な行動を行い、独占の不利益がもたらば受入れ国にもたらされるケースがそれである。低賃金率を利用して発展途上国に進出した企業は、その企業への労働の貢献以下に労働者への分配を行う可能性が大きい。発展途上国では低賃金率でいくらでも働きたい競争者がいるので、労働への分配は小さくなるであろう。また、先進国の企業が参入しなければ存続したであろう受入れ国の伝統的企業が生産をストップしなければならなくなり、他に転業がうまくゆかない場合には、資本財が利用されず失業者も増えることになるという不利益が生じる。もちろんこれらを不利益としてしまうのは一方的である。直接投資によって、低賃金であっても雇用量が増加し、賃金所得は増加するのである。また国内保護によって生残っていた効率

の良くない伝統的企業を何らかの政策によって存続させることは、保護による非効率を持続するコストをとともなうのである。直接投資企業との競争に長期的にたえることができる幼稚産業である場合を除けば、伝統的企業を保護することは必ずしもプラスにならないのである。

ただし、直接投資企業の独占から生じるコストを小さくする努力は必要である。法的規制によって、受入れ国側も経営に参加できるようにすること、独占禁止法などを厳しく適用することによって企業の行動に歯止めをかけることも一つの方法である。また、競争企業となる別の企業の直接投資を受入れ、競争的環境を作ることも一つの方策である。ただしこの場合、受入れ国の国内市場が小さいのが通常であり、複数の競争的企業の活動の場は国際市場とならなければならないであろう。すなわち第三国への輸出を目的とした直接投資の受入れとなる。このような経済環境が整えば、発展途上国のテイク・オフも近いと言えよう。企業間の競争は賃金率の引き上げにも役立ち、競争によって技術・組織は適正なものが選択され、それらが発展途上国にトランスファーされる可能性は大きくなろう。直接投資からもたらされる技術移転・組織移転を大きくし、そのスピードを速めることこそ発展途上国のねらうべきところである。直接投資以外の方法によってそれらのトランスファーをすすめることには、トランスファー側のインセンティブに合致しないので容易ではない。これら技術・組織二つの要因が経済水準を決定する比重が高まっていて、技術・組織の研究・開発競争が厳しくなり、ますますそれらの要因の重要性が大きくなっているのが現状である。

4. 技術・組織トランスファーと経済発展

生物の進化が自然淘汰によって決定されることを考慮すると、経済発展のレベルも経済環境のもとでの競争力によって測るのが適切である。生物進化の場合には遺伝子の変化によって少しずつ異なった生存力を持った子孫が出現し、その中で自然環境の変化の中で生存競争に勝ったものが支配力を持つ

てきたのである。歴史的に人間社会でも異なった経済システムが出現してゆき、経済環境の変化の中で競争に勝ったものが支配的地位を占めてきている。生物の場合には偶然の確率的变化によって進化が決められる要素が強いが、経済システムの場合にはそれよりもむしろ人間の選択による投資努力によって発展が決められる要素が強い。もちろん人間も生物であるので、自然環境の突然の変化・予想されない大きな変化に対して、たまたま経済的適応力を持った経済システム国が生残る場合もある。しかし、通常はそのような突然の変化も考慮に入れた経済的適応力を人間は準備するよう努力しているはずであるので、生物の進化の場合よりも偶然に支配される可能性は小さいであろう。

人間の歴史では道具の発明と社会組織の改革によって経済的環境の多くが説明できる。道具の発明は技術革新としての経済的インパクトが大きく、最近の過去200年の経済力は技術力によって決定される比重が高い。技術革新はその技術を生かす組織を必要とさせる。技術の変化に適切に対応して組織を変化することができるようなフレキシブルな組織を持ち、しかも組織自体の効率性が高い場合に、経済効率は高まる。今後も技術革新が経済力を決める重要なファクターであるとする、同様に組織適応力も重要なファクターとなる。ここでの適応力は受身に理解することもできるが、組織をうまく選択することによって技術革新をもたらすこともできるので積極的な意味もある。

経済環境の変化に対する適応力の水準が技術力と組織力で決められるものとする、その国の技術力・組織力を高めることが経済発展となる。技術力・組織力を外国に依存している場合には、経済の適応力・基盤は弱い。そのため発展途上国では自国の民間企業を育成し、自前の技術力・組織力を付けようとする政策がとられることが多い。しかし、自ら新しい技術や新しい組織を研究し開発する能力をかなりの程度持つまでは、自前の技術・組織にこだわらないほうがむしろ効率的であるかもしれない。外国の直接投資を多く受入れ、外国の多国籍企業の国際的ネットワークに合わせた分業から出発するのも、

発展政策メニューの一つであろう。多国籍企業・直接投資国の行動が受入れ国の経済発展にマイナスの効果をもたらす場合もありえるが、受入れ国が開放政策をとり市場メカニズムを活用する努力をつづけ、受入れ国内で複数の直接投資企業が競争できる経済環境を整えることで、その問題は軽減できる。

重要な問題は、国際分業のネットワークに入って、技術・組織において高水準のものに接することである。このことによって、技術・組織を移転することが容易となるので、分業する部分ではできるだけレベルの高い技術・組織を利用していることが望ましいであろう。技術・組織を自ら研究・開発できない国は、外国に依存することになるが、外国が高度な技術・組織をその受入れ国で使用したいと考えるような環境さえ整えることができれば、依存すること自体はそれほど心配することではない。依存しないで孤立し、とり残されてしまう危険の方がもっと大きいからである。とは言っても、自らの技術・組織を研究・開発する能力をもつことができれば、それにこしたことはない。これらの研究・開発能力をもつこと自体が、すでに経済発展においてテイク・オフした状態であると考えられる。あとは国際的な場で研究・開発に努力し、競争力を高めることである。

発展途上国が発展するためには、技術・組織の水準を高める能力を持つ必要がある。その能力を持たないからこそ発展途上にあるとも言える。技術・組織を独自の力で高める能力が小さい場合には、外国の力を利用しなければならない。しかしながら、技術・組織は排他的に利用する場合にもっともその保有者の利益を大きくするという特性を持つので、発展途上国は直接投資を受入れるというかたちで技術・組織の移転をはからざるをえなくなることが多い。直接投資によって外国企業の経営支配が受入れ国の政策にまで影響し、その国にとってマイナスとなる面もありえるが、長期的な経済発展を考える場合にはそのマイナスよりも技術・組織の移転から生じる利益の方が大きいと考えられる。発展途上国の開発戦略として、直接投資の受入れをどう拡大するかが大切であると考えられる。

4. むすびにかえて

本稿では経済発展のレベルを技術・組織の水準・能力によって考えるべきであると主張している。その理由は、将来にわたる経済環境の変化に対して適応する能力は、技術力・組織力に依存すると考えられるからである。このことは最近の歴史からみて大すじでは誤っていないと思うが、技術力・組織力が問題とならない環境の変化に対しては、適切な経済環境の指標を与えていないようにみえる。例えば地球環境が破壊されて、原始的経済にもどって生活することが最適な適応であるという場合には、原始的経済を実践していた国があるとすればその国が発展できる能力をもっともそなえていることになるのであろうか。もしその国が、あらゆる環境の変化に対応できる技術・組織能力を持ちながら、その中で原始的経済への適応を準備していたとすると、高い経済発展水準にあると言うことができよう。しかし、他に選択する能力を持たないで、結果的に幸運にも原始的経済にあったとすると高い経済発展の水準にあるとは言えない。もし異った経済環境になっていたとすると、その原始的経済の国の生残りは困難と考えられるからである。また、技術・組織の変化は非可逆的な部分もあるが、もしある程度コストを払うことによって過去の状況に近づくことができるとすると、技術・組織能力の高い国は相対的に低コストでそれを実現できることになるであろう。それができないとすると、その技術・組織の水準は、結果論としては、けっして高くはなかったことになる。

技術・組織の変化によってもたらされた非可逆的な部分は、経済発展としては割引いて考えなければならない。ある技術が一面では非常に生産性を上げるとしても、他面で生命の危険を増大するとすれば、とりかえしのつかない生命に加重した評価が必要となる。経済活動の安定化に役立つ特別な組織が、他方で身分関係を固定してしまうといった場合には、組織の水準はもっと低く評価されなければならないであろう。問題は、技術・組織をどのようにトー

タルで評価すべきであるかということになる。ある特定の技術・組織を評価することは価値判断の上から困難であるとしても、技術・組織を達成できる可能性の範囲の大小で考えれば、それが大きいほど技術・組織の水準も高いとすることができよう。その範囲の内のどこを選択するかは、たんに戦略の問題であって、経済発展のレベルと結び付けないほうが良いと考える。経済発展の戦略としては、技術・組織の可能性の範囲を広げることが重視しなければならない。この観点を基礎に、発展途上国に対する具体的な技術移転・組織移転がすすめられなければならない。

企業の収益予想と金利の期間構造*

—日本における実証分析—

宮尾 龍蔵

1. 序

金融の自由化（規制緩和）という大きなうねりの中、わが国における金利体系は、これまでの規制金利中心のものから、市場で決定される自由金利中心の金利体系へと移行しつつある。それに伴い、金融経済から実物経済への波及経路についても、従来の銀行貸出を中心としたものから、金融市場を通じた経路がより重要になる。短期金利と長期金利の相互関係を明らかにする金利の期間構造の理論は、後者の市場を通じた波及経路を考察する上で極めて重要である。その重要性は、金利の自由化が進むにつれて、今後ますます高まっていくものと考えられる。

本稿の目的は、期間構造の決定要因として企業の収益予想（将来の収益予想に関する強気の程度、すなわち企業の“animal spirit”）に注目し、その現実妥当性をわが国のデータを用いて検証することにある。宮尾 [1989] で示されたように、企業の将来収益に対する予想が強気になると長短金利の格差は拡大する。それは、企業の収益予想が強気になる→実物投資が増える→長期借入れが増える→長期金利が短期金利に比べより大きく上昇する、という経路により説明される。

これまでわが国の期間構造に関する実証分析としては、「期待仮説」の検証

* 本稿の作成にあたり、地主敏樹助教授（神戸大学経済学部）をはじめとする多くの方々から大変有益なコメントを頂きました。記してここに感謝致します。

が主なものであった。その中でも最も代表的な仮説である「純粹期待仮説」は、アメリカにおいてそうであるように、わが国においても棄却され、「固定的なリスク・プレミアムを考慮した期待理論」も現実説明力が弱く、「可変的なリスク・プレミアムを考慮した期待理論」を検討する必要性が示唆されている。⁽¹⁾ リスク・プレミアムとは、長短金利格差が予想金利で説明し尽くされない場合の、予想短期金利以外の決定要因の総称であると考えることができ⁽²⁾る。その意味で前稿の分析は、企業の animal spirit が可変的なリスク・プレミアムを規定する1つの要因であるということを理論的に示したものと言うことができる。

本稿の構成は次の通り。第2節で、前稿で行ったモデル分析を、一部をより単純化して概説する。第3節では、わが国のデータを用いて、実証分析を行う。まず単一の期間構造決定式を推定し、モデル分析で得られた諸要因の有意性を検討する。次に、構造方程式を用いてわが国の期間構造を検証し、各債券需要関数の推定、均衡長短金利の導出 (static simulation)、諸決定要因の比較静学分析をそれぞれ行う。

2. モデル分析

前稿の分析に従い、(i) 主体均衡により各主体の長短債券需要の導出し、(ii) それらを総計して市場均衡を論じ、期間構造の決定要因について明らかにす

-
- (1) わが国の期間構造の実証分析としては、たとえば、黒田[1982]、[1988]、鹿野[1984]、白川[1987]がある。また、アメリカに関する実証分析は多数あるが、実証研究のサーベイとしては、たとえば *Shiller and McCulloch* [1987] を参照。
 - (2) 期間構造におけるリスク・プレミアムとは、本来、将来の短期金利に不確実性が存在するために長期金利に付与されるプレミアムのことである。
 - (3) ここでの物的な財と債券との取引間隔の違いは、市場の調整スピードの違いを反映している。財については、生産に長期間要することからそのスピードは遅く、一方債券など金融資産は、日々金融市場において需給が一致するため調整スピードは速い。

る。

2-1. 諸仮定

(1) 2 経済主体 (企業・家計), 2 債券 (長期債・短期債) という単純な資金循環を想定し, 2 期間モデル (短期を 1 期間, 長期を 2 期間) で分析を行う。

(2) 物的な財の取引については 2 期間毎に, 債券の取引は每期行われるものとする。⁽³⁾ 単純化のため, 長期債の途中売却は考えない。⁽⁴⁾

(3) 将来の短期金利 (r_1) は不確実な変数であり, 平均が \bar{r}_1 , 分散が σr_1^2 の正規分布に従うと仮定する。つまり, $r_1 \sim N(\bar{r}_1, \sigma r_1^2)$ である。

(4) 各主体が想定する効用関数 $u(\cdot)$ は, 議論を単純化するために, すべて絶対的危険回避度一定の効用関数とする。⁽⁵⁾ 確率変数を v とすれば,

$$u(v) = -Ae^{-\alpha v} + B \quad (2-1)$$

と表される (A, B は共に定数)。ここで α は, 各主体がそれぞれ主観的に想定する絶対的危険回避度である。 $u' > 0$, $u'' < 0$ であるので, 各主体は危険回避的な主体である。

(4) 長期債の途中売却を考慮した場合については, 宮尾 [1988] を参照。そこでは, 企業, 家計以外に, 計画期間短期・長期の債券投資家も想定されており, 計画短期の投資家にとっては, 危険なメニューとして長期債の途中売却, そして安全なメニューとして短期債投資という 2 つの資産選択メニューが考えられている。

(5) 絶対的危険回避度一定の効用関数を使うことにより, その期待値の導出, および債券需要導出の際の計算が大変容易になる。不確実な変数を V とし, いまそれが平均 V^* 分散 σ_v^2 の正規分布に従うとする。その時 V の期待効用は,

$$\begin{aligned} Eu(V) &= E[-Ae^{-\alpha V} + B] \\ &= \int [-Ae^{-\alpha V} + B] f(V) dV, \end{aligned}$$

となる。ここで $f(V)$ は正規分布の密度関数である。これを計算し整理すれば,

$$Eu(V) = -A \exp\left[-\alpha\left(V^* - \frac{\alpha}{2}\sigma_v^2\right)\right] + B$$

となる。

2-2. 企業の実物投資, および長短債券需要の決定

(1) 各期の予算制約式

企業の 2 期間の予算制約式は, 次のように表される。

$$W_0^f + Q_0 = x + B_{1,0}^f + B_{2,0}^f \quad (2-2)$$

$$(1 + r_0) B_{1,0}^f = B_{1,1}^f \quad (2-3)$$

$$(1 + r_1) B_{1,1}^f + (1 + R_0)^2 B_{2,0}^f + Q(x; \beta) = F_2 \quad (2-4)$$

0 期において本企業は, 初期の資産 W_0^f , そして財の販売により得られた収益 Q_0 を, 実物投資 x と短期および長期債券投資 $B_{1,0}^f, B_{2,0}^f$ に振り分ける。債券投資の値がマイナスの場合は債券の発行 (資金の借入れ) を表す。企業にとって長期債投資 (発行) は, 利回り R_0 が確定しているので安全な資金運用 (調達) メニューであり, 短期債投資 (発行) は, 来期の短期金利 r_1 が不確実なことから危険な運用 (調達) メニューである。

次に 1 期においては, 実物的な取引は行われなため, 債券取引のみ行われる。本企業の計画期間は 2 期であり, 長期債の途中売却はここでは考えないので, 手持ちの短期債は再びすべて短期債 $B_{1,1}^f$ で運用される。

計画期間末期である 2 期においては, この 2 期間をかけて生産された財が出来上がり, (2-3) 式のように収益 Q_2 が計上される。0 期に計画を立てる際, 各企業はそれぞれこの Q_2 について, 主観的に, かつ確実に予想するが, それらは初期に行う実物投資の額 x と将来の経済状態に関する予想 β に依存すると考えられる。この β は, 各企業が主観的に将来収益を予想する際の強気の程度 (つまり企業家の animal spirit) を表している。 F_2 はこの企業の計画期間末期の企業価値である。

(2) 実物投資, および長短債券需要の決定と比較静学分析

この企業は, 計画期間末期の企業価値の期待効用, すなわち $E[u(F_2)]$

を最大化するように実物投資そして長短債券投資額 (あるいは借入れ額) を決定する。(以下の企業の諸決定に関する詳細については、前稿の数学注1を参照)。

実物投資 x は次式を解くことにより得られる

$$-1 + \frac{Q_2'(x; \beta)}{(1+R_0)^2} = 0 \quad (2-5)$$

この式は、企業がその実物投資を、その限界的な収益 (Q_2') が限界的な長期資金調達コストと等しくなるところまで行うということを意味する。明らかに、この企業の実物投資は、将来の収益に対する強気の態度を示すパラメーター (β) と長期金利 (R_0) によって決定される。

一方、この企業の金融的な決定である長短債券需要については、次のように決定される。

$$B_{1,0}^f = \frac{\{(1+r_0)(1+\bar{r}_1) - (1+R_0)^2\}}{\alpha \sigma r_1^2 (1+r_0)^2} \quad (2-6)$$

$$B_{2,0}^f = W_0^f + Q_0 - x - \frac{\{(1+r_0)(1+\bar{r}_1) - (1+R_0)^2\}}{\alpha \sigma r_1^2 (1+r_0)^2} \quad (2-7)$$

短期債需要が初期の資産水準と独立に決定されているのは、効用関数を絶対的危険回避度一定として特定化しているからである。長期債券需要については、初期資産、初期の収益、そして (2-5) 式で決定される実物投資に依存している。他の条件を一定とした場合、実物投資額が多く、かつ内部資金の少ない企業は、長期債需要が負となり長期債の発行を行うことになる。たとえば、日本の高度成長期の企業はこの場合である。また実物投資が少ないか、あるいは多くても内部資金が豊富にある企業は長期債需要が正となる。低成

長期の企業あるいはトヨタなど巨額の内部資金を蓄えた企業などはこの場合に属する。

次に、実物投資および長短債券需要に関する比較静学分析を行い、その結果が表2-1にまとめられている。企業の収益予想の強気の程度 (β) が上がれば、また長期金利が下がれば投資は増加する。債券需要はそれぞれ自身の金利が上がれば増大する。危険資産の不確実性 (σr_1^2) が増大すれば、あるいは危険回避度 (α) が上昇すれば、危険資産 (短期債) の投資額、あるいは借入れ額は共に減少し、安全資産 (長期債) は共に増加する。 β の上昇は、実物投資が増大することにより、長期債需要の減少をもたらす。

表2-1

	r_0	R_0	\bar{r}_1	$\sigma r_1^2, \alpha$ ※ 2	β	Q_0	W_0^f
x		-			+		
$B'_{1,0}$	+ ※ 1	- ※ 1	+	- +			
$B'_{2,0}$	- ※ 1	+ ※ 1	-	+ -	-	+	-

(6)

※ 1 ; それぞれの符号の必要十分条件は、

$$2(1+R_0)^2 > (1+r_0)(1+\bar{r}_1)$$

※ 2 ; 上段, 下段はそれぞれ $B'_{1,0} > 0, B'_{1,0} < 0$ の場合を表す。

- (6) この条件は、通常はおおむね満たされていると考えていいと思われる。というのは、右辺にある \bar{r}_1 は各投資家が主観的に想定する予想値であり、右辺の方が大きくなるほどの大きな \bar{r}_1 を予想する人は極めてまれであると考えられるからである。

2-3. 家計の消費決定と資産選択

(1)各期の予算制約式

家計 (h) の 0 期, 1 期および 2 期における予算制約式は次の通りである。

$$W_0^h + Y_0 = C_0 + B_{1,0}^h + B_{2,0}^h \quad (2-8)$$

$$(1 + r_0) B_{1,0}^h = B_{1,1}^h \quad (2-9)$$

$$(1 + r_1) B_{1,1}^h + (1 + R_0)^2 B_{2,0}^h + Y_2 = C_2, \quad (2-10)$$

家計はそれに先立つ 2 期間で労働力を提供しており, その報酬として賃金, つまり所得を受け取る。0 期において本家計は, 所得 Y_0 , 初期の資産 W_0^h を, 消費 C_0 と長短債券投資 $B_{1,0}^h$, $B_{2,0}^h$ —一家計の貯蓄—とに振り分ける。家計にとって長期債投資は, 企業と同様, 利回り R_0 が確定しているので安全な資産選択メニューであり, 短期債投資は来期の短期金利 r_1 が不確実なことから, 危険な資産メニューである。第 1 期の期首においては, 物的な財の取引は行われないため, この家計は資産の組替えのみ行う。計画期間末期である第 2 期において, 所得 Y_2 および過去に投資していた債券の元利合計を受け取り, それをすべて消費財 C_2 の購入に充てるとする。

(2)消費支出および長短債券需要の決定と比較静学分析

家計は上記の予算制約式をもとに, 計画期間内の消費の期待効用の現在割引価格総和の最大化を行うとする。その家計の行動は次のように表される。

$$\text{Max } E \{u(C_0) + \delta u(C_2)\} \quad (2-11)$$

ここで, δ は将来の効用に対する割引因子である。家計はこの最適化行動の結果長短債券需要を決め, また今期および将来の消費を決定する。しかし, 家計の場合の諸変数の解については企業の場合のように解いた形では求まら

ず、次のような一般的な形でのみ導出される。(導出の詳細については前稿の数学注 2 を参照)。

$$B_{1,0}^h = B_{1,0}^h (\gamma_0, R_0, \bar{r}_1, \sigma r_1^2, \alpha) \quad (2-12)$$

$$B_{2,0}^h = B_{2,0}^h (\gamma_0, R_0, \bar{r}_1, \sigma r_1^2, \alpha, Y_0, Y_2, \delta, W_0^h) \quad (2-13)$$

$$C_0 = C_0 (\gamma_0, R_0, \bar{r}_1, \sigma r_1^2, \alpha, Y_0, Y_2, \delta, W_0^h) \quad (2-14)$$

しかしながら、我々はこれらの比較静学分析を行うことにより、その理解を深めることができる。その結果は表2-2にまとめられている。それを見れば明らかなように、企業の比較静学の結果とほぼ同じものが得られた。※ 1 の十分条件については、家計は通常、資金余剰主体 (貯蓄主体) であることを考えれば、それは満たされていると言ってよいであろう。

表2-2

	γ_0	R_0	\bar{r}_1	σr_1^2 ※ 2	Y_0	Y_2	δ	W_0^h
$B_{1,0}^h$	+ ※ 1	-	+	- +				
$B_{2,0}^h$	- ※ 1	+ ※ 3	- ※ 1	+ -	+	-	+	-

※ 1 ; それぞれの符号の十分条件は、 $B_{1,0}^h > 0$ 。

※ 2 ; 上段, 下段はそれぞれ $B_{1,0}^h > 0$, $B_{1,0}^h < 0$ の場合を表す。

※ 3 ; 注(7)を参照。

(7) 十分条件は $B_{2,0}^h 1 / \alpha (1 + R_0)^2$, である。以下の分析のため、この条件を仮定する。

2-4. 期間構造の決定

(1) 均衡長短金利の決定

企業、家計がそれぞれ全体で N 企業、 K 家計存在するとすると、長短債券の市場全体の総超過需要関数は、

$$B_1^m = \Sigma^n B_{1,0}^f + \Sigma^k B_{1,0}^h \quad (2-15)$$

$$B_2^m = \Sigma^n B_{2,0}^f + \Sigma^k B_{2,0}^h \quad (2-16)$$

となる。 \bar{r}_1 、 β 等の変数は各主体に特有のものであるが、各主体の需要関数を注意深く総計することにより、それらは市場全体の平均的な値 (右肩に添え字 m をつけて、 \bar{r}_1^m 、 β^m など) で表すことが出来る (総計の詳しい過程については、前稿の第5節、および数学注3を参照)。

従って、各需要関数は

$$B_1^m = B_1 (r_0, R_0; \bar{r}_1^m) \quad (2-17)$$

$$B_2^m = B_2 (r_0, R_0; \bar{r}_1^m, \beta^m, Q_0^m, \delta^m, Y_0^m, Y_2^m, W^m) \quad (2-18)$$

と表される。⁽⁸⁾ 市場の均衡条件は

$$B_1^m = 0 \quad (2-19)$$

$$B_2^m = 0 \quad (2-20)$$

であり、この2式により、均衡の長短金利 (R_0^* 、 r_0^*)、すなわち期間構造が決定される。

(8) 来期の短期金利の分散 ($\sigma r^?$) および危険回避度 (α) は、以下の分析を通じて不変であると仮定している。

(2)期間構造の決定要因

長短均衡金利および両金利の格差は、外生変数の変化により影響を及ぼされる。表2-3は比較静学の結果を表しており、期間構造の決定要因が論じられる。⁽⁹⁾

表2-3

	\bar{r}_1^m	β^m Q_0^m	δ^m Y_0^m Y_2^m	W^m
r_0^*	-	+ -	- - +	-
R_0^*	?	+ -	- - +	-
$R_0^* - r_0^*$	+	+ -	- - +	-

以上の分析により得られた結果は次のようにまとめられる。

①将来の短期金利の予想値が上昇すれば長短金利格差は増大する。この結果は、従来の最も重要な理論仮説である「期待理論」における結論と整合的である。

(9) 比較静学の際、(2-17) (2-18)両式の符号条件については下記の通りである。

$$B_1^m = B_1(\bar{r}_0^+, \bar{R}_0; \bar{r}_1^+) = 0 \quad (2-17)$$

$$B_2^m = B_2(\bar{r}_0^+, \bar{R}_0; \bar{r}_1^m, \beta^m, Q_0^m, \delta^m, Y_0^m, Y_2^m, W^+) = 0 \quad (2-18)$$

これらの符号条件は、表2-1, 2-2の比較静学の結果より明かである。

また、上記の2式の偏微係数については、次のように仮定している。

$$(a) \quad |B_{11}| > |B_{21}|, \quad |B_{22}| > |B_{12}|$$

$$(b) \quad |B_{13}| > |B_{23}|$$

$$(c) \quad |B_{11}| > |B_{12}|, \quad |B_{22}| > |B_{21}|$$

ここで、たとえば B_{12} は B_1 の需要関数の第2説明変数に関する微係数を表し、 $\partial B_1 / \partial R_0$ である。条件 (a) (b) は、ある金利の変化に対して当該債券の需要が最も大きく反応するということを表している。

ここで比較静学分析をする際に、暗黙に、債券市場と同様の貨幣の需給均衡式を想定している(条件 (a) (b) は、すなわち、貨幣を含めた3資産市場の一般均衡分析において成立する微係数間の adding up 制約を表している)。貨幣需要は、本稿の分析目的にとって本質的ではないことから考慮しておらず、やや整合性に欠けると思われるが、貨幣を内生的に考慮して(たとえば、貨幣保有額以上に取引が出来ないとする Cash-in-Advance モデル、あるいは効用関数に貨幣を入れるモデルなどを用いる)議論をしても、本稿における主要な推論およびその結論は変わらないと思われる。

②企業の将来収益に対する予想 (β^m) がより強気になれば、長短金利格差は拡大する。 β^m の上昇により、企業は実物投資を増やし、従って長期借入れ額を増やすことから、短期金利に比べより長期金利が上昇する。

③家計の将来消費に対する割引因子 (δ^m) の上昇は長短金利格差を縮小させる。 δ^m の上昇は、家計にとって将来の消費が現在の消費に比べより望ましくなることを意味し、従って長期の貯蓄がより増えることになる。その結果、長期金利が相対的により大きく下落することになる。

④初期の資産水準 (W^m)、および初期の所得 (Q_0^m , Y_0^m) の増加は、いずれも金利格差を縮小させる。これらの変数が増えることにより長期債投資が増え、長期金利が相対的により大きく下落するからである。

本稿の分析の大きな特徴は、実物経済活動、とりわけ企業の実物投資行動の期間構造に与える影響を考察したことである。我々は、投資関数のシフト・パラメーターとなる企業家による収益予想 (β^m) に注目し、その β^m が金利体系を規定する一つの重要な変数であることを明らかにした。

3. わが国における実証分析

前節のモデル分析から得られた結論を、わが国のデータ（四半期）を用いて検証する。

3-1. データ

まず、債券については、

- ・短期債 B_1 ：債券現先（事業法人・その他法人合計）
- ・長期債 B_2 ：長期国債、公社公団債、金融債、事業債の合計
(法人・個人合計)

とし、それぞれフロー変数を用いた。⁽¹⁰⁾

金利については、

- ・短期金利 r_t ：債券現先利回り（4 半期平均）

・長期金利 R_t : 長期国債, 利付き電債, 金融債, 事業債の平均利回り
(いずれも東証上場利回り)

・来期の短期金利の予想値 r_{t+1} : 次期の短期金利 (実現値)
とした。⁽¹¹⁾

その他の変数については,

・企業の強気予想 β_t : 企業の営業利益 (Q_t) の増分 ($Q_{t+4} - Q_t$)
・家計の所得 Y_t : 家計の可処分所得
とした。⁽¹²⁾

ここで予想変数については, r_{t+1} , β_t とも, 第1次接近として実現値を用いており, 完全予想を想定している。

3-2. 単一の期間構造決定による分析

まず我々は, 単一の期間構造決定式を推定することにより, 先に得られた結論が支持されるかどうかを見ることにする。

被説明変数を長短金利格差 ($R_t - r_t$), 説明変数を, r_{t+1} , β_t および Y_t とする単一の期間構造決定式を考え, 最小二乗法により推定を行った。表3-1より明らかのように, 期待される符号条件を満たしており, r_{t+1} , β_t のみで推定した場合, ほぼ有意であることが確認された。⁽¹³⁾ 代表的な「期待理論」が重視す

(10) 出所はいずれも日本銀行「経済統計月報」。それぞれのフロー変数は, 短期債は4半期平均残高の増分を, 長期債は4半期期末残高の増分をとった。短期債の場合, 期末残高の増分を取ると季節性が大変強く出て(偶数期がプラス, 奇数期がマイナス), 季節ダミーをとって推定するとはほそれだけで説明されてしまうという問題があるため, 平均残高の増分を採用した。

(11) 出所は, 短期金利については日本銀行「経済統計月報」, 長期金利については東京証券取引所「東証統計月報」。ここでの債券現利回りは, 1ヶ月もの, 2ヶ月もの, 3ヶ月ものそれぞれの現利回りの単純平均である。

(12) 出所はそれぞれ, 大蔵省「法人企業統計季報」, 及び経済企画庁「国民経済計算年報」。ここでは第1次接近として, 企業の将来収益を1年後として, 今期の収益からの増分が強気の態度を表していると考えている。

る \bar{r}_{t+1} と、本稿において注目しているが β_t が、いくつかの決定要因のなかでも特に重要であるということが、本推定により確認されたと思われる。

表3-1：長短金利格差の直接推定の結果

	定数項	β_t	\bar{r}_{t+1}	Y_t	R^2 <i>D.W.</i>	<i>S.E.</i>
$R_t - r_t$	-0.3651 (-0.670)	$0.2014 * 10^{-3}$ (1.96)	0.1609 (1.81)		0.156 1.38	0.3887
$R_t - r_t$	-0.1091 (-0.113)	$0.1951 * 10^{-3}$ (1.83)	0.1483 (1.51)	$-0.3398 * 10^{-5}$ (-0.322)	0.160 1.39	0.3965

※()内は t 値, R^2 は決定係数, *D.W.*はダービン・ワトソン値, *S.E.*は標準誤差
推定方法：最小二乗法, 推定期間：82：2-88：3

3-3. 構造方程式を用いた期間構造の分析

次に、2 債券市場の需給均衡式を解き、外生変数の変化の影響を明らかにするという構造的な実証分析を行う。

(1)長短債券需要関数の推定

我々は、市場全体の各債券需要関数を推定する。

$$B_1 = B_1^+ (r_t^+, R_t^-; \bar{r}_{t+1}^+) \quad (2-21)$$

$$B_2 = B_2^- (r_t^-, R_t^+; \bar{r}_{t+1}^-, \beta_t^+, Y_t^+) \quad (2-22)$$

(13) ここでの推定期間は、後で行うシミュレーション分析の期間と同一のものである。

推定結果が表3-2, 3-3にまとめられている。⁽¹⁴⁾ それらから明らかなように、各符号条件は満たされており、かつそれらはほぼ有意である。また、各需要関数のフィットについては図3-1, 3-2に示されている。

表3-2：短期債需要関数の推定結果

	定数項	r_t	R_t	\bar{r}_{t+1}	D_1	D_2	R^{2*} $D.W.$	S.E.
B_1	-3130.1	1814.0	-1352.6	134.65	4187.4	-2965.1	0.523	3855.7
	(-1.70)	(1.56)	(-1.30)	(0.139)	(4.19)	(-2.71)	1.93	

※()内は t 値, R^{2*} は自由度修正済み決定係数,

D_1 : 各年の第2四半期=1(但し84, 87年を除く), その他=0

D_2 : 82-86年の各3四半期=1, その他=0

推定方法: 最小二乗法, 推定期間: 82:2-89:3

(14) 短期債需要関数の推定においてダミー変数 D_1, D_2 を用いた理由は次の通りである。短期債需要には、第2四半期にはプラスに上昇し、第3四半期にはマイナスに減少するという季節変動が見られる(図3-1参照)。但し、84年第2四半期においては、さほどの上昇がみられず、需要がマイナスに留まっている。それは、84年5月に開かれた日米円ドル委員会において、円転規制が廃止され、オープン市場であるユーロ円市場において自由に取引ができることになったためと考えられる。

また、その季節性は87年以降にあまりはっきりとは見られず、87年度はストック値で純減している。それは、この時期に短期資産の運用機会としての大口定期預金の利用可能性が飛躍的に高まり、企業の短期資産のポートフォリオが基本的に変更したためと考えられる(最低預入額が当初10億円だったのが87年4月には1億円まで引き下げられ、最低預入れ期間も87年10月には3カ月から1カ月となった)。88年度以降、従来の第2四半期増、第3四半期減という季節性は若干見受けられるが、それほど明らかなものではないので、第2四半期のダミー変数のみ残した。

表3-3：長期債需要関数の推定結果

	定数項	r_t	R_t	\bar{r}_{t+1}	β_t	Y_t	R^{2*} D.W.	S.E.
B_2	-47261.1	-2952.3	16328.7	-6459.3	-6.2723	0.07757	0.609	14287.8
	(-1.95)	(-1.09)	(5.26)	(-2.38)	(-2.39)	(0.302)	2.13	

※()内は t 値, R^{2*} は自由度修正済み決定係数,
推定方法：最尤法, 推定期間：78：1-88：3

(2)シミュレーション結果

次に、2本の長短債券市場の需給均衡式を解くシミュレーション分析(static

図3-1：短期債需要関数のフィット

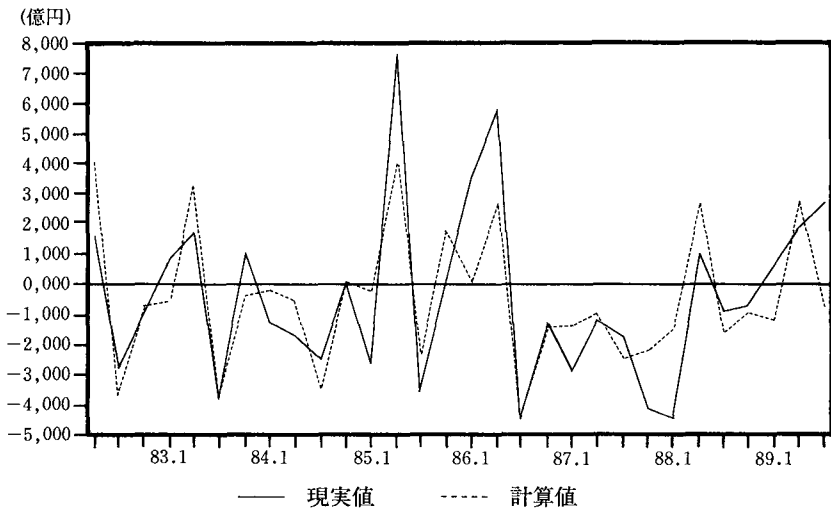
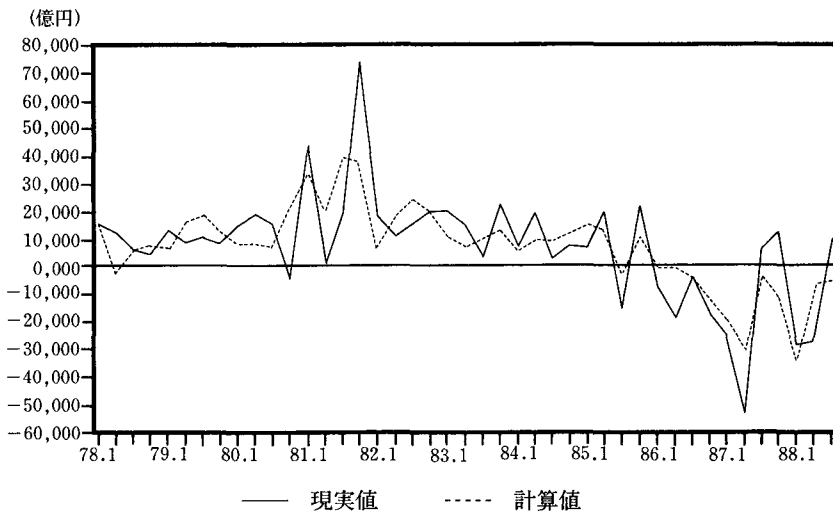


図3-2：長期債需要関数のフィット



simulation)を行った。その結果が図3-3、3-4である。短期金利について言えば、実現値が計算値に比べ変動が少なく推移しておるのが観察される。もし本モデルが正しいものであるとするならば、これは金融当局の介入により短期金利の変動が抑えられていると見ることができ、換言すれば、もし介入がなければ計算値のように動く解釈することが出来よう。テストの結果を評価する際の尺度として、計算値と実現値の乖離の程度を表す RMSE (ROOT-MEAN-SQUARED ERROR) および MAE (MEAN ABSOLUTE ERROR) がある。表3-1より明らかなように、特に MAE でみた場合両金利共に 1%以内に乖離幅がおさまっており、シミュレーション結果として満足のいくものと思われる。

表3-1

	短期金利	長短金利
RMSE	1.163	0.800
MAE	0.941	0.660

(3)外生変数の変化の期間構造に与える影響

最後に、期間構造の決定要因である (i) 短期金利の予想値 r_{t+1} ，(ii) 企業の収益予想 β_t の両変数が変化するとき、均衡の長短金利格差はどの様に変化するかについて明らかにする。各外生変数が每期ある一定額、およびある割合で上昇した場合に得られる長短金利格差が、先のシミュレーションで得られた長短金利格差と比べて拡大しているかどうかを調べる。次の3つの場合

図3-3：シミュレーション結果（短期金利）

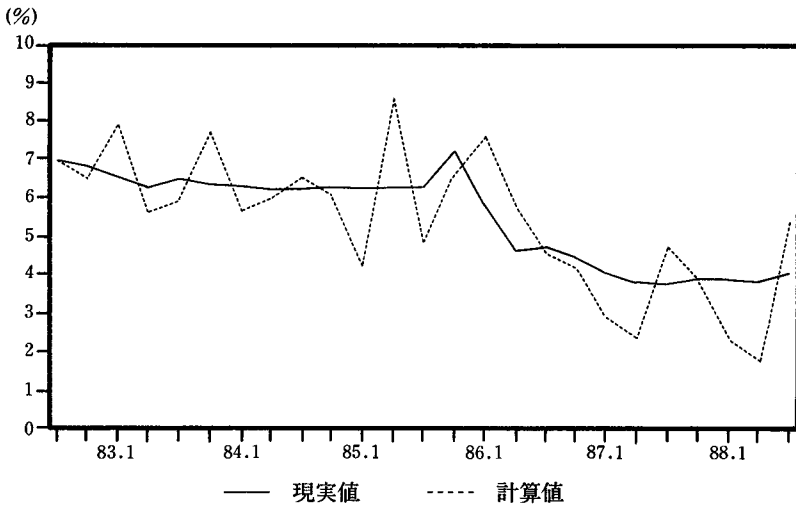
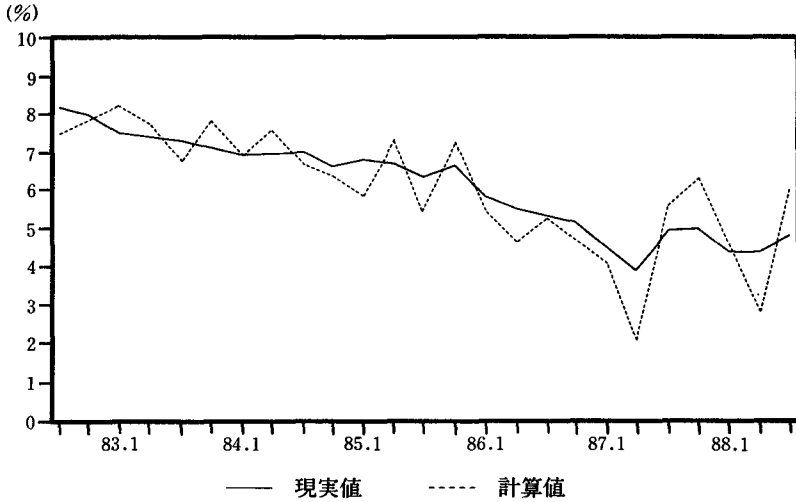


図3-4：シュミレーション結果（長期金利）



について検討する。

- ①每期，各外生変数⁽¹⁵⁾がその標準偏差の大きさだけ上昇する場合(増分一定)
- ②每期，各外生変数⁽¹⁵⁾がその変動係数 (λ, μ) の割合だけ上昇する場合 (増加率一定)
- ③每期，各外生変数⁽¹⁵⁾がその変動係数 * (各期の変数の平均からの乖離) の割合だけ上昇する場合

①，②の場合は，毎期の増分額あるいは割合が同じであるが，③の場合は平均値との乖離の大きさにより，各期の増分の割合が異なっているのが特徴である。つまり，それぞれの変数が平均値に近い場合ほど変動幅は小さく，逆に乖離すればするほどその変動幅は大きくなる。実際に各期で起こり得るであろう変動幅を最もよく表しているのは③の場合であると考えられる。

①②③各場合の外生変数⁽¹⁵⁾の値は表3-2の通りである。

表3-2

	\bar{r}_{t+1}	β_t
①	$1.2229 + \bar{r}_{t+1}$	$1065.7 + \beta_t$
②	$\lambda * \bar{r}_{t+1} + \bar{r}_{t+1}$	$\mu * ABS(\beta_t) + \beta_t$
③	$\lambda * ABS(\bar{r}_{t+1} - 5.4764) + \bar{r}_{t+1}$	$\mu * ABS(\beta_t - 805.53) + \beta_t$

※ $\lambda = 1.2229 / 5.4764$, $\mu = 1065.7 / (805.53 + 1012.7)$, $ABS(X) = X$ の絶対値

結果が図3-5から図3-7に表されている（縦軸が、長短金利格差の拡大幅を表している。）各図から得られる結論は次の通りである。

(a) いずれの場合も金利格差は拡大しており、モデル分析で得られた結論が、わが国の期間構造についてあてはまることが確認された。

(b) どちらの要因がより強く期間構造に影響を及ぼすかについては、①②の場合では \bar{r}_{t+1} の影響の方が強く表れている。実際に起こるであろう変動幅でみた③の場合では、 β_t の効果の方が強い場合が多くみられる（25期中15期間）。

以上の分析により、企業の将来収益に対する強気予想というものが、期間構造の決定要因として決して無視できるような小さなものではなく、むしろ

(15) シミュレーション期間内の各変数の標準偏差，平均はそれぞれ

$\bar{r}_{t+1} : 1.2229, 5.4764, \beta_t : 1065.7, 805.53$

である。 β_t の変動係数は $1065.7 / 805.53$ であるが、 β_t には負の値があり、これでは実際の変動の大きさを表す尺度になっていない。 β_t の最低値 -1012.7 の分だけ各期の β_t に足してやることにより、 β_t を全て正に直し、その際に得られる変動係数がここでの μ である。

図3-5：比較静学①

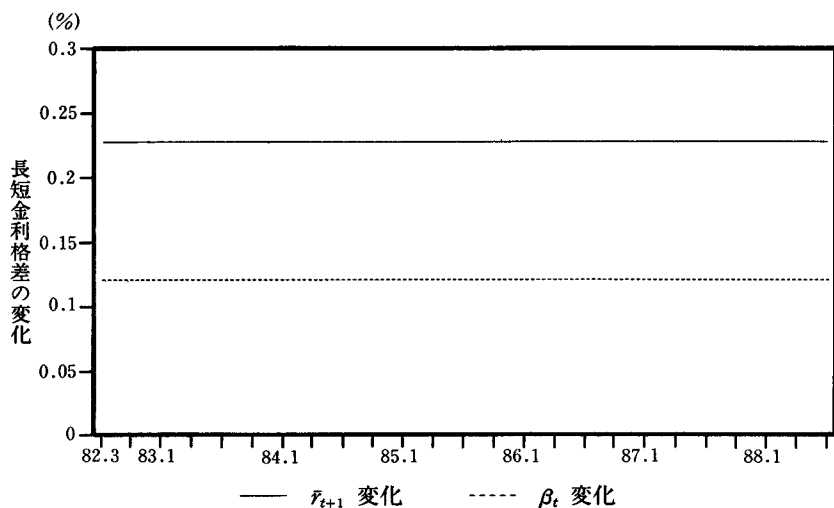


図3-6：比較静学②

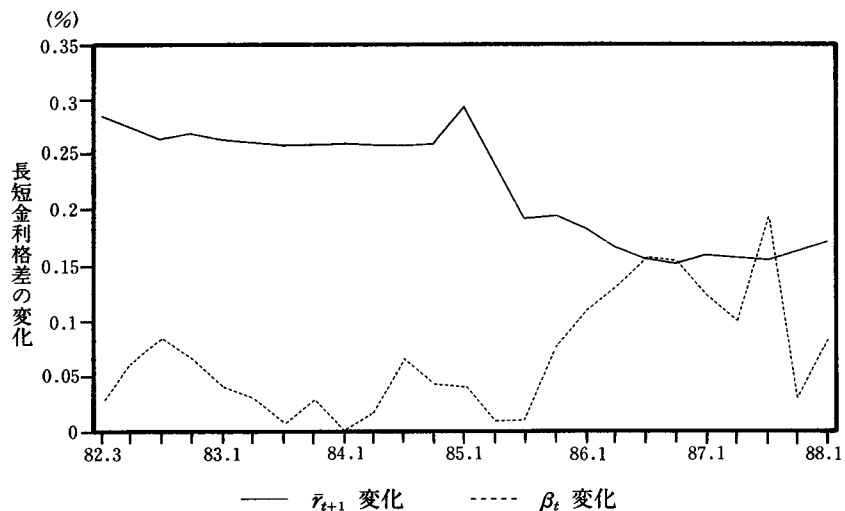
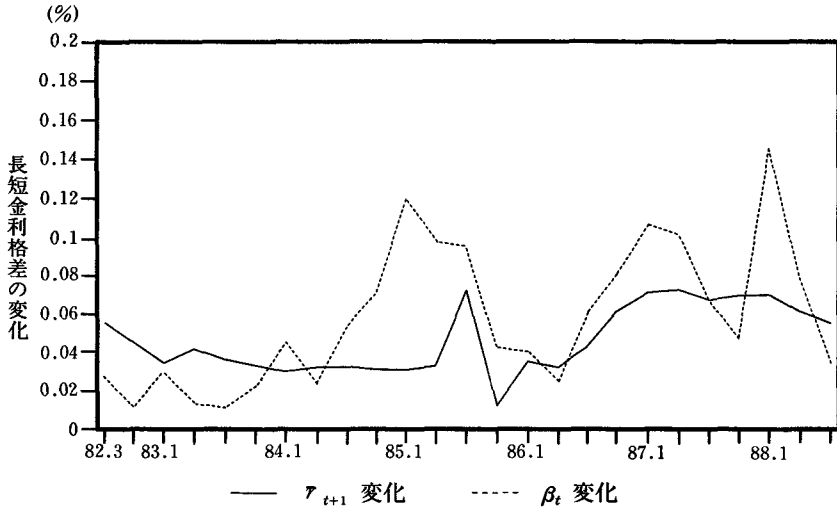


図3-7：比較静学③



予想短期金利に匹敵しうるほどの重要な要因の一つであるということが確認された。

4. 結語

本稿は理論、実証の2節からなっており、前半でまず、全稿のモデル分析をより単純化する形で、期間構造の決定要因を明らかにした。そして後半では、その決定要因が、果たしてわが国の期間構造にとって重要であるかどうかを実証的に検討した。

モデル分析の結論は次の2点に要約される。

(1) 将来の短期金利の予想値が上昇すれば長短金利格差は拡大する——これまでの代表的な理論仮説である「期待理論」の結論と整合的である——

(2) 企業の将来収益の予想 (animal spirit) が上昇すれば、企業の実物投資、長期借入れという経路を通じて、金利格差は拡大する。

実証分析の結果は、

(1)単一の期間構造決定式による分析においても、構造的な分析においても、いずれの場合も上記の結論が支持された、

(2)わが国の期間構造の決定要因として、その2つの要因はいずれも重要である。本稿で特に注目している企業の収益予想という要因は、決して無視できるような小さなものではなく、むしろ、従来から重視されてきた予想短期金利に匹敵し得るほどの重要な要因であることも確認された。

参 考 文 献

- [1] Culbertson, J. M. [1957], "The Term Structure of Interest Rates," *Quarterly Journal of Economics*, 71.
- [2] Friedman, Benjamin M. [1977], "Financial Flow Variables and the Short-Run Determination of Long Term Interest Rates." *Journal of Political Economy*, 85.
- [3] ——— [1979], "Substitution and Expectation Effects on Long-Term Borrowing Behavior and Long-Term Interest Rates," *Journal of Money, Credit and Banking*, 11.
- [4] ——— [1980], "The Determination of Long-Term Interest Rates: Implications for Fiscal and Monetary Policies," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 12.
- [5] Friedman, Benjamin M. and V. Vance Royley [1977], "Structural Models of Interest Rate Determination and Portfolio Behavior in the Corporate and Government Bond Markets," *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, Part 1*, American Statistical Association.
- [6] ——— [1985], "Aspects of Investor Behavior Under Risk," *Harvard Univ. Discussion Paper No. 1162*.
- [7] Hicks, John R. [1946], *VALUE AND CAPITAL*, 2nd edition, Oxford Univ. Press (安井琢磨・熊谷尚夫訳, 『価値と資本 I・II』岩波書店)。
- [8] Kessel, Reuben A. [1965], *THE CYCLICAL BEHAVIOR OF THE TERM STRUCTURE OF INTEREST RATES*, NBER, New York.
- [9] Keynes, John M. [1930], *A TREATISE ON MONEY*, Macmillan (小泉明・長澤推恭訳, 『貨幣論 I・II』ケインズ全集 5・6, 東洋経済新報社)。

- [10] ——— [1936], *THE GENERAL THEORY OF EMPLOYMENT, INTEREST AND MONEY*, Macmillan (塩野屋祐一訳, 『一般理論』 ケインズ全集7, 東洋経済新報社).
- [11] 黒田晃生 [1982], 『日本の金利構造』 東洋経済新報社.
- [12] ——— [1988], 『日本の金融市場』 東洋経済新報社.
- [13] Lucas, Robert E. [1978], “Asset Prices in an Exchange Economy,” *Econometrica*, 46.
- [14] Lutz, Friedrich A. [1940], “The Structure of Interest Rates,” *Quarterly Journal of Economics*, 55.
- [15] Mankiw, N. Gregory, and Jeffrey A. Miron [1986], “The Changing Behavior of the Structure of Interest Rates,” *Quarterly Journal of Economics*, 101.
- [16] Mankiw, N. Gregory, and Lawrence H. Summers [1984], “Do long-Term Interest Rates Overreact to Short-Term Interest Rates?,” *Brookings Papers on Economic Activity*.
- [17] Malkiel, Burton G. [1966], *THE TERM STRUCTURE OF INTEREST RATES*, Princeton Univ. Press.
- [18] Meisekman, David [1962], *THE TERM STRUCTURE OF INTEREST RATES*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
- [19] 三木谷良一 [1962], 「最近の利率構造理論について」 *バンキング*137号.
- [20] 宮尾龍藏 [1988], 「経済主体別ポートフォリオ行動と金利の期間構造」修士論文, 神戸大学.
- [21] ——— [1989], 「企業の実物投資行動と金利の期間構造」神戸大学経済経営研究所年報第39号 (I・II)
- [22] Modigliani, Franco, and Robert J. Shiller [1973], “Inflations and the Term Structure of Interest Rates,” *Economica*, 40.
- [23] Modigliani, Franco, and Richard Sutch [1966], “Innovations in Interest Rates Policy,” *American Economic Review*, 56.
- [24] ——— [1967], “Debt Management and the Term Structure of Interest Rates: An Analysis of Recent Experience,” *Journal of Political Economy*, 75.
- [25] Nelson, Charles R. [1972], *THE TERM STRUCTURE OF INTEREST RATES*, Basic Books, New York.
- [26] 置塩信雄 [1987], 『現代経済学II』 筑摩書房.
- [27] Roley, V. Vance [1979], *A STRUCTURAL MODEL OF THE U. S. GOVERNMENT SECURITIES MARKET*, Garland Publishing, Inc., New

York & London.

- [28] 鹿野壽昭 [1984], 「期待理論と『金利の期間構造』」 日本銀行『金融研究』第 3 卷, 第 4 号.
- [29] Shiller, Robert J. [1972], “Rational Expectations and the Structure of Interest Rates,” *unpublished Ph. D. dissertation*, M. I. T., 1972.
- [30] ——— [1979], “The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure,” *Journal of Political Economy*, 87.
- [31] ——— [1982], “Consumption, Asset Markets and Macroeconomic Fluctuations,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 17.
- [32] Shiller, Robert J. and J. Huston McCulloch [1987], “The Term Structure of Interest Rates,” *NBER Working Paper*, No. 2341.
- [33] 白川浩道 [1987], 「債券利回りの変動要因について」 日本銀行『金融研究』第 6 卷, 第 2 号.
- [34] Tobin, James [1969], “A General Equilibrium Approach to Monetary Theory,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 1.
- [35] Tobin, James and William C. Brainard [1968], “Pitfalls in Financial Model Building,” *American Economic Review*, 58.

流通空間構造の動学的研究

—日本の流通空間パターンの動態—

黄 磷

1. はじめに

本稿の目的は、日本の流通空間パターンの動態を実証的に明らかにすることである。一国の流通機能の空間的な集積と分布には、一定の特徴がある。例えば、卸売機能の都市地域への集中、小売中心地体系などの流通システムの空間的な特質を、「流通空間パターン」としてとらえることができる。次に論じられるように、流通空間パターンとは「流通空間構造」の一側面である。紙面の制約で、社会経済システムの動態を分析するためにどのような動学的な分析方法があるか、また、日本の流通空間相互作用にどのような変化があったかなどの設問に対して、本稿ではすべての解答を示すことができないので、他の発表の機会に譲りたい。

一国の流通空間パターンの動態を実証的に明きらかにするさい、地域別の卸売と小売企業の数、年間販売額などの構造変数を用いて分析することができる。流通空間パターンの分析は次の二つの側面を解明しなければならない。その一つは、地域流通機能の相対的な位置づけに関する流通空間分布の分析である。流通空間分布の状態を記述する総合的かつ簡明な解析手法として、ローレンツ曲線による分析がある。もう一つの側面は個々の地域での流通機能の特異性、すなわち空間異質性 (Spatial Heterogeneity) を明らかにする流通空間特性の分析である。流通空間異質性を詳細に調べることができないが、ここでの問題設定からすれば、流通機能が集中する中心都市地域の特徴を分析しなければならない。

本稿では、1950年以後、日本の流通空間パターンの動態を実証的に明らか

にする。まず、2 節では、流通システムと流通空間構造の概念について論じる。3 節では、本稿の分析課題を示し、4 節では、卸売・小売の地域集中の状態をローレンツ曲線によって分析し、タイム・トレンド分析によって日本の流通システムにどのような空間集中と分散化のプロセスがあったかを検証する。5 節では、日本の流通空間特性について、上位 5 県における流通機能集中率の変化を分析する。6 節では、日本の流通空間分布あるいは空間集中度の変化を引き起こしている基本構造変数間の因果関係について、「取引数単純化の原理」に基づいた因果モデルを用いて分析し、生産と消費の影響度の変化を明らかにする。6. 4 では流通空間異質性を二元分析法で分析する。

2. 流通システムと流通空間構造

今日では、流通システムの構造を理解せずに、経済システムを語ることもはやできなくなった。生産と消費を結び付ける位置にある流通活動の重要性は、現代経済においてはますます増大している。経済発展につれ、生産と消費との隔たりが増したからこそ、流通研究がきわめて重要な意義をもつようになってきたのである。流通システムに関する理論研究と実証分析の必要性と重要性が増大しているという認識は、本研究の基本的な動機である。

本稿の基本的な問題意識は、流通システムに関する空間的な構造研究がとくに必要ということである。⁽¹⁾ 従来、空間次元での流通研究は、小売立地構造、小売・卸売商圈あるいは都市圏小売システムなどの問題を取り上げて展開されてきた。しかしながら、日本の流通システムの全体的な空間構造の変化を、統合的な分析枠組をもって分析した研究はほとんど存在しなかった。たとえば、都市への人口集中と郊外分散化や生産立地と地域の産業構造の変化が日

(1) 本稿は、空間次元での問題、すなわち流通空間構造とその動態を中心的な分析課題としている。時間次元において、企業の在庫投資と在庫調整行動が重要な問題である。日本経済における流通在庫と流通企業の在庫投資調整行動の実証分析は、黄 (1989a, b, 1990) を参照されたい。

本の流通システムにどのような空間的な変化をもたらしたについては、流通機能の東京集中や大阪の衰退といった個別地域的な視点からの研究が多い。個別地域的な分析は、日本の流通システムの空間構造と変化に関して、総合的な説明を示すことができない。したがって、本稿のねらいは、既存の研究を踏まえ、統合的な分析フレームワークに基づいて、日本の流通システムの空間構造と変化を明らかにすることである。

このさい、まず問われるのは、卸売企業と小売企業の空間集中度とその変化である。これは、すなわち流通機能の空間分布の変化プロセスをどのように記述するかという問題である。第2の問題は、地域間で流れている商品や貨物の量と方向がどのように地域流通機能と関連しているかということである。第3の問題は、このような流通機能の空間分布および地域間の流通フローがどのような要因によって説明されるか、またその影響がどのように変わったかということである。本稿において、これらの問題を「流通空間構造」という概念でとらえ、マクロないしメゾレベルを中心に、日本の流通システムの空間構造の動態を実証的に明らかにすることを試みる。

このような問題設定のおもな理由として、今日において日本の交通輸送と情報のネットワークや技術が発達し、地域間の相互依存性がますます強くなってきたことがあげることができる。明らかに流通活動が都道府県の境界を超えて展開されている。また、グローバルな視点から、日本の流通システムを統合的にとらえることが非常に重要になってきた。もう一つの理由は、犬店法などの流通規制や国土利用政策などに見られるように、流通活動は国の政策に大きく影響され、地域内部の問題として限定することができない。政策形成あるいは政策評価のために、国民経済レベルでの研究がより必要性を増したように思われる。例えば、現在の東京一極集中は、東京圏周辺地域での生産、流通と消費に影響を与えているだけでなく、北海道や九州にも影響を及ぼしている。この影響の大きさとパターンの状態と変化を解明することは、日本の流通システム全体にかかわる問題である。さらに、第三の理由と

して、時系列的な地域データの整備と蓄積により、国レベルでの実証分析が可能となったのである。

流通とは、生産と消費を結び付ける経済活動である。現代の生産と消費は、さまざまな側面において分離されている。例えば、財やサービスの生産者と消費者が分離している。また、生産活動と消費活動が場所的にも、時間的にも分離している。このような分離された生産者から消費者へ所有権、財やサービスと情報を移動させ、生産活動と消費活動を連結している活動は流通である。一般的に、流通は商流、物流と情報流の三つのフローに分けられ、流通活動を遂行する機関と様式はきわめて複雑かつ多様である。

流通活動を遂行する経済主体には、生産と消費の中間段階で部門化し、形態分化した卸売や小売など専門的な流通業者のほか、生産者と消費者も含まれる。したがって、流通システムとは、生産企業、元卸売企業、中間卸売企業、小売企業や消費者など、さまざまな経済主体によって構成されている社会経済の機構である。諸経済主体が遂行している経済活動は生産活動、流通活動と消費活動に分けることができる。生産者あるいは消費者だけがすべての流通活動を遂行するような流通システムは、直接流通である。現実には、流通活動のみを遂行する専門的な企業が介在する間接流通がほとんどである。つまり、流通システムは、段階的に、または流通フロー別に複雑な関連性をもつさまざまな経済主体によって構成される。ここでいう小売企業とは、最終消費者に財を販売する企業であり、流通経路の最終段階に位置する。また、卸売企業とは、生産企業から消費者までの流通活動のうち、小売流通(取引)を除いた部分にかかわる企業であり、継続的な中間段階に位置している。

本稿では、とくに流通システムにおける生産企業、卸売企業と小売企業間の関連性を重視する。実証分析に用いられるデータが「商業統計」都道府県別データであるので、以下では、卸売企業と小売企業とは、空間的に、事業所単位で集計された元卸や中間卸などを含む地域卸売部門と地域小売部門を指す。

生産企業、流通企業や消費者は、ある地点に立地し、異なった空間的な範囲において活動している。流通活動には一定の空間的な位置と範囲がある。また、流通フローにも、出発点と到着点の間での明確な空間的特性がある。⁽²⁾したがって、流通システムに含まれているさまざまな経済主体の関連性には、一定の空間的な特徴がある。例えば、福岡にある卸売業者が東京から仕入れて、福岡の他の業者または小売業者に販売する場合、福岡という立地、東京からという仕入圏と福岡周辺地域という販売圏などがこの卸売業者の空間的特性である。また、もしこの業者が従来大阪からの仕入だったのが、東京に変えたような場合に、その流通活動の空間的な特徴は時間とともに変化したといえる。われわれは企業の流通活動の空間的な特徴について、ミクロ的な分析ができる。集計的には、東京、大阪と福岡間での流通に、一定の空間的なパターンが存在すると考えられる。したがって、東京や大阪などの個別地域の視点からも分析することができる。マクロ的に、日本の流通システム全体の空間的な特徴を明らかにするためには、集計的な地域データを用いて分析しなければならない。

空間的な集計データを用いる実証分析、とくに数量的アプローチの適用にとって、空間単位の定義(The Modifiable Areal Unit Problem)は複雑かつ重要な問題であり、明確にしなければならない分析の出発点である。「空間単位」とは、研究者にとって「意味のあるエリア」であり、ある基準に従って定義される空間区分システム(Zoning System)の単位である。空間的な配置、範囲や形態などによって区分される空間単位には、二つの種類がある

-
- (2) 流通フローは一般的に商流、物流と情報流に分けられる。集計的に、商流はある地域からの仕入額と地域への販売額として、物流を地域間で移動した財の量と方向でとらえることができる。これに対して、市場状況、取引条件や取引対象などに関連した情報流は集計量として空間的なデータで捉えることができない。しかしながら、地域間の情報流の大きさと方向は、地域間での商流と物流の大きさと方向に高い正の関係があると考えられる。したがって、以下において、地域間の商流と物流のデータを用いて分析を進める。

(Openshaw, Taylor, 1981)。一つには、行政区分、地域センサスの分類、郵便区域、選挙区や文化・言語の区分などアприオリに与えられた集計基準である。例えば、国際的な空間スケールからすれば、日本を一つの「空間単位」とみなし、面積、総人口やGNPなどの変数が得られる。しかしながら、流通空間構造分析の「空間単位」は、国内の空間区分を指し、都道府県市町村、都市、流通圏や生活圏などきわめて多様である。この意味において、行政的な「地域」という空間単位は非常に曖昧であり、実証において測定問題などを引き起こす。例えば、小売店舗の圏は、その立地の空間位置によって、二つ以上の行政地域に跨ることが十分に考えられる。別の空間単位の区分基準が必要である。例えば、小売店舗の場合、小売吸引力モデルに従って、その圏の空間的広がりやを測定することができる。また、得られる空間単位の内部構造の相違を最小にするような基準で、「同質地域」システムを定義することができる。あるいは、空間単位間のフローを最小になるような基準で、「機能地域」システムを区分することもできる。

歴史的な過程において、経済発展は空間スケールと空間区分の変更を迫る。「地域」を空間単位として流通構造を分析する場合、ある種の問題が生じる。その問題は、多段階的な流通システムにおいて、異なった流通機能の空間的広がりと同じ空間単位で把握できないということから生じる。流通空間構造分析は、まず経済主体の相互関連の空間的な広がりを確認しなければならない。例えば、小売システムの空間構造分析において、地域内部の都市などの分析単位が有効である。地域間の相互作用が非常に重要な意味をもつ卸売機能を分析するために、「地域」が本当に意味をなすかどうかは疑問が生ずる。

日本の流通システムの空間構造を実証的に分析するさい、地域の内部構造分析よりも、地域の位置づけや地域間の相互作用など全体的な構造が重要な問題である。データの制約から、本稿での分析単位を行政区分でいう「都道府県」に限定し、地域集計データを用いる。まず、このような事前的な基準に基づいた空間データを分析し、地域間共通の関連性と地域の特異性を明ら

かにする。次に、事後的な基準に基づいて、日本の流通システムの同質的な空間区分を論じる。

本稿は、日本の流通システム全体を一つの空間システムとして考え、各地域の卸売と小売機能の状態、その変化プロセスをとらえるために、「流通空間構造」概念を提示する。⁽³⁾ 流通空間構造とは、ある空間区分システムにおける流通機能の集積と分布、および空間単位間での流通フローに見られる安定的なパターン、法則性と特異性を指す。

たとえば、「都道府県」を空間単位として日本の流通空間構造を分析する場合、東京都に立地する卸売企業と小売企業の数、また東京都に立地している卸売企業数の全国に占める比率などの変数を用いて、東京における流通機能の集積状態を示すことができる。同様に、47都道府県のこのようなデータによって、日本の流通機能の分布を表すこともできる。そこで、ある空間区分システムにおける流通機能の集積と分布の状態を流通空間パターンと呼ぶことにしよう。流通空間パターンは、ある空間単位に集積している流通機能の特異性、および空間単位間の相対的な状態を示す流通機能の空間分布にかかわる概念である。したがって、流通空間パターンは流通空間特性と流通空間分布に細分される。

さらに、東京一大阪間や北海道一沖繩間などの地域間における取引と物の流れの方向と大きさのデータを用いて、地域間流通フローにどのような安定的な関係が存在するかを明らかにすることができる。そこで、空間単位間での流通フローに見られる関係を流通空間相互作用と呼ぶことにしよう。流通空間相互作用は、空間単位間での商流と物流の大きさと方向のパターンにか

(3) 多くの文献において、空間構造と空間パターン、空間相互作用と空間フローなどの概念に関する明確な定義と区別がなされていない。これらの概念に関するより一般的な定義とその関係についての議論、Bennett, et. al. (1985)と Haining (1986)を参照されたい。

かわる概念であると同時に、それぞれの流通機能の空間的な広がりや分布も示している。流通空間構造の動学的分析は、日本の流通機能の集積と分布、地域間流通フローに見られる安定的なパターンないし法則性およびその変化、すなわち日本の流通空間パターンと流通空間相互作用の動態の記述と説明を行うことである。

このように、流通空間構造の分析は、流通空間パターンと流通空間相互作用の二つの側面を明らかにしなければならない。

流通空間構造を記述するために、さまざまな変数を用いて分析することができる。この際、相対的に安定した変数間の関係がより重要である。と同時に、流通空間構造を示す多様な変数間の関係も解明しなければならない。例えば、小売流通の空間特性を記述するために、地域の小売企業数だけでなく、地域小売年間販売額、小売従業員総数や業種別変数を用いることができる。また、流通空間分布の場合、流通機能の全国集中度と上位地域集中度を、流通空間相互作用の場合、地域内部依存度と他県依存度など多様な指標を使って記述することができる。従って、本稿では、日本の流通空間構造を明らかにするために、相対的に安定した変数だけでなく、多重指標を用いて、各時点での状態を記述し、日本の流通空間構造の動態を分析する。

流通空間構造の動態を説明するのに、われわれは何等かの理論的な因果モデルを導入しなければならない。まず、流通空間パターンには、生産、卸売、小売と消費の間に一定の関係が存在すると考えられる。小売の場合、地域の小売企業数規模は、地域人口規模に依存する。また、卸売の場合、「取引数単純化の原理」に基づいて中間商業者である地域卸売企業数が地域の生産企業数と小売企業数の関数であると仮定する。流通空間パターンが地域の地理的や歴史的な条件によって変化するので、地域の形、面積、都市人口比率、所得水準、行政機能集積度、地域産業構成などの地域特性は、重要な説明要因である。これらの地域特性の相異全体がいわゆる「空間異質性」(Spatial Heterogeneity)である。

流通空間相互作用は、「空間相互作用の一般モデル」に基づいて説明することができる(石川, 1988)。説明変数として地域の放出性, 吸引力と地域間の分離性の三つの基本要因から分析するが, 流通空間相互作用は, 流通フローの方向, すなわち仕入と販売によって, 異なる因果モデルで説明されると考えられる。

さらに, 因果的な説明は, なんらかの理論的な関係を前提になされる。われわれが流通空間構造の動態を説明する理論的あるいは先験的な知識をほんのわずかしかもっていないために, 変数間の相互依存関係についても分析しなければならない。明らかに, 環境要因からの影響だけでなく, 流通空間パターンと流通空間相互作用も互いに影響し合っている。要するに, 日本の流通空間構造の動態を説明するためには, 流通空間パターン, 流通空間相互作用と環境要因間の相互依存性を解明しなければならないのである。

流通空間構造という複雑な対象をさまざまな分析レベルにわたって, 同時に解明することが不可能である。ここでは, 問題領域を限定しなければならない。すでに述べたように, 本稿での研究は, 高度経済成長の初期から日本の流通空間構造の動態に関する記述と説明を焦点とし, 時系列地域データを用いたマクロないし中間レベル (Meso-Level) での動学的分析である。

3. 本稿の分析課題

流通に関する従来の地理学的研究の欠点について, 次のような鋭い指摘がある(北村・寺坂, 1979, p.15)。そこからわれわれが展開すべき流通空間構造分析の方向を読み取ることができる。その指摘を要約すると, 次のようになる。

1) 流通の個別分野ごとに研究が孤立し, 統合的なフレームによる全体への位置づけが弱く, フローを扱うダイナミックな分析が困難となり, 偏った個別的研究に埋没しがちである。例えば, 鉄道と道路・航空輸送, 旅客移動

と貨物流動、小売業と卸売業、商流と情報流などは、前者の研究に比べて、後者の研究はあまりなされていない。

2) 地域的な問題を個別の研究対象としながら、日本全体の空間構造と関連させる視点に欠けている。経済全体の動きとの関連で流通機構が生産と消費をどう結びつけているのかを明らかにする努力が必要である。

3) 単なる流通施設の分布論にとどまっている危険が多い。空間構造の形成および集積の因果関係や規定要因などのメカニズムを問わなければならない。

流通に関する地理学的研究が抱えているこれらの問題を克服するためには、分析方法に関する検討が不可欠である。以下では、流通論パラダイム(田村, 1986, pp.399-424)に基づいて、マクロないしメゾレベル(Meso-Level)での空間構造分析のために必要と考える以下の分析視角を提示しておく。

流通概念を、社会経済システム、組織機能と企業行動として、多面的に理解しなければならない。流通システム論は総合的な実証科学であると考え。また、生産と消費が絶えず変化している現実の経済では、流通システムは常にダイナミックな状態にある。このことから、流通システムに関する動学理論の構築が重要な研究課題であると考え。

第1に、流通空間構造の動態を統合的な視角から分析する。統合的な視角というのは、ある特定の分析レベルや分析単位に限定せず、さまざまなアプローチによる分析と仮説を総合すべきという意味である。本稿の研究はこのような視角に基づいて日本の流通空間構造の動態に焦点を当てる。

第2に、分析対象については、流通空間構造の動態、すなわちその変化プロセスとする。流通空間構造の動学的研究は、その状態記述を問題にすると同時に、状態変化を引き起こす要因と変化プロセスをより中心的な問題として取り組まなければならない。しかしながら、集計的分析レベルの流通空間構造は、企業行動等のミクロ的な事象にとって、外部的な環境要因とみなされる。したがって、本研究において、企業、地域行政主体や政府などの政策と活動などの要因がどのように影響したかという問題をとりあげない。ここ

で分析されるのは、卸売と小売などの流通段階別、収集、中継や分散などの流通機能別の空間構造の状態とその変化である。

第3に、本研究のもう一つのねらいは、流通システムを取り巻く環境要因と流通空間構造とどのように影響しあっているかという相互関連性の動態を明らかにすることである。本研究においては、この相互関係とその変化を特に重視する。しかしながら、この相互関係は、システムのマクロ的な構造とミクロ的な事象との間での複雑なフィードバック・ループとなって現れる(Prigogine, Stengers 1984)。システムの変化プロセスは、歴史的過程における「法則性」と「偶然」との相互作用が織り成すものであると考える。現在の社会科学には、このような複雑な関係を分析できるような厳密な方法はまだない。従って、ここでは、この相互関係を理論的に単純化した形で、「取引数単純化の原理」や「空間相互作用の一般モデル」に基づいた因果モデルを用いて分析する。

第4に、社会システムに関する動学分析の方法がまだ完全に確立していない。動学的研究の本質は、時間概念そのものに関連し、変化をどのように定式化することにかかわる。したがって有効な動学分析の方法と体系を明確にする必要がある。また、実証分析において、動学分析の適用は、利用可能なデータおよび統計的データの構造によって大きく制約される。この制約をいかに対処するかということも動学分析の方法的な問題である。さらに動学分析の有効性は分析対象の構造安定性によっても大きく制約される。

第5に、実証分析は、ある集計水準の特徴的な問題、すなわち分析対象を特徴づける固有的な構造変数を中心に取りあげて展開されるべきである。すでに述べたように、本研究の分析対象が日本の流通システムであり、分析課題が国レベルでの流通空間構造とその因果関係の動態の実証分析である。したがって、流通空間構造の状態、その変化、そして、新しい構造を形成する要因と条件などがここでの特徴的な問題である。

流通システム論において、これまできわめて不十分であったマクロ的な流通空間構造に関する実証的な動学分析の一つの試みとして、日本の流通空間構造を分析する。本稿が、流通システムに関する空間分析と動学分析に、流通研究者の注意を呼び起こすことができることを期待したい。

4. 流通空間集中の動態——流通機能の空間的集中と分散化

流通企業が特定の地域に集中して立地することは、経験的には明白な事実である。ここでは、日本の流通空間集中の状態、集中度の変化を、卸売と小売の分散化現象から定量的に分析する。

4.1 流通空間集中度

社会システムを分析する重要な統計的数量には、絶対数量と比較数量（比率）がある。前者に関しては、確率論的な分析がなされるのに対して、後者に関しては、集団解析法が利用されている。代表的な手法としてのローレンツ曲線などの集団解析法は、ある観察対象を分類基準によって一定の階級（class）に分け、観察対象の他の特性変数の階級間における相対的な（比率）関係を分析する（田口,1984）。

時系列分析のために、階級分類変数が時間に対して安定的であるほうが望ましい。したがって、ここでは、所得分布分析のような人口順位ではなく、地域順位による卸売・小売構造変数の解析をとりあげる。人口順位の場合、例えば、小売年間販売額のローレンツ曲線が地域の人口と小売販売額の集中度の変化を同時に取り込んでいるので、それぞれの解釈が困難となる。しかしながら、地域順位の場合、安定的な性質が得られるが、地域の大きさや空間位置関係などが無視され、データの空間依存性を記述できないという問題が残る。

以下では、都道府県を階級変数とし、順位づけを流通空間構造の基本変数の大小関係に基づいて行う。たとえば、卸売店数の場合、企業数の大きい順に地域（都道府県）を並び変え、横軸に地域数の累積比率、縦軸に地域卸売

店数の対全国累積比率を記入してプロットする。このような方法で得られた曲線はローレンツ曲線と呼ばれ、対角線に囲まれた弓形面積の二倍はジニの集中度指数 G_t である(安田, 海野, 1977)。各地域の卸売・小売店数が等しく、流通機能が全く均質的に分布している場合、 G_t が 1 となる。 G_t は 1 と 0 の間に変動するが、1 に近づけば近づくほど、流通機能の空間集中度が高い。要するに、都道府県変数で計測されるジニの集中度指数は、流通空間分布の状態を表す一つの総合的な状態変数である。ここの課題は、さまざまな構造変数の空間集中度指数を年度別に計測し、それぞれの時間傾向と相互関係を分析することである。

表1-1・表1-2, 図1-1・2と図2-1・2は、年度別の基本的な構造変数と外生変数に関するジニの集中度指数の計測結果である。基本的な構造変数の中から、地域の卸売・小売店数、従業員数と年間販売額を取り上げた。重要な外生変数の中から、人口、工業事業所数、製造業年間出荷額、地域経済規模(地域別純生産と第2次産業生産)と地域市場規模(県民所得分配と地域別民間最終消費)をとりあげた。時系列分析を可能にするように、統計データを加工しなければならない。工業事業所数と工業年間出荷額については、

図1-1 卸売空間集中度の変化
(1952-1988)

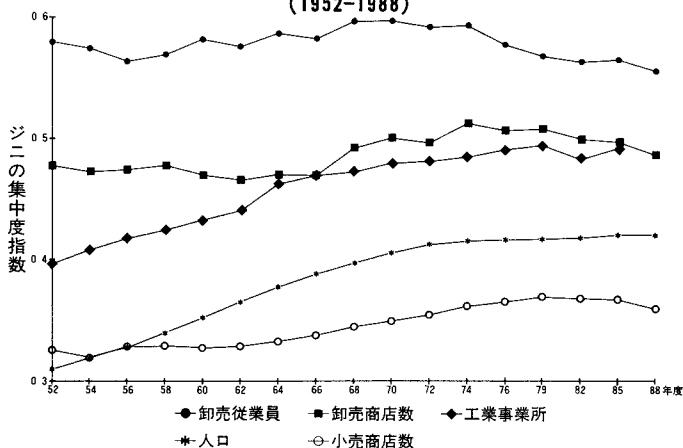
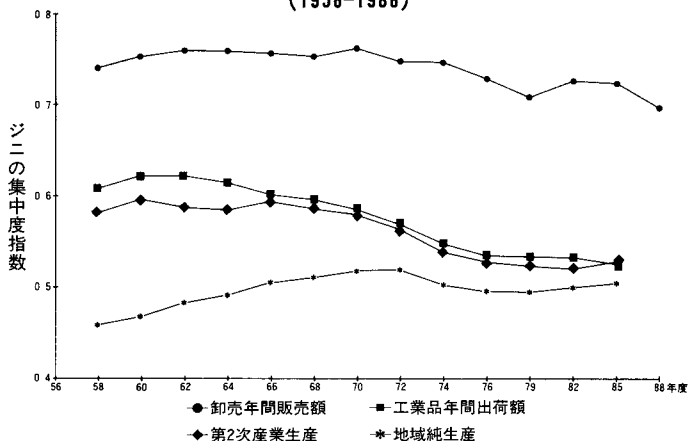


図1-2 卸売空間集中度の変化
(1958-1988)



統計データの集計単位が年度によって、「20人以上19人以下」から「4人以上-3人以下」への変更があるので、その全数集計データを用いた。また、「商業統計」の卸売と小売の分類が日本標準産業分類によるものであるが、1967年に分類の組換が行われた。商社などを「各種商品卸」として新設し、ガソリンスタンドや自動車販売店が「卸売業」から「小売業」に分類された。時系列比較できるように、「商業統計」のデータと地域人口などの他のデータは、『総務庁統計局・日本長期統計総覧』の時系列比較調整済みデータを利用した。

図2-1 小売空間集中度の変化
(1952-1988)

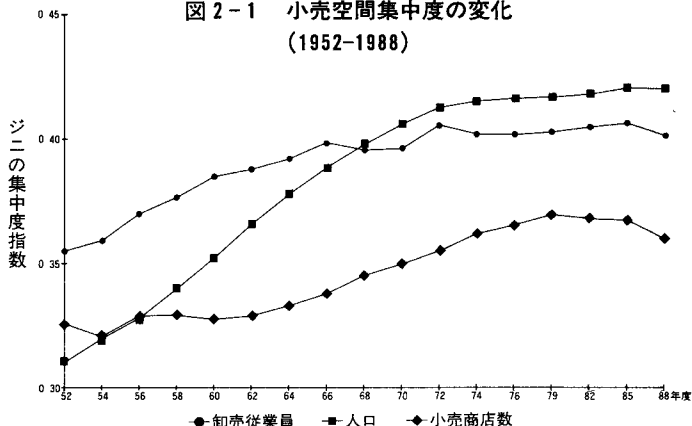
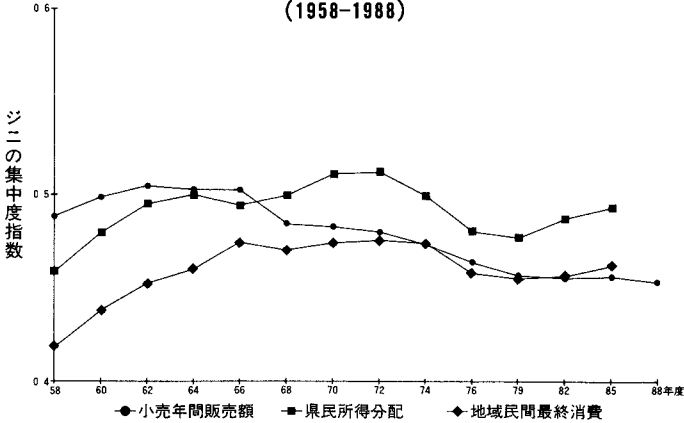


図 2-2 小売空間集中度の変化
(1958-1988)



分析結果から、日本の生産、流通と消費の空間集中度の推移、平均値と変動幅に関するいくつかの結論が得られた。

1) 卸売機能の空間集中度は、生産、小売と消費に比べて高い。特に卸売年間販売額のジニの集中度指数の絶対水準は0.70より大きくなっている。つまり、卸売機能は、他の経済機能に比べて、空間的に特定の地域、すなわち都市地域に集中する特質がある。

2) 小売の空間集中度の絶対水準はもっとも低い。人口の空間集中度との差が縮まっていない。

3) 地域別卸売・小売の従業員規模で測った空間集中度指数が、店舗数規模のそれに比べて高くなっている。卸売年間販売額の空間集中度が地域工業生産額のそれに比べて、また、小売年間販売額の空間集中度（平均値）が地域別民間最終消費のそれに比べて高い。したがって、経営規模の大きい流通企業ほど空間的に集中する傾向があるといえる。

4) 変動幅を見ると、卸売も小売も外生変数に比べて小さく、特に卸売従業員の空間集中度の変動幅がもっとも小さくなっている。いいかえれば、人口と生産の空間集中度がかなり大きく変化したのに対して、小売業も卸売業も比較的に安定な空間分布をなしている。

表1-1 日本の流通空間集中度(シニの集中度指数)

年度	人口	工業事務所	卸売店	小売店	卸従業員	小売従業員
1952	0.310	0.397	0.477	0.326	0.580	0.355
1954	0.320	0.408	0.472	0.321	0.574	0.359
1956	0.328	0.467	0.474	0.329	0.564	0.370
1958	0.340	0.424	0.477	0.329	0.569	0.377
1960	0.352	0.432	0.470	0.328	0.582	0.385
1962	0.366	0.440	0.465	0.329	0.576	0.392
1964	0.378	0.462	0.470	0.333	0.587	0.382
1966	0.388	0.469	0.468	0.338	0.582	0.388
1968	0.398	0.472	0.492	0.345	0.596	0.396
1970	0.406	0.479	0.500	0.350	0.597	0.396
1972	0.413	0.481	0.496	0.355	0.592	0.406
1974	0.415	0.485	0.512	0.362	0.583	0.402
1976	0.416	0.491	0.507	0.365	0.577	0.402
1978	0.417	0.494	0.508	0.370	0.568	0.403
1982	0.418	0.483	0.500	0.368	0.564	0.405
1985	0.420	0.492	0.497	0.367	0.565	0.400
1988	0.420		0.486	0.360	0.556	0.401
平均値	0.380	0.458	0.487	0.345	0.578	0.390
最大値	0.420	0.494	0.512	0.370	0.597	0.406
最小値	0.310	0.397	0.465	0.321	0.556	0.355
変化値	0.110	0.098	0.047	0.049	0.041	0.051

- 1) データ源 地域別総人口：『国勢調査』と『推計人口』；
 地域別工業事業所数：『工業統計』；
 地域別卸・小売店数と従業員数：『商業統計』
 『総務庁統計局・日本長期統計総覧』。(1952-1988)。
- 2) 取り上げている年度は「商業統計調査」の実施年度である。
- 3) 時系列比較のために沖縄県を除く46都道府県について計算した。

このような安定的な日本の流通空間パターンは、日本の制度的特質を反映したものである。安定的な流通構造の維持条件として、制度的な初期条件、市場スラック効果、大店法の存在および流通系列化などがあげられる(田村, 1986)。構造安定性が高いことに関して、6節でさらに論じられる。

図1-1・2と図2-1・2は、日本の空間集中度の変化に関するイメージを与えてくれる。日本の流通機能の空間集中プロセスは、単純な[集中]-[分散]-

表1-2 日本の流通空間集中度(ジニの集中度指数)

年度	出荷額	純生産	2次産業	所得	消費	卸売販売額	小売
1958	0.608	0.460	0.582	0.458	0.418	0.741	0.488
1960	0.622	0.467	0.587	0.480	0.438	0.754	0.499
1962	0.623	0.464	0.588	0.495	0.453	0.760	0.505
1964	0.617	0.492	0.585	0.500	0.460	0.760	0.503
1966	0.608	0.506	0.595	0.494	0.474	0.758	0.503
1968	0.597	0.512	0.587	0.500	0.470	0.753	0.484
1970	0.586	0.519	0.580	0.511	0.474	0.762	0.483
1972	0.570	0.520	0.564	0.512	0.476	0.748	0.480
1974	0.548	0.503	0.538	0.499	0.474	0.747	0.474
1976	0.535	0.496	0.528	0.480	0.458	0.728	0.464
1978	0.534	0.485	0.524	0.477	0.455	0.708	0.456
1982	0.533	0.500	0.520	0.487	0.456	0.726	0.455
1985	0.525	0.505	0.527	0.493	0.462	0.724	0.456
1988						0.696	0.453
平均値	0.577	0.497	0.563	0.491	0.459	0.740	0.479
最大値	0.623	0.520	0.597	0.512	0.476	0.762	0.505
最小値	0.525	0.460	0.520	0.459	0.418	0.696	0.453
変化幅	0.097	0.060	0.077	0.053	0.058	0.066	0.052

- 1) データ源 地域純生産、地域第2次産業生産：『県民経済計算』；
 地域別工業年間出荷額：『工業統計』；
 地域別卸売・小売年間販売額：『商業統計』各年計；
 『総務庁統計局・日本長期統計総覧』。

- 2) 時系列比較のために沖縄県を除く46都道府県について計算した。

[再集中] という「都市の発展段階モデル」で記述することはできない。明らかに、卸売と小売の空間集中と分散化が、すべての期間にわたって各地域において、均質的に起こる現象ではない。したがって、厳密的な議論を行うために、以下では、まず、1952年から1985までの間、流通空間集中度のタイム・トレンドを定量的に分析し、変化の方向を明らかにする。次の節では、流通空間異質性を、特定地域の流通機能集中度に関連して解明する。

4. 2 流通空間集中度の時間的傾向

卸売空間集中度のタイム・トレンド：図1-1・2と図2-1・2からもわかるように、企業数と従業員数が似たような変化パターンを有するので、以下では、従業員変数について分析しないことにする。地域流通機能の集積規模を、ある時点での卸売・小売企業数と地域の年間販売額という二つの変数で測定する。理論的に仮定されている外生変数についても、工業事業所数や人口などの変数で測定した。

表1-1・2に示されているジニの集中度指数の時系列を確率変数と見なし、時間 T を独立変数として、線型回帰分析を行う。式(1)・(2)は、卸売商店数変数と年間販売額変数で測った日本の卸売空間集中度のタイム・トレンドを分析した結果である。

データにはいくつかの問題点がある。まず、データは、1976年までは2年ごと、以後は3年ごとの非連続時系列になっている。また、サンプル・サイズが16と13になっているので、集中度に関する真の傾向を推定するのに十分ではない。さらに、データに直接最小二乗法を適用した場合には、ダービン・ワトソン比が2よりかなり小さいので、データに系列相関がある。したがって、ここでのタイム・トレンドの推定を、残差項の1次自己回帰モデル AR(1) と仮定した最尤法で推定した。

非線型モデルによる推定の結果があまりよくなかったので、式(1)と(2)は、日本の卸売空間集中度の時間的傾向を表していると考えられる。式(1)に関しては、

時間変数 T に関する t -検定の有意水準は10%である。線型的なトレンド曲線の当てはめがよい。同様な推定手法で地域別卸売年間販売額のジニの集中度指数データを分析した結果は、式(2)にまとめられている。式(2)に関しては、時間変数と自己回帰係数に関する t -検定が10%でも有意でないので、卸売年間販売額のタイム・トレンドはあまり安定的ではないことを示している。データ・サイズが小さいので、期間を分けて推定することができないが、表1-2と図1-2から、日本の卸売年間販売額の空間集中度の変化過程は、1970年までほぼ増大し、それ以後1979年まで低下し続けたが、80年代に入ると、また増大傾向に転じたという三つの段階に分けることが考えられる。

$$GWE_t = 0.4713 + 0.0009331 * T + u_t \quad T=1, 3, \dots, 25, 28, \dots, 34 ;$$

(t=54.36) (t=2.207) N=16; adjR²=0.971

SER=0.008243 D.W.=1.724

$$u_t = 0.6339 * u_{t-1} + \varepsilon_t \quad \rho = 0.6339$$

(t=3.3387) (SP: 1952-1985) (1)

(GWE_t : 卸売商店数のジニの集中度指数; T : タイム・トレンド;
 N : 標本サイズ; adjR²: 自由度修正済み決定係数;
 SP : 推定期間; t : t -統計量; $D.W.$: ダービン・ワトソン比;
 SER : 方程式の標準誤差; u_t, ε_t : 残差項 $\varepsilon_t \sim_N (0, \delta^2)$;
 ρ : 自己回帰係数;)

$$GWS_t = 0.7580 - 0.001165 * T + u_t \quad T=1, 3, \dots, 19, 22, 25, 28 ;$$

(t=77.54) (t=1.984) N=13; adjR²=0.981

SER=0.01067 D.W.=1.782

$$u_t = 0.5122 * u_{t-1} + \varepsilon_t \quad \rho = 0.5122$$

(t=1.979) (SP: 1958-1985)

(GWS_t : 卸売年間販売額のジニの集中度指数;) (2)

1952年からの日本の卸売空間集中度とそのタイム・トレンドに関する以上の分析結果を要約すると、次のような結論が得られる。

1) 日本の卸売企業はオイル・ショックまで空間的に集中し続けていた。

卸売企業変数の場合、ほぼ安定したプラスのタイム・トレンドがある。すなわち、年平均増加率が約0.1%で、空間集中度が高くなっている。図1-1から、ジニの集中度指数の値は1974年以後、緩やかな減少傾向をもつとわかる。

2) 日本の卸売流通活動の空間分散化現象は現在まで続いている。

卸売年間販売額の場合、そのタイム・トレンドがあまり安定的とはいえない。年平均減少率は約-0.12%で、その空間集中度が低下している。しかしながら、80年以後、そのジニの集中度指数の値は微増に転じ、88年にはまた低下した。

3) 卸売機能の空間分散化は、ある時期に起こっている現象である。

日本の「卸売機能の空間分散化」という場合、今日までの卸売活動の空間集中度の低下、あるいはオイル・ショック以後の卸売企業の空間集中度の低下という期間限定的な現象を指すものと考えらるべきである。

4) 地域卸売企業数は比較的に安定的な構造変数である。

地域の卸売企業数と卸売年間販売額という二つの基本的な構造変数に、異なった変化の時間傾向が見られる。つまり、流通機能の空間集中の動態は、単純的な変化ではなく、異なったいくつかの側面を示している。年間販売額変数が期間集計量であるので、多くの外生要因から影響を受けていると考えられるのに対し、ある時点の絶対数である企業数変数は、流通空間集中度の状態を表現するより安定的な構造変数である。したがって、以下では、企業数という構造変数を用いて、日本の卸売機能の分散化を説明していくことにする。

5) 卸売機能の空間集中度は、以前の地域の状態にかなり影響されている。

二段階推定における誤差項の1次自己回帰モデルAR(1)と自己回帰係数 ρ

の意味はこのさい重要である。1次自己回帰モデルはコイック・ラグを導入した分布ラグモデルと同等性を有するので、自己回帰係数は過去の影響要因の作用パターンを示している。つまり、トレンドを除去されたデータとしての誤差項は、過去の各期間のランダム・ショック ε_{t-i} ($i=0, 1, \dots, n$) の関数(式3)である。それはAR(1)モデルの記憶関数と呼ばれている(佐和, 1979. Vandaele, 1983, 山本, 1988)。

自己回帰係数が定常性の条件 $|\rho| < 1$ を満足しているので、その意味について次のように説明できる。時間変数で説明できないトレンド以外の部分に関する外生的な影響は、 n 期まで遡って長期にわたって維持される。この変化パターンを説明するためには、基本構造変数に関して、各期の外生変数からの影響パターンの変化を調べることが重要となる。これは因果関係の動学分析の課題となる。

$$u_t = \sum \rho^i * \varepsilon_{t-i} \quad (i=0, 1, \dots, n)$$

$$\varepsilon_t : \text{ホワイトノイズ} \quad \varepsilon_t \sim N(0, \delta^2); \quad \dots\dots\dots(3)$$

6) 日本の卸売空間パターンは、高い空間集中度を維持している。

式(1)・(2)の常数項は、日本の卸売機能の空間集中度の初期状態を表している。卸売企業数の場合、常数項が0.4713で、卸売年間販売額の場合、それが0.758になっている。時間変数の係数の大きさ (< 0.0012) と比べれば分かるように、上述したさまざまな変化が日本の卸売空間パターンに見られるが、日本の卸売機能の空間集中度が極めて高い水準に維持され、30年間に大きな変化が生じていない。

小売空間集中度のタイム・トレンド：日本の小売空間集中度について、卸売と同じ方法で分析した結果が、式(4)と(5)に示されている。

$$\begin{aligned}
 \text{GRE}_t &= 0.3214 + 0.001428 * T + u_t & T &= 1, 3, \dots, 25, 28, \dots, 34 ; \\
 & (t=70.21) \quad (t=6.537) & N &= 16 ; \quad \text{adjR}^2 = 0.986 \\
 \text{SER} &= 0.003850 & \text{D.W.} &= 1.5739 \\
 u_t &= 0.6953 * u_{t-1} + \varepsilon_t & \rho &= 0.6953 \\
 & (t=4.045) & (\text{SP} : 1952-1985) & \\
 & (\text{GRE}_t : \text{小売商店数のジニの集中度指数 ;}) & & \dots\dots\dots(4)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{GRS}_t &= 0.5009 - 0.004166 * T + u_t & T &= 1, 3, \dots, 19, 22, 25, 28 ; \\
 & (t=65.94) \quad (t=3.604) & N &= 13 ; \quad \text{adjR}^2 = 0.985 \\
 \text{SER} &= 0.00705 & \text{D.W.} &= 1.5602 \\
 u_t &= 0.6173 * u_{t-1} + \varepsilon_t & \rho &= 0.6173 \\
 & (t=2.6965) & (\text{SP} : 1958-1985) & \dots\dots\dots(5) \\
 & (\text{GRS}_t : \text{小売年間販売額のジニの集中度指数 ;}) & &
 \end{aligned}$$

推定結果はきわめてよく、 GRS_t の誤差項自己回帰係数のt-検定の有意水準が5%であるほかには、時間変数の有意水準は1%となっている。また、残差項の自己回帰係数は定常性条件を満足している。小売空間集中度の変化は、かなり安定的な傾向を示している。

小売商店数に関して、空間集中度の年平均増加率は約0.14%であり、ジニの集中度指数の値は80年代に入ってから初めて微減に転じた。これに対して、小売年間販売額の空間集中度の年平均減少率は-0.42%であり、小売活動の空間分散化が持続している。従って、小売活動規模に関して、日本の小売分散化の過程は、高度成長初期から始まっていたといえる。卸売の場合と同様、企業数と年間販売額の空間集中度のタイム・トレンドは逆の方向を示している。小売企業の空間集中の第一の要因は、まず人口集中であると考えられる。集計量である小売年間販売額への影響要因が期間中に多数に存在する。また、図2-1からわかるように、人口空間集中度の増大ほど、小売企業空間集中度

が高くなっていない。

経験的な事実として、人口空間集中度には、ロジスティック曲線的なトレンドがある。小売企業空間集中度にも非線型トレンドがあると考えられるので、次のようなロジスティック・モデルで推定した。

$$Y_t = K / [1 + \text{EXP}(a + b * T)]$$

式(6)と(7)に示されているように、モデルのあてはまりが非常によい。人口の空間集中度がほぼその限界に達していることは、式(7)のK (=0.4358)と1985年度人口のジニの集中度指数(0.4204)とを比較すれば明らかである。

問題となるのは、小売商店数のジニの集中度指数が式(6)で示されたロジスティック曲線の変曲点に達していないところ、すなわちその変化率が逡増している部分にある。果してこのようなトレンド曲線を延長して、小売空間集中度の変化方向を予測することができるかという、疑問である。タイム・トレンド分析は、構造変化の記述には有効であるが、将来の変化に関する予測の場合、とくに注意深く他の新しい外生変数や制度的な前提条件の変化に注目すべきである。

$$GRE_t = 0.8671 / (1 + \text{EXP}(0.5487 - 0.008076 * T))$$

$$T = 1, 3, \dots, 25, 28, \dots, 34; \quad N = 16; \quad \text{adj}R^2 = 0.915$$

$$\text{SER} = 0.00513 \quad \text{D.W.} = 0.7346 \quad \text{SP: } 1952 - 1985 \dots\dots\dots(6)$$

(GRE_t: 小売商店数のジニの集中度指数;)

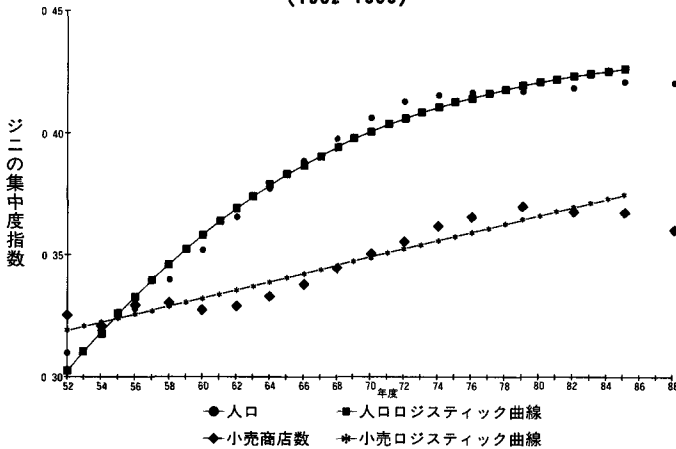
$$GP_t = 0.4358 / (1 + \text{EXP}(-0.7267 - 0.08930 * T))$$

$$T = 1, 3, \dots, 25, 28, \dots, 34; \quad N = 16; \quad \text{adj}R^2 = 0.982$$

$$\text{SER} = 0.005251 \quad \text{D.W.} = 0.4204 \quad \text{SP: } 1952 - 1985 \dots\dots\dots(7)$$

(GP_t: 人口のジニの集中度指数;)

図 3 人口と小売商店数の非線形タイムトレンド
(1952-1988)



すでに指摘したように、79年から小売商店数のジニの集中度指数は微減傾向に転じている。図3に示されているように、予測値とジニの集中度指数値が79年以後逆の方向へ変化している。一般にあって、時間傾向曲線の延長による予測は慎重にしなければならない。つまり、基本的な外生変数あるいはシステム構造と環境に大きな変化が生じるかどうかを確認できない限り、変化方向を時間的な傾向で予測することはできない。

また、式(6)と式(7)の D.W.比は、2 よりかなり小さくなっているの、卸売の場合でも指摘したように、誤差項に系列相関が強くみられるとき、この時間変数によって説明されていない部分の解明は、新たな外生変数の導入が必要である。つまり、比較動学分析を通じてしか構造変化方向が分析しえないのである。

総じて、日本の流通空間集中度とそのタイム・トレンドに関する分析から、基本的な構造変数間には、かなり異なった変化方向を有していること、他の経済変数に比べて、流通空間集中度のパターンはかなり安定的であり、卸売・

小売の空間分散化は、オイル・ショック以後あるいは80年代にはいつてからの現象であることが明らかにされたのである。卸売・小売企業数と年間販売額の空間集中度の間にある異なった時間傾向は、日本の空間異質性から説明しなければならない。また、流通構造変数のジニの集中度指数には強い系列相関があるので、このような変化プロセスの時間傾向によって説明されない部分は、重要な外生変数の導入により比較動学分析において分析されなければならない。

5. 地域集中度分析——中心都市地域の特異性

中心地の階層構造、都市—農村や過密地域—過疎地域の議論は、経済機能の空間分布が均一でないことを示している。この節では、流通機能の地域集中度率(r_i)という測度から、上位の中心都市地域の特徴と変化を分析する。地域別卸売・小売の企業数と年間販売額という二つの構造変数の時系列を用いて、流通機能の地域集中度率を次のように定義する。上位5県の集中度率の変化を分析することによって、日本の流通機能がどの地域に集中しているかという流通空間特性を明らかにする。

$$r_{it} = x_{it} / \sum x_{it} \quad i = 1, 2, \dots, 46, \quad t = 52, 54, \dots, 88.$$

$$x_{it} = \{WE_{it} \quad WS_{it} \quad RE_{it} \quad RS_{it}\} \quad i : \text{地域}; t : \text{年度};$$

卸売機能の地域集中：表2に示されているように、上位5県の卸売商店数の集中度率が41%を超えて、その年間販売額の集中度率が約70%である。つまり、日本の卸売企業が中心都市地域に集中し、それ以上に卸売活動が集中している構造には、基本的に大きな変化がみられない。しかしながら、日本の空間異質性を示しているのは、上位5県に含まれている地域の集中度率変化パターンの違いである。

図4-1は、上位5県の各地域の全国に対する累積比率の変化を示している。明らかに、日本の卸売機能は、東京、大阪と愛知の三大都市地域に集中して

図 4-1 卸売機能の地域集中度(上位 5 県)
卸売商店数(1952-1988)

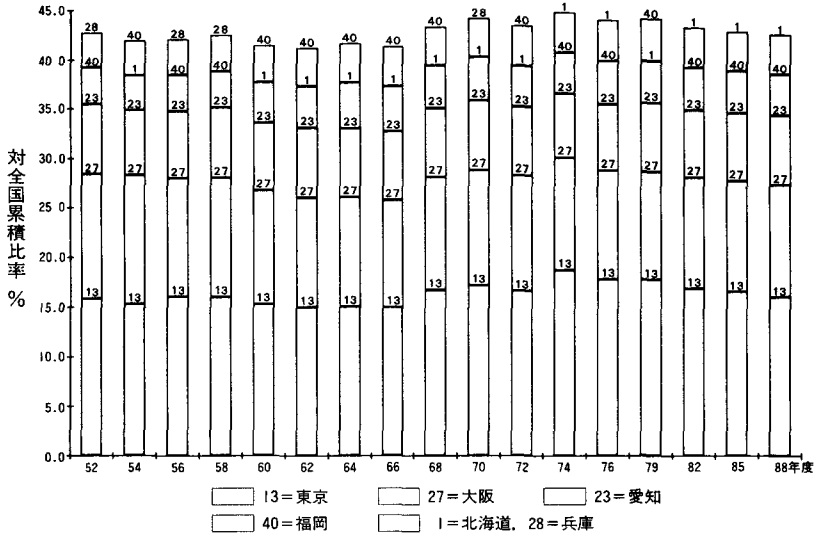


図 4-1 卸売機能の地域集中度(上位 5 県)
卸売年間販売額(1958-1988)

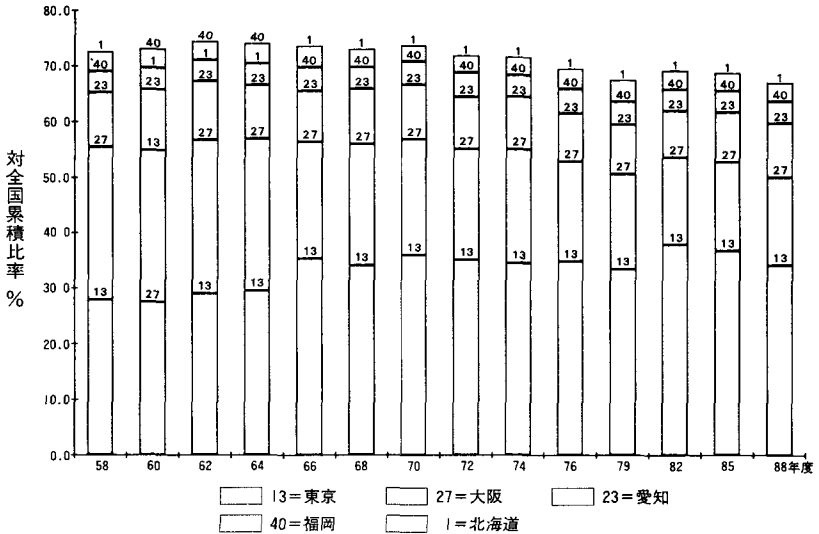


図 4-2 小売機能の地域集中度(上位 5 県)
小売商店数(1952-1988)

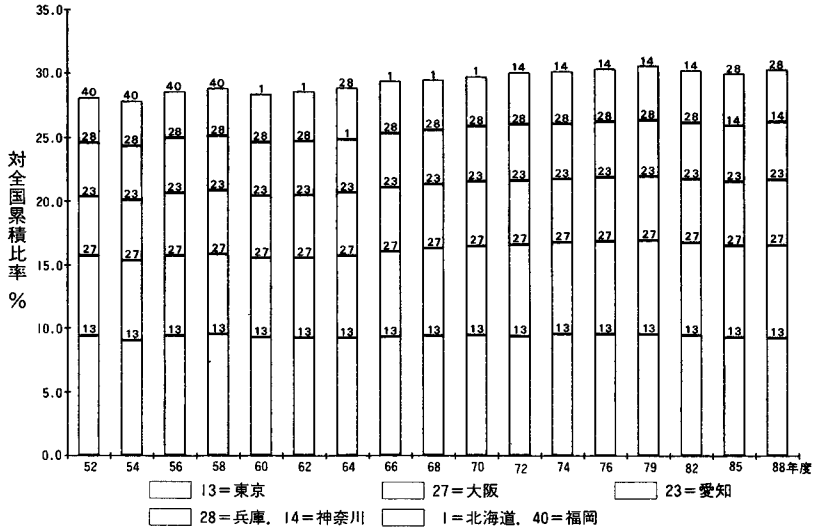
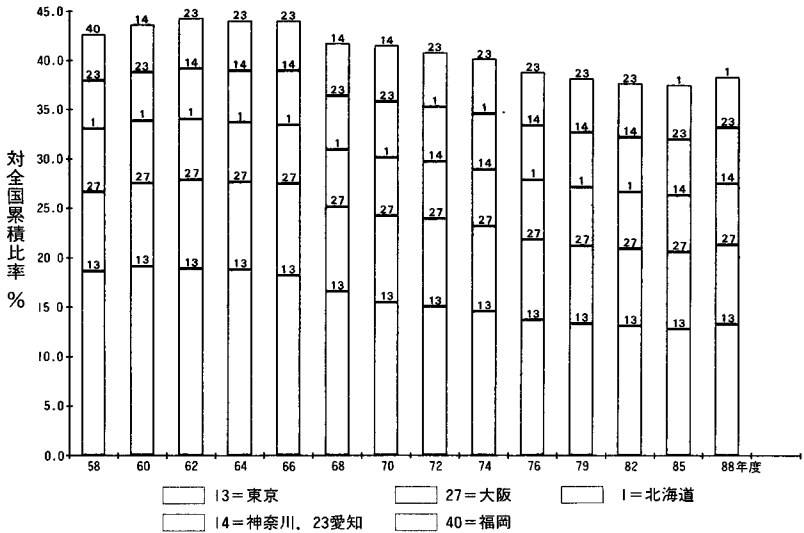


図 4-2 小売機能の地域集中度(上位 5 県)
小売年間販売額(1958-1988)



いる。グラフからもわかるように、4位以下の地域について、順位の変化があっても、その集中率はあまり変わっていない。1966年における東京と大阪の卸売年間販売額対全国比率の大きな変動は、「商業統計」の産業分類からの影響である。商社や総合商社などの「各種商品卸売業」の販売額は卸売業全体の20%を占めている。したがって、ここで最も問題となる卸売空間特性は、東京、大阪と愛知の集中率の時間傾向に見られる相違である。

まず、東京には日本の卸売企業の約16%が集中し、そこで行われている卸売活動は、年間販売額で測った場合、58年度の27.8%から82年度の37.8%を最高に、88年度の34.1%まで、30年間で約10%も増大した。愛知の場合、卸売企業数と年間販売額の集中率はそれぞれ約7%と9%前後に保たれ、4位以下の地域と同様、大きな変化がなかった。これに対して、大阪には、日本の卸売企業の約11%が集中しているが、東京とは対照的に、その年間販売額の集中率が58年度では東京とほぼ同じ27.6%であったが、88年度では、15.0%まで落ち込んだ。大阪の約10%の衰退は、東京へ集中した。つまり、日本の卸売空間特性については、高度経済成長の初期から、大都市地域集中型であったが、東京と大阪の二極集中型から、東京の一極集中型に変わったのである。このような変化を説明するためには、地域内部の[生産-流通-消費]の因果関係からとらえる必要があるだけでなく、地域間の相互作用の変化からもとらえなければならない。この点については、後でさらに詳しく論じる。

小売機能の地域集中：表2からわかるように、卸売機能と同様、日本の小売機能も大都市地域集中型である。各地域の小売商店数の集中率にはあまり変化がない。上位5県の集中率はやや拡大しているが、約30%である。小売年間販売額の地域集中率は、62年度の44.2%から、88年度の38.3%に低下した。つまり、小売活動が大都市から周辺地域へ分散したといえる。図4-2に示されているように、東京と大阪との地域集中率の変化パターンが対照的に異なっている。特に東京の小売年間販売額の集中率は、60年の19.1%から88

表2 日本の流通空間集中度(上位5県の集中度%)

年度	卸売		小売	
	商店数	小売 商店数	年間販売額	年間販売額
1952	42.7	28.6		
1954	41.9	28.1		
1956	42.0	28.9		
1958	42.5	28.9	72.5	42.6 (27.5)
1960	41.4	28.6	73.1	43.6 (28.3)
1962	41.1	28.7	74.4	44.2 (28.5)
1964	41.6	29.0	74.0	44.0 (28.7)
1966	41.3	29.4	73.5	44.0 (28.7)
1968	43.3	29.7	73.0	41.7 (27.4)
1970	44.1	30.0	73.8	41.5 (26.9)
1972	43.4	30.2	71.8	40.7 (27.0)
1974	44.8	30.3	71.5	40.1 (26.7)
1976	44.0	30.5	69.4	38.8 (25.8)
1979	44.1	30.7	67.5	38.1 (26.1)
1982	43.2	30.5	59.2	37.6 (26.1)
1985	42.8	30.4	68.7	37.5 (26.4)
1988	42.5	30.7	67.0	38.3 (28.5)

1) データ源：『商業統計』各年度、『総務庁統計局・日本長期統計総覧』。

2) 括弧内の数字は埼玉、千葉、東京と神奈川の東京圏4地域の小売年間販売額の集中度である。

年度の13.3%まで低下しつづけている。東京からその周辺地域への分散化は、表2で示されている東京圏4地域の集中度からわかるように、明白な事実である。大阪や愛知に関して、小売活動の周辺地域への分散の程度が小さいが、同じような変化パターンを有している。大阪の小売企業の集中度は約7%の水準に保たれ、増加傾向を示しているのに対して、年間販売額の集中度は、68年以後9.3%から低下し、現在では約8%に保たれている。愛知の場合、4

位以下の地域とは集中率がほぼ同じであり、4 位以下の地域がかなり入れ交わっている。特に神奈川の集中率は、85年度では4 位まで浮上した。要するに、日本の小売機能が中心都市地域に集中しているが、小売活動が大都市地域からその周辺地域へ分散し、それぞれの地域小売システムの範囲と相互依存性が増大している。日本の各中心地階層における都市圏小売システムに同じような分散化の変化パターンが見られる。

この節での中心都市地域に関する分析を要約すると、次のような結論が得られる。日本の基本な流通空間特性は、東京、大阪と愛知の三大都市圏への流通機能の集中であり、このような空間特性には、卸売機能の東京一極集中と小売機能の大都市周辺地域への分散化などの変化が見られる。

6. 流通空間パターンの因果分析——[生産] - [流通] - [消費] の関係

ここまで、流通機能の空間集中度の時間傾向と、流通機能の上位地域集中度から見た中心都市地域の特異性を分析することによって、日本の流通空間分布と流通空間特性の特徴と変化を明らかにした。と同時に、日本の流通空間パターンの動態を記述するだけでは不十分であることも明らかになった。

この節では、日本の卸売と小売の空間パターンを説明する基本的な因果関係の動態を取り上げる。比較動学分析は、外生変数、外部影響を仲介する内生変数あるいは安定的な構造変数を、説明変数として用いる。また、地域内の生産者数、卸売・小売者数と人口の間にある種の因果関係が存在すると理論的に仮定されている。さらに、前の2 節の分析において明らかにしたことは、基本的な構造変数と外生変数の中で、地域別企業数や人口で測定する規模変数のほうが安定的な変化を示しているのである。したがって、以下では、地域別の工業事業所数、卸売店数、小売店数と人口などの変数を用いて、流通空間パターンの因果関係の変化を分析する。まず、弾力性分析によって、説明変数の影響の大きさと方向の変化を明らかにし、地域内の[生産—流通—消費] 間の因果関係の安定性を分析する。そして、パネル・データ分析法を

使い、空間異質性の影響と時間効果を取り除いて因果関係の大きさを分析する。さらに、因果パス分析と残差分析によって、空間異質性と地域相関を解明する。

6. 1 弾力性分析——因果関係の大きさと変化

構造ダイナミックスは、基本的な構造変数間の因果関係の安定性と影響度の変化を解明することによって分析することができる。まず、第1に、式(8)のような因果モデルの定式化がどの時点でも同一であると仮定する。このようなモデルの構造安定性は、説明変数と因果モデルの説明力の時間的な変化を見ることによって分析することができる。仮定された因果モデルにおける外生変数の影響の大きさと方向を分析する方法として、弾力性分析アプローチがある。第2に、各時点において、地域クロス・セクションデータで得られた弾力性の推定値が、各地域にとって、同一であると仮定する。すなわち、因果モデルへの空間異質性の影響を残差分析の課題とし、空間均質性(分散均一性)を仮定して構造ダイナミックスを分析する。したがって、異なった時点間の弾力性の推定値に相違があれば、外生変数の影響に変化が生じたと考ええる。時間変数や新しい外生変数の導入によって、回帰係数を説明することができれば、因果関係の動態を解明することになる。回帰係数の時間的安定性を検定する統計手法として、「回帰モデル同等性」の検定がある。(Chow, 1960. 佐和, 1979)。

卸売の空間パターン：地域別の卸売企業数のクロス・セクション・データを従属変数とし、次の関係式(8)を用いて各年度の弾力性値を推定する。

$$\log WE_{it} = C_1 + a_t * \log ME_{it} + b_t * \log RE_{it} + u_t$$

$$i=1, \dots, 46. \dots\dots\dots(8)$$

(WE_{it} ：地域別卸売商店数； ME_{it} ：地域別工業事業所総数；
 RE_{it} ：地域別小売商店数； u_t ：誤差項； i ：地域番号； t ：年度)

説明変数である生産構造の操作変数として、第 1 次産業と第 2 次産業の全事業所数ではなく、地域別の工業事業所総数を用いたのは、日本の第 1 次産業の空間分布が非常に偏っているのが、地域別データに大きなバイアスをもたらすからである。また、消費構造である人口規模、所得や消費支出などの外生的な影響を仲介する内生変数として、時間的安定性が比較的に高い地域別小売店数を式(8)に説明変数として導入されている。時系列比較を行うため、沖縄を除く 46 都道府県データで推定した。この関係式による推定はさまざまな仮定と問題を暗に含んでいる。

まず、弾力性値 a_t と b_t は、 t 時点では各地域に共通の一定な係数であると仮定した。 C_i は地域特性の影響 (individual effect)、すなわち地域内部の人口空間分布や産業構成などの影響を表す確率変数 C_i であるが、式ではそれを全地域の平均値としてのパラメーターであると仮定する。

第 2 には、地域相関 (Spatial autocorrelation)、空間異質性の効果ないし構造効果 (Spatial effect) の問題である。空間単位である地域の大きさがかなり異なり、しかも隣接していることから、地域相関は各地域のデータが独立な変数でないことを指す。構造効果は、空間依存性ないし空間異質性から、地域データが影響を受けることを指す。前者は、時系列データの自己系列相関と同じように、最小 2 乗法 (OLS) の推定結果に不偏性の問題をもたらす。また、構造効果が時間的安定性を有するから、環境条件として仮定する。たとえば、交通輸送体系の流通空間パターンへの影響は構造効果の一例である。構造の外生的な変化は因果関係の時系列分析にバイアスを引き起こす。(安田、海野, 1977. Anselin, 1988)。

第 3 に、地域別の工業事業所総数と小売商店数が表している地域の生産構造と消費構造の外部要因のほかに、各時点 t ですべての地域に影響を与え、時間的に変動する流通政策や法律制度などの外部要因も存在する。その影響の変化 (time effect) は、パラメーターの時系列比較に問題を引き起こす。たとえば、大店法の影響パターンが各時点間でどのように変わり、 t 時点での流

通空間パターンへの効果を確定できない。

これらの問題を解消して、不偏推定量を得ることは、パネル・データ分析の課題である。以下では、これらの問題点を念頭において式(8)のパラメーターを最小2乗法(OLS)で推定する。その推定結果は表3にまとめられている。

推定されるパラメーターは、各時点の[生産-流通-消費]の関係の状態を示している。表3の分析結果は、企業数で測る構造変数の因果構造が安定していること、影響の大きさを表すパラメーターがいくつかの年度において変化を見せている。

1)理論予測通り、各時点 t において、地域の卸売企業数は、工業事業所数と小売商店数の両変数によってほぼ説明される。弾力性 a_t と b_t の推定値がプラスであり、 C_t が負になっている。つまり、地域の生産企業数と小売企業数の増大が地域の卸売企業数の増大をもたらす。このような因果関係に関する安定的な推定結果は、日本の流通空間パターンに大きな構造変化がまだ起こっていないことを意味している。

2)統計的な手法を適用しないとも、弾力性推定値の時系列的な特徴は、大きさの変化とタイム・トレンドにある。明らかに1960年以後、卸売店数の小売店数に対する弾力性値 b_t が1より大きくなり、わずかながら増加傾向にあったが、80年代に入ってから微減傾向に転じている。以上の分析結果から得る結論は、高度経済成長期において、小売店数の多い地域ほど、そして、地域小売店数の増減以上に、その地域の卸売店数が多くなる。この点に関する説明を、地域小売店数の因果モデル分析に関連して、さらに明確にすることができる。

3)工業事業所数に対する卸売店数の弾力性値のタイム・トレンドは、明らかにわずかながらマイナスである。その絶対値は、小売店数の弾力性値に比べてかなり小さく、約0.15まで低下した。85年の弾力性値は60年のそれに比べても40%も小さくなった。また、地域の工業事業所数の説明力は76と79年度に低下を見せた。つまり、地域の生産企業数の増減が地域の卸売店数に及

ばす影響はかなり小さいのである。

4) 回帰式の同等性を検定した結果、60、66、68と82年度を除けば、そのほかは前年度の回帰式と同等性を有する。つまり、60、66、68と82年の4年度に、回帰係数が変化したことが認められる。

従って、「中間者数は生産者数と消費者数の増加関数である」という静学的な仮説を以上の分析結果を踏まえて、次のような動学的な命題に拡張することができる。

「中間者数は生産者数と消費者数の増加関数である。経済成長の過程において、その増加率が前者に対しては逓減傾向にあり、後者に対しては比較的の高い水準でしかも逓増傾向にある。」

しかしながら、以上のような命題は完全に証明されているとはいえない。なぜなら、表3は、地域小売店数を代用的な説明変数として用いて得られた結果であるから、小売店数と地域の消費構造の測度である人口規模変数との関係を分析しなければ、上述した命題が完全に成立するかどうかは明らかではない。

[生産-卸売-小売]の関係の動態、すなわち因果モデルのパラメーターの変化に関する以上のような結論は、[工業出荷額-卸売販売額-小売販売額]の関係に関する既存の分析結果とも一致するものである。オイル・ショックまで日本の経済における生産高の急速な拡大に対して卸売販売額の増加が小さいが、卸売/小売販売額比率は一貫して上昇する傾向にある(田村, 1976, p. 190-196)。

すでに指摘したように、地域の流通活動規模の測度である年間販売額変数が多くの外部要因から影響を受けているから、式(8)のような簡潔な理論因果モデルをたてることができない。しかしながら、同様なモデルを用いて、小売年間販売額と工業年間出荷額に対する地域の卸売年間販売額の弾力性を分析した結果、回帰式の説明力が大きく変動することがわかった。つまり、流通活動規模測度の年間販売額という変数に関する因果関係の構造が安定的で

表3 卸売空間パターンに関する弾力性分析

年度	$C1_t$	b_t	a_t	adjR ²	chow-T	df	SER
1952	-4.83	0.92	0.39	0.94			0.1897
1954	-4.82	0.92	0.36	0.96	0.80		0.1569
1956	-4.57	0.93	0.36	0.97	1.95		0.1423
1958	-4.63	0.94	0.35	0.96	0.10		0.1498
1960	-4.56	1.02	0.27	0.97	5.64	0.05	0.1411
1962	-4.37	1.00	0.27	0.96	0.09		0.1421
1964	-4.41	1.03	0.24	0.96	0.26		0.1499
1966	-4.27	1.08	0.19	0.96	5.86	0.05	0.1492
1968	-4.75	1.08	0.22	0.96	15.60	0.01	0.1601
1970	-4.72	1.08	0.21	0.95	0.05		0.1773
1972	-4.51	1.07	0.20	0.95	0.06		0.1875
1974	-4.61	1.11	0.17	0.94	1.14		0.1963
1976	-4.49	1.15	0.13*	0.95	2.84		0.1889
1979	-4.29	1.12	0.15*	0.95	0.41		0.1865
1982	-3.99	1.09	0.16	0.95	3.89	0.05	0.1752
1985	-3.81	1.07	0.17	0.95	0.20		0.1715

- 1) データ源：『国勢調査』、『工業統計』、『商業統計』各年度；
 2) サンプル・サイズ：N=46，沖縄を除いた都道府県データ；
 3) *：t-検定の有意水準5%，そのほかは1%；
 4) chow-T：前統計年度の回帰式に関する同等性の検定 F-値である。
 自由度 n=(2,86) F。=3.15 有意水準5%；
 5) SER：回帰式の推定誤差；adjR²：自由度調整済み説明係数；

はない。また、パラメーターの推定値の安定性も小さい。このことは、動学分析において、安定的な構造変数を取り上げて因果関係を分析すべきことを立証している。

卸売空間パターンの場合、その他の外生変数の平均的な影響の大きさを表す定数項 $C1_t$ は、マイナスで通増傾向にあり、その絶対値が小さくなっている。卸売構造の外生変数として、地域産業構造、流通系列化や垂直統合による直接取引の拡大などの制度要因なども考えられる。しかしながら、これらの外生変数の影響は、地域内の生産と小売の立地パターンと同様に、空間異

質性や地域相関として現れる。つまり、工業事業所数と小売店数以外に、流通空間パターンに影響を及ぼす外生変数は、卸売空間パターンに大きな変化をもたらしていない。日本の卸売空間パターンは構造安定的である。しかしながら、空間異質性を明確に定式化した場合、このような因果関係の構造安定性が果たしてあるかどうか、以下で分析しなければならない。

小売の空間パターン：同様な分析を小売空間パターンにも適用し、小売店数と人口規模の地域クロス・セクション・データの時系列で、各時点 t での因果関係の状態を記述する弾力性値を推定した。因果モデルは、式(9)のように、各時点の地域人口規模だけを外生変数として取り入れた。人口増加率などの変数を取り入れなかったのは、時間効果を取り込まないようにするためである。

$$\log RE_{it} = C_2 + d_i \log P_{it} + u_t$$

$$i = 1, \dots, 46. \dots\dots\dots(9)$$

(P_{it} ：地域別人口規模； RE_{it} ：地域別小売商店数；
 u_t ：；誤差項； i ：地域番号； t ：年度)

表 4 は推定結果である。地域小売店数が人口規模の増加関数であるという結論は、理論仮説と完全に一致する。人口規模に対する地域小売店数の弾力性推定値は、とくに60年以後、ほぼ一定である。強いていえば、ほんのわずかな逓減傾向がある。回帰式の同等性検定結果、54, 66, 85年にパラメータの変化が認められる。要するに、人口規模に対する地域小売店数の弾力性値が一定な水準に維持され、地域への人口集中は、常に地域の小売企業数規模の拡大をもたらす。1954年以後の推定された弾力性値 ($0.85 < d_i \leq 1$) は、地域の人口増減の大きさより、小売店数の増減がやや小さいことを示している。これは流通空間集中度分析の結論とも一致する。

小売の場合、その他の外生変数が及ぼす影響の平均的な大きさを示す定数項 C_2 は、一貫して大きくなっている。地域相関および空間異質性をもたら

している要因として、特定の地域の人口密度、あるいは所得上昇と経済成長の段階などが考えられる。(Bucklin, 1972. P. 75-79)。これらの要因はともに地域の小売店数の増大をもたらす。日本の人口集中と空間移動のパターンは、中心地システムの階層間での移動が大きい、大都市間あるいは同一階層内の都市間での人口移動がそれほど大きくない(森川, 1985)。つまり、都道府

表4 小売空間パターンに関する弾力性分析

年度	C 2 _t	b _t	adjR ²	chow-T	df	SER
1952	2.41	1.01	0.95			0.1211
1954	2.84	0.97	0.96	6.737	0.01	0.1111
1956	2.80	0.97	0.96	0.124		0.1054
1958	3.30	0.94	0.97	1.223		0.1035
1960	3.24	0.92	0.97	1.525		0.0911
1962	3.40	0.90	0.98	0.745		0.0838
1964	3.51	0.88	0.98	0.524		0.0787
1966	3.65	0.87	0.98	11.272	0.01	0.0802
1968	3.69	0.87	0.98	0.601		0.0783
1970	3.77	0.86	0.98	0.314		0.0798
1972	3.79	0.86	0.98	0.055		0.0832
1974	3.75	0.86	0.98	0.098		0.0840
1976	3.75	0.86	0.98	0.635		0.0832
1979	3.70	0.87	0.98	0.166		0.0870
1982	3.79	0.86	0.98	0.350		0.0921
1985	3.76	0.86	0.98	6.121	0.01	0.0947

1) データ源：『国勢調査』『推計人口』、『商業統計』各年度；

2) t-検定の有意水準は1%；

3) その他は表3-3の注を参照。

4) 自由度 n = (1, 86) F₀ = 4.00 有意水準 5% ；

- (4) 30万人都市データを分析した結果はこの点を支持している。都市地域では、小売の人口に対する弾力性値は1を超えている。従って、人口集中のスピードとほぼ同じ、あるいはやや高いスピードで都市の小売業規模が拡大しているといえる。

県データでは、人口集中効果は、小さく評価してしまう可能性がある。⁽⁴⁾

県民所得分配と民間最終消費に対する小売年間販売額の弾力性を推定した結果、卸売の場合と同様に、パラメーターのタイム・トレンドは特にオイル・ショック以後、不安定である。従って、以上の企業数による分析から、小売空間パターンの変化に関する命題は次のように示される。

「小売空間パターンの変化を引き起こす基本的な外部要因は地域人口規模である。経済成長過程において、その影響度がしだいに低下し、他の外生変数の影響が増大する。」

卸売空間パターンの弾力性分析の結果とあわせて考えれば、消費構造の測度である地域人口規模は、流通空間パターンのもっとも重要な外生変数であるといえる。このような関係について、次の命題が得られる。

「小売業と卸売業との構造的な関連性の変化は流通空間パターンの動態のもっとも重要な側面である。経済成長過程において、[生産－流通（卸売・小売）－消費]の関連性の消費サイドからの影響はきわめて大きくなる。」

総じて、時系列的な弾力性分析によって、日本の流通空間パターンを説明する [生産－流通－消費] の関連性の強さと変化を明らかにした。以下では、このような因果関係を別の方法を用いて分析することにしよう。

6. 2 パネルデータ分析——地域効果と時間効果

地域クロス・セクションデータの時系列による統計分析の問題として、地域相関、構造効果、時間効果や地域効果などがある。適切な処理方法で対処しなければ、バイアスのかかったパラメーターを推定してしまう可能性がある。

構造効果と地域相関は、地域相関行列などで対処すべき問題である。統計データによる分析において、このことが困難であるのに対して、地域効果と時間効果をパネルデータによる分析でとらえることができる。

パネルデータとは、多数の観測対象を複数期間にわたり、継続的にモニタ

ーして得たデータを指す。したがって、地域クロス・セクションデータを時系列的にプールしたのも、パネル・データの一つである。

地域パネルデータないし空間時系列データ (Spatial time series) の分析方法には、地域効果と時間効果を定数と見なして、線型モデルによる推定手法 (Fixed effect model) がある。(Bennett, 1979, 佐和・小林, 1986,)。ここでは、この定数効果モデルの仮定に従う。

時間的に一定であるような空間特異性の影響を定数 α_i, β_i とし、各時点 t ですべての地域に影響を与え、時間的に変化するような外部環境特性を α_t, β_t と仮定して、式(10)でパラメーター b_i を推定する。不偏推定値を得るために t についての平均 ($X_{i..}$) を求め、式(10)から差し引けば、地域効果 (α_i, β_i) をもたない推定結果が得られる。 i についての平均 ($X_{..t}$) を求め、式(10)から差し引けば、時間効果 (α_t, β_t) を持たない式が得られる。さらに、 i と t について平均 ($X_{..}$) を求め、時間効果と地域効果を差し引いた式に加えれば、双方の効果を消去した不偏推定量が得られる。

要するに、定数効果モデルによるパネルデータ分析は不偏推定量が得られるだけでなく、時系列モデルの多重共線性を回避し、クロス・セクションデータによる動学モデル分析を実行することができる(佐和・小林, 1986, p. 262)。空間均質性を仮定した弾力性分析によって、次の二つの点を明らかにした。第1に、流通空間パターンの因果モデル (式(8)・(9)) は構造安定性をもつが、空間異質性の影響を測定することができない。第2に、因果モデルのパラメーターにはいく年度で変化が生じているので、時間の影響が存在する。したがって、ここで最も関心のあるのは、地域効果と時間効果の大きさである。

$$\begin{aligned}
 (1) \quad WE_{it} &= \alpha_i + \alpha_t + b_1 * RE_{it} + b_2 * ME_{it} + e_1 * U_{WE, it} \\
 (2) \quad RE_{it} &= \beta_i + \beta_t + b_3 * P_{it} + e_2 * U_{RE, it} \\
 i &= 1, 2, \dots, 46. \quad t = 1, 2, \dots, 16. \quad U_{it} : \text{誤差項} ; \dots\dots\dots(10)
 \end{aligned}$$

地域人口規模、工業事業所数、卸売店数と小売店数のパネルデータを用いて推定した結果は、表 5 に示されている。日本の地域効果はかなり大きいものに対して時間効果が小さいことは、明らかになった。

表5 流通空間パターンに関するパネルデータ分析の結果

パラメーター	b_1	b_2	adjR ²	b_3	adjR ²
双方消去モデル I	0.63	0.28	0.73	0.90	0.81
$\alpha_i \cdot \beta_i$ 消去モデルII	0.68	0.23	0.77	0.90	0.80
$\alpha_i \cdot \beta_i$ 消去モデルIII	0.60	0.39	0.92	0.98	0.97

1) 期間：1952-1985：

2) 「国勢調査」「推計人口」「工業統計」と「商業統計」の各年度；

3) t-検定の有意水準0.01%；標本数：N=736(46*16)；

1) 地域効果を消却したモデルIIと双方消却モデルIによる推定値を比べて、小売関連の時間要因が卸売空間パターンに正(0.05)の影響を及ぼし、工業関連の時間要因が負の影響(-0.03)を及ぼしていることがわかる。時間効果によるパラメーター推定値の変動とモデルの決定係数の変動は小さく、±0.05以内である。とくに、地域人口規模に関連する時間要因の影響がないことも明らかである。したがって、日本の流通パターンの動態を説明する時間的な要因の影響度が非常に小さい、いかえれば、日本の流通空間パターンが時間的に安定的であると結論できる。

2) 時間効果を消却したモデルIIIとモデルIの推定結果を比較すれば、空間異質性が含まれているモデルIIIの決定係数が0.19ないし0.16も大きくなったことがわかる。空間異質性は、地域内人口集積パターン、産業立地や産業構成の違いなど地域内部属性であるため、測定と分析が困難である。すでに述べたように、空間加重行列(Anselin,1988)が推定できれば、空間異質性もある程度分析しえるであろう。

3) 空間異質性のパラメーターへの影響を見ると、人口の関連要因が負の方

向(-0.03)で、工業の関連要因が正の方向(0.13)に影響を及ぼしている。小売業の場合、人口の関連要因の正の方向(0.08)へ影響を及ぼしていることがわかる。時間効果を考慮しない地域パネルデータによる分析結果では、それほどバイアスを生じないが、地域効果を考慮しなければ、パラメータの推定値が50%(=0.1267/0.26)も変動することを示している。したがって空間異質性の重要性が浮き彫りにされた。つまり、大都市集中や東京一極集中などの小売空間分布の偏り、および沿海工業地帯への集積など工業立地の空間的偏りは、卸売空間パターンにつよく影響している。

地域パネルデータ分析の結果から、次の命題が得られる。

「日本の流通空間パターンが消費空間構造に強く影響され、卸売の場合でも生産空間構造よりも消費の影響が倍ぐらい大きい。」

6. 3 動学的因果モデル——直接効果と間接効果

ここまで、[生産-卸売-小売-人口]の静学的な因果モデルから出発し、同時点間の因果関係を定式化する式(8・9・10)を用いて、日本の流通空間パターンに関する基本構造変数と外生変数の因果関係を、さまざまな仮定のもとで分析した。すでに明らかにしたように、因果モデルの構造が安定的であるが、パラメーターが地域間に安定的ではない。以下では、動学的因果モデルと空間時系列データを用いて、[生産-流通(卸売-小売)-消費]の異時点間の関係を分析する。

因果システムを数量的に解析する手法には、パス解析法がある。その基本原理は、あらかじめ想定した因果モデルに対応した関係式を立て、モデルの誤差項と変数間の相関がないことを仮定して、偏回帰係数を推定する。推定された偏回帰係数によって、因果関係の大きさと方向を分析する。その最大な特徴と利点は、変数間の因果関係を直接効果、間接効果と疑似相関に分解し測定できるということである。動学的因果モデルとは、関係式の説明変数として遅れのある被説明変数が入っているような関係式である(Blalock, 1969.

Asher, 1976, 山本, 1987)。

理論的にパス解析の有効性は、因果モデルの定式化にかかっている。ここでも、[生産-流通(卸売-小売)-消費]というシステムを考え、動学的な因果モデルを定式化し、地域別企業数データと人口規模データを用いて推定する。

流通空間パターンの弾力性分析と関係式(10)の分析結果から、動学的モデルを定式化するための情報が得られる。基本的な外生変数は、工業事業所数と人口規模であり、各時点での流通空間パターンの均衡状態は、地域の卸売・小売企業数によって表される。

動学的な因果関係を分析する際の課題は、まず、地域消費構造を表す人口規模変数の小売構造への直接効果、および地域生産構造を表す工業事業所変数の卸売構造への直接効果の大きさである。そして、人口の卸売業への間接効果、さらに、生産構造の人口規模と小売構造への間接効果の大きさを分析することである。ここでは、弾力性分析とパネルデータ分析の結果に基づいて、次のような仮定を設ける。

1)各時点において、因果モデルのパラメーターは、各地域に対して一定である。すなわち、空間均質性の仮定である。

2)時間効果によって、パラメーターの変化があるが、しかしその変動はきわめて小さく、長期的な因果関係の大きさは、パラメーターの時系列推定値の平均値で表すことができる。

3)1期遅れのある説明変数は、過去のシステム状態に関する情報と外生変数の過去の影響を集約している。

生産構造の小売構造への間接効果を評価し、因果関係の全体構造が明らかにするために、さらに、因果関係の動学モデルを立てるために、「地域での生産活動とサービス産業の拡大は、地域への人口集中を引き起こす」という仮説を提示する。したがって、小売店数のラグ付き変数 RE_{t-1} を第3次産業の測度変数として、そして、新たに外生的な第2次産業生産 (AMP_{t-1}) 変数を地

域生産活動の測度変数として導入し、地域人口規模と地域卸売・小売店数を次のように動学的な因果モデル(II)で説明する。パラメーター b_i ($i=1, 2, 3, 4$) は標準回帰係数 (β -係数) である。

$$\begin{aligned}
 1) \quad & WE_t = b_1 * RE_t + b_2 * ME_{t-1} + e_1 * U_{WE} \\
 2) \quad & RE_t = b_3 * P_t + e_2 * U_{RE} \\
 3) \quad & P_t = b_4 * AMP_{t-1} + b_5 * RE_{t-1} + e_3 * U_P
 \end{aligned}$$

U_U : 誤差項 ;(II)

パラメーターの安定性を検定するために、「回帰式の同等性」検定を行った結果、式(II)の65年と66年、66年と68年の chow-test ($F_{66}=6.70, F_{68}=9.53$) だけが5%で有意になり、同等性仮説が棄却された。しかしながら、 b_i の推定値の大きさはほぼ同じである。したがって、全体的にパラメーターの時間安定性が高いことから、各年度のデータでパラメーター(β -係数)を推定し、その平均値と分散の結果を表6にまとめている。ただし、 e_i は、説明変数によって説明されない従属変数の分散の大きさを表し、 $1 - R^2$ (R^2 =決定係数)の正平方根である。表に示されているとおり、推定値の分散が非常に小さい

表6 流通空間構造の動学的因果モデルの推定結果

β -係数	b_1^*	b_2^{**}	e_1	adjR ²	b_3^*	e_2	adjR ²
期間平均値	0.617	0.374	0.239	0.94	0.985	0.17	0.97
分散	0.001	0.001	0.001	0.00	0.000	0.00	0.00
β -係数	b_4^{**} b_5^{**}		e_3 adjR ²				
期間平均値	0.197	0.799	0.153	0.98			
分散	0.004	0.003	0.000	0.00			

* 期間：『工業統計』・『商業統計』(1952-1985) t-検定：1%；

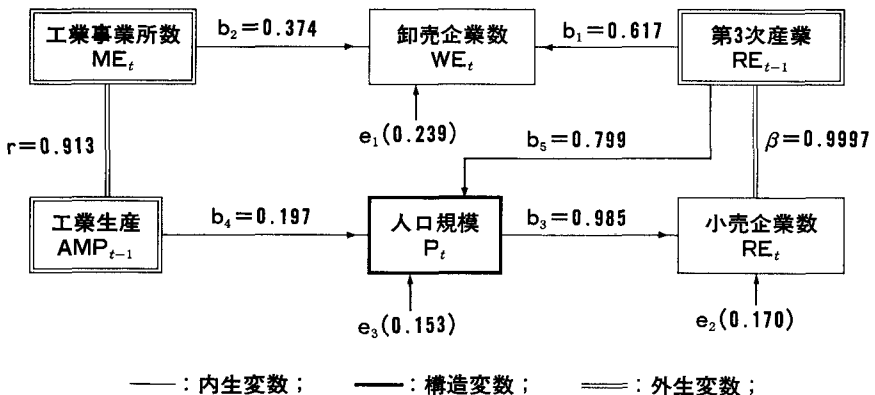
**期間：『工業統計』・『商業統計』(1954-1985) t-検定：5%；

ことは、パラメーターの時間的安定性が高いことを意味している。

AMP_{t-1}と RE_{t-1}の導入は、式(1)にラグ付き変数による動学的な因果関係を定式化することができた。式1)に式2)3)を代入すれば、地域卸売企業数の非逐次的な動学モデルが得られる。だが、パラメーター b₄, b₅の推定値の分散が大きくなっている。そのおもな理由は、第2次産業生産の影響は、60年代初期および80年代以後安定的でなく、式の説明力が高いが、企業数変数に比べて影響パターンが変化している。ラグ付き変数間の因果関係を確かめるために、Grangerの因果関係テスト方法を使って、期間中の各年度データで第3)式に関するF検定を行った(山本, 1988, p. 157-206)。分析の結果、80年以後10%でも有意ではないが、他の年度が5%有意であった。したがって、経済成長の過程で人口集中をもたらす要因は、地域の生産活動の規模とサービス産業の集積度であるといえる。

[生産-流通(卸売-小売)-消費]間の関連性を、図5のような因果パスに分解して示すことができる。外生変数として地域の生産規模と企業数規模が、因果関係全体をよく説明している。二つの外生変数(ME_tと AMP_{t-1})の

図 5 流通空間パターンの動学的因果モデル



相関($r=0.913$)が分析されざるものとし、ラグ付き変数の自己回帰係数が1.0と見なして($\beta=0.9997$)、分析結果が次のように要約することができる。

1) 因果式(II)の説得力は非常に高く、地域卸売と小売企業数の変動は地域の人口規模、第三次産業変数、地域生産規模と地域工業事業所数によってほぼ説明される。

2) 小売空間パターンに対して、人口規模変数の総効果($b_3=0.985$)がきわめて高く、卸売への間接効果($b_1 * b_3(1-b_4)=0.531$)も非常に大きい。

3) 地域卸売企業数に対して、工業事業所変数の直接効果(b_2)は0.374であり、人口規模変数の間接効果の約70%に相当する。また、地域生産活動の拡大の卸売への間接効果は0.121($b_4 * b_3 * b_1$)である。この結論は、弾力性分析の結論とほぼ一致し、動学因果モデル分析のほうが、長期的な効果も考慮するので、流通空間パターンの生産構造の影響をより大きく評価している。

4) 地域生産活動規模変数の卸売に与える直接効果は、0.341($=r * b_1$)と0.374($=b_1$)の間にあり、小売への間接効果の大きさは、0.193($=b_4 * b_3$)である。

5) 人口規模の小売への直接効果は、0.791($b_3-b_4 * b_3$)であり、卸売構造への総効果が0.607($b_3 * \beta * b_1$)である。

6) この動学モデルにおいて、地域人口集中の原因の80%(b_5)は、地域サービス経済活動の拡大にあり、地域生産活動の人口集中効果は全体の20%(b_4)である。

7) このモデルでは、マイナスの影響を与える要因、例えば、立地コストや都市の過密などが考慮に入れてない。流通機能の空間分散化の因果説明はマイナス要因の分析も必要である。

要約すると、流通空間パターンの基本的な決定要因は、人口規模分布である。外生的な影響要因として、生産構造と消費構造だけを考えた場合、後者が前者に比べて、その流通空間パターンへの影響力が2倍から4倍までも強

いのである。また、地域生産規模の卸売業への直接効果が地域人口規模の間接効果より小さい。このことは、卸売空間パターンを論じるさいに、人口分布と地域間人口移動の分析がもっとも重要な課題であることを意味する。また、人口集中と人口分布の変化を引き起こす因果関係をも考えた場合、日本において、地域のサービス産業の発達、とくに小売商業の成長が最も基本的な要因である。

6. 4 探索的データ解析 —— 空間異質性の記述

因果モデルによる流通空間パターンの説明は、パラメーターを推定するための統計手法のいくつかの仮定に依存する。そのなかでも、空間均質性仮定、すなわち誤差分散がすべての地域の観測値に対して一定であるという仮定に重大な問題が含まれている。たとえば、すでに流通機能の空間集中度の分析で明らかになったように、東京や大阪などの中心都市地域の特異性は特に日本の卸売空間パターンに強く影響を与えている。

ここでは、誤差に関する仮定を置かずに、空間異質性を記述したいために、⁽⁵⁾探索的データ解析における二元分析(Two-way analysis)の方法を用いる。二元分析は、繰り返しのない二元分類データを対象とし、データを二つの要因によって記述する方法である(渡辺他, 1988)。

以下では、日本の卸売・小売企業の空間時系列データを対象とし、二元分析の基本モデルである列行和モデルを使って、地域要因と時間要因によってデータの変動を説明する。まず、すべての地域と各年度にわたって一定である企業数の変化は共通中央値で記述する。そして、地域要因は、地域の大き

(5) 平均、分散、積率相関係数が外れ値に対して抵抗性がないため、因果モデルのパラメーターの推定方法は、正規性の仮定を満たすために、データを変換したり、空間異質性を取り除くために、WLSなどの方法を用いて推定する。これに対して、外れ値やデータの構造を探るためには、抵抗性のある要約統計量、たとえば、平均値の代わりに中央値などを用いて分析する。このような形式的な理論にはあまりとらわれず、データの構造を探ろうとするのが、探索的データ解析である。

さ、歴史、地理的な位置や行政機能の集積度などの地域特性であるが、ある地域の特異性がその卸売・小売企業の数に与えている影響の大きさを地域効果である。地域効果が時間的に一定であると仮定される。流通空間パターンにおける空間異質性は、各都道府県の地域効果の大きさと地域要因で説明できない地域卸売・小売企業数の誤差によって記述することができる。また、時間要因は、各年度の特異な外生的影響であるが、地域的に一定であると仮定される。ここでは、各要因の効果に加法性を仮定して、列行和モデルは、次の式(12)で表すことができる。地域効果 A_i と時間効果 T_t を推定するために、中央値を用いた中央精練法と呼ばれる方法が用いられる。この方法は、中央値を基準に各地域の地域効果と各年度の時間効果の大きさを推定し、空時間系列データから、なんらかのパターンを見付け出そうとするものである。

$$WE_{it}, RE_{it} = m + A_i + T_t + r_{it} \quad \dots\dots\dots(12)$$

m : 共通中央値 ; A_i : 地域効果 ; T_t : 時間効果 ; r_{it} : 残差 ;
 地域番号 $i=1,2,\dots,46$; 年度 $t=52,54,\dots,85$;

1952年から1985年までの46都道府県（沖縄を除く）卸売店数と小売店数の空間時系列データで推定した結果は、表7-1・2、図6-1・2と図7-1・2に示されている。以下では、日本の流通空間パターンの空間異質性の具体的な内容を、推定結果に基づいて地域効果、時間効果と残差の大きさから論じる。

卸売の空間異質性 : 52年から85年までの地域卸売店数データを用いて、日本の卸売空間パターンに見られる各地域の特異性がどのぐらい地域の卸売企業数に影響を与えているかという地域効果の大きさを推定した。地域効果の大きい順に並べ変えてみると、明らかに地域卸売商圈中心性と関連した一定のパターンがあることがわかる。熊本の地域効果が0であるということは、熊本の地域効果を基準値にしているからである。地域効果の絶対値は地域の特異性の影響の大きさを示し、符号は影響の方向を示している。すなわち、

地域効果が正の場合、平均的な集中度以上に卸売企業がその地域に立地し、負の場合、地域の卸売企業集中度が平均より低いことを意味する。

小売中心地体系の階層に関する多くの研究がある。商流とくに卸売の取引に関しては、明確に階層的な空間体系をとらえることできないことから、卸売企業の立地選択に対して空間的な距離が重要な要因ではないという考え方

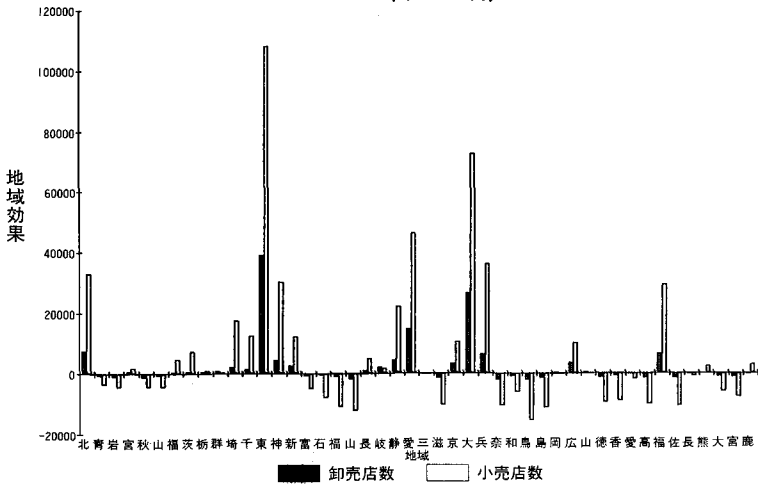
表7-1 地域効果の推定結果 — 二元分析

順位	AJ(WE)	Aj(RE)	Aj(WE)	Aj(RE)
1	東京 39048	東京 108153	24 三重 -55	三重 -250
2	大阪 26486	大阪 72602	25 鹿児島 -186	山口 -384
3	愛知 14689	愛知 46176	26 愛媛 -370	長崎 -986
4	北海道 7532	兵庫 36181	27 長崎 -395	愛媛 -1989
5	福岡 6559	北海道 32970	28 石川 -441	青森 -3628
6	兵庫 6327	神奈川 30352	29 山形 -659	秋田 -4328
7	静岡 4526	福岡 29373	30 富山 -780	山形 -4472
8	神奈川 4452	静岡 21943	31 青森 -806	岩手 -4630
9	広島 3633	埼玉 17394	32 香川 -877	富山 -5050
10	京都 3314	千葉 12321	33 和歌山 -919	大分 -6115
11	新潟 2614	新潟 12209	34 岩手 -1041	和歌山 -6263
12	岐阜 2147	京都 10473	35 大分 -1085	宮崎 -7829
13	埼玉 2040	広島 10133	36 福井 -1225	石川 -7975
14	千葉 1531	茨城 7290	37 秋田 -1285	香川 -9080
15	長野 1030	長野 4914	38 宮崎 -1352	徳島 -9598
16	宮城 882	福島 4744	39 徳島 -1555	高知 -10190
17	群馬 751	鹿児島 2993	40 島根 -1578	滋賀 -10431
18	茨城 671	熊本 2261	41 滋賀 -1617	奈良 10654
19	栃木 637	宮城 1712	42 高知 -1664	佐賀 -10836
20	福島 539	岐阜 1565	43 佐賀 -1680	福井 -10998
21	岡山 397	栃木 1012	44 山梨 1924	島根 -11276
22	山口 393	群馬 348	45 奈良 -2119	山梨 -12292
23	熊本 0	岡山 0	46 鳥取 -2167	鳥取 -15538
共通中央値	$m_{WE}=3234$	$m_{RE}=23875$	中央値 -16	-48

1)「商業統計(1952-1985)」のデータを用いて中央値精錬法によって推定した。

2)時系列比較できるために、沖縄を除いて分析した。

図 8-1 地域効果の推定結果-二次分析
1952-1985(単位:店)



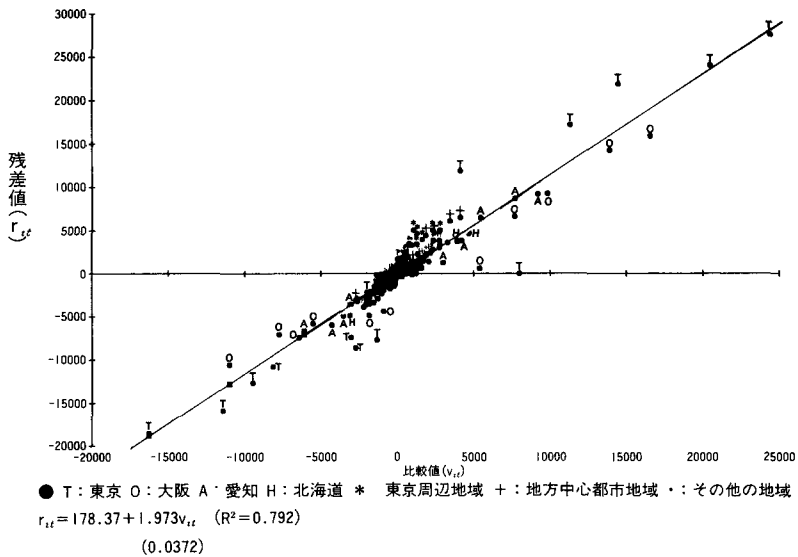
がある。空間異質性という要因は、ミクロ的には卸売企業の立地選択に、マクロ的には卸売空間パターンに、大きな影響を与えている。本稿では、地域卸売機能を収集、中継と分散あるいは物流機能など機能別に分類し、機能別の卸売商圏空間構造を分析することが今後の課題とするが、卸売業全体において、卸売企業数に対する地域効果の大きさを基準に、日本の都道府県を分類することができる。このような「同質地域」的な分類は、地域間の関連性、すなわち流通空間相互作用による「機能地域」的な分類との異同も今後分析課題である。

表7-1と図8-1に示されている各地域卸売店数の地域効果の大きさ $A_j(WE)$ は、流通商圏中心性による各地域の位置づけを示している。最も高い階層の東京、大阪と愛知の地域効果が共通中央値の4.5倍から12倍以上である。10位までの地域効果は、共通中央値の1倍から2倍である。この階層にある二つのタイプの地域が含まれている。一つタイプは、北海道、福岡と広島の本域地方中心都市地域である。もう一つのタイプは、兵庫、神奈川、静岡と京都の三大都市圏の周辺地域である。第3の階層には、埼玉と千葉を除いて地方

方中心都市地域が含まれている。地域効果が負の地域が第4階層に分類されるが、40位以下の地域は、北近畿と山陰地方である。

要するに、地域効果で日本の卸売空間異質性を表すと、卸売企業立地の偏

図7-1 卸売の空間異質性-残差分析の診断図
1952-1985(単位:店)



りがはっきりとわかる。東京、大阪、愛知、その周辺地域と地方中心都市地域という順で、卸売企業が集中的に立地している。卸売機能が最も少ない地域は、北近畿と山陰地方である。

因果分析の結論に基づいて、このような卸売空間異質性が人口と生産の空間分布の偏りから説明できると考える。また、このような空間異質性が高速道路、港湾や鉄道など交通輸送ネットワーク地域産業構成の空間パターンによっても生じている。

次に、地域要因と時間要因で説明できない列行和モデルの残差項から、卸売空間異質性の地域的特徴をみることにしよう。二元分析は、比較値とよばれる値を用いて残差を検討する。比較値 (v_{it}) は次の式(13)によって定義され

図 6-1 卸売の空間異質性-残差分析の診断図
1952(単位:店)

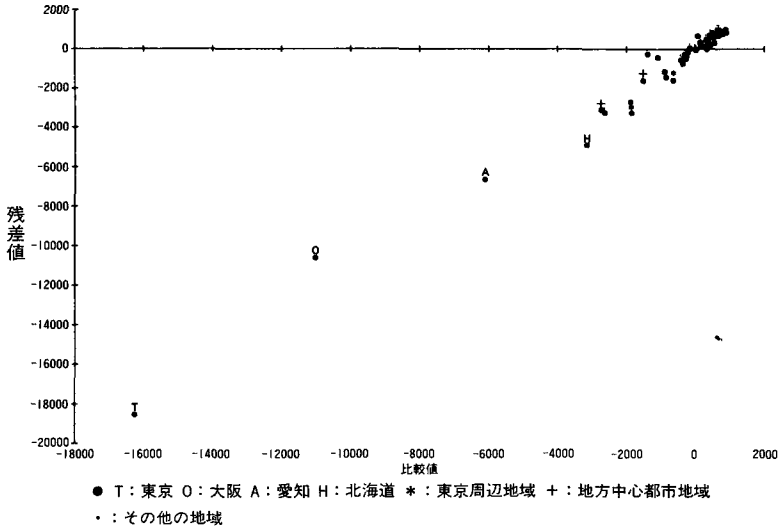


図 6-1 卸売の空間異質性-残差分析の診断図
1982(単位:店)

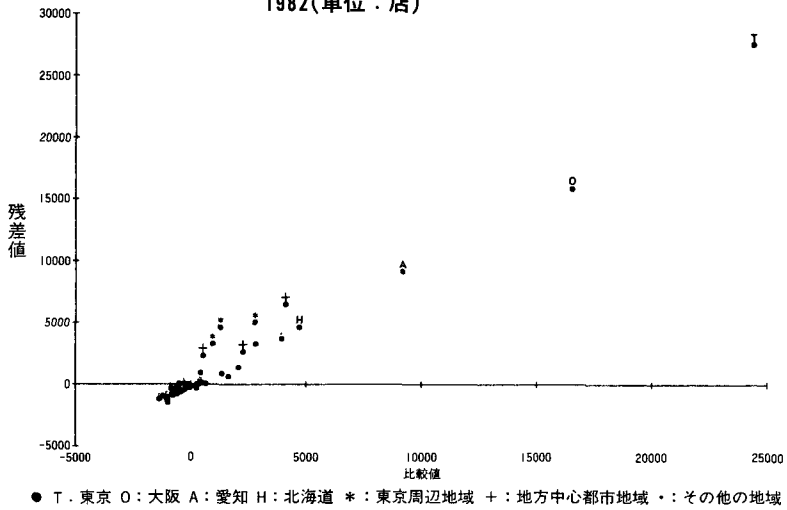


図 6-2 小売の空間異質性-残差分析の診断図
1952(単位:店)

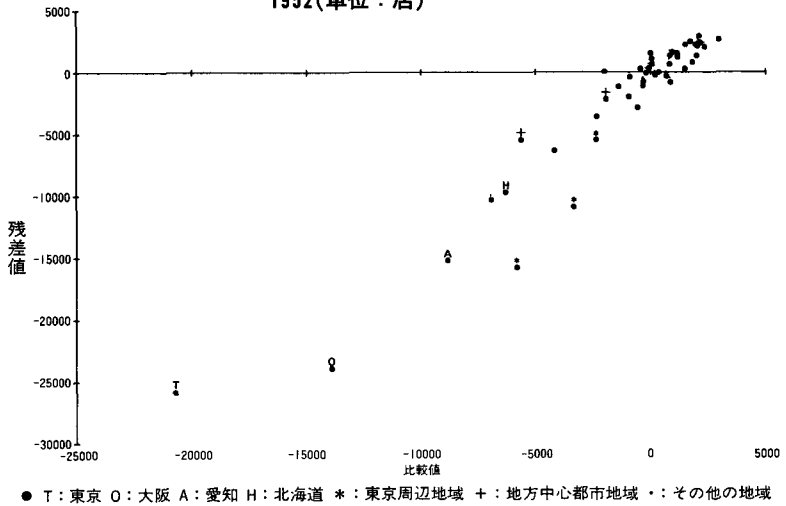
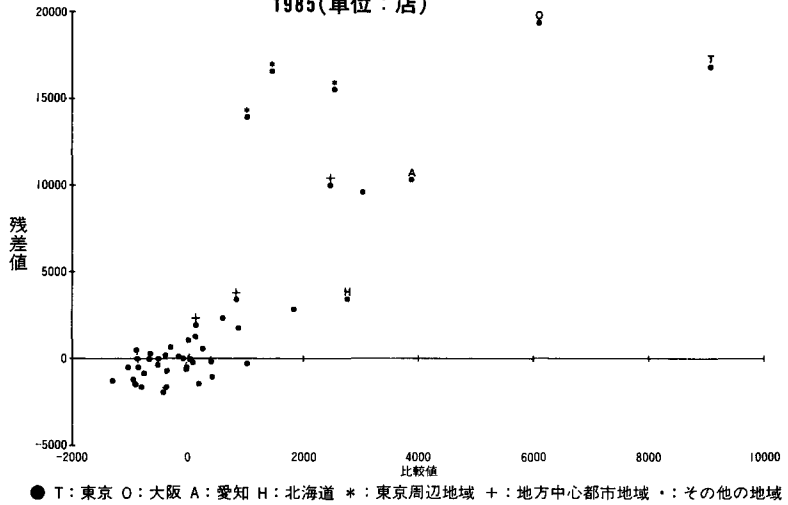
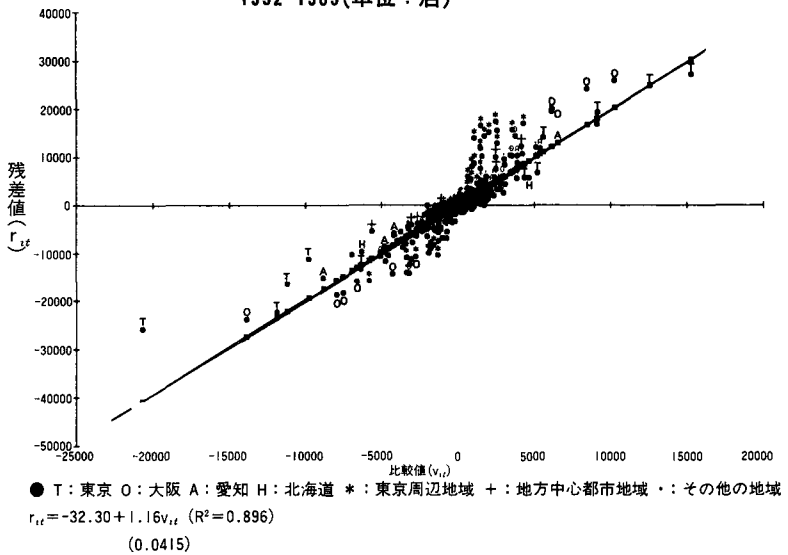


図 6-2 小売の空間異質性-残差分析の診断図
1985(単位:店)



る。比較値の符号から、効果の影響方向がわかる。つまり、共通中央値が正であるから、比較値の符号は地域効果と時間効果の積の符号と一致する。残差の特徴を調べ、横軸に比較値、縦軸に残差をとってプロットして、地域効果と時間効果で説明できない地域卸売店数の変動を分析することができる。図6-1・2と図7-1・2は、表7-1の推定結果に基づいて描いた残差に関する診断図である。

図7-2 小売の空間異質性-残差分析の診断図
1952-1985(単位:店)



$$v_{it} = A_i * T_t / m \quad \dots\dots\dots(13)$$

図6-1は最大と最小の残差値がもつ52年と82年の卸売企業数に関する残差の診断図であり、図7-1は52年から85年までのすべての残差値をプロットした図である。明らかに、残差の絶対値も、東京、大阪、愛知、北海道、三大都市圏周辺地域、広域地方中心都市地域とその他の地域の順で、小さくなっていく。つまり、地域効果の規模が大きければ大きい地域ほど、その卸売企

業数により大きな独自の変動がみられる。線型回帰をあてはめた結果、地域要因の影響方向がきわめて安定していることがわかった。

小売の空間異質性：二元分析と残差分析を日本の地域小売店数の時系列データに適用した結果、小売店数に関する地域効果によって、卸売の空間異質性の場合とほぼ同じような地域分類が得られる。すなわち、東京－大阪－愛知－三大都市周辺地域－広域地方都市地域……－北陸・甲信・北近畿・山陰地方という中心都市規模による地域の階層的なパターンが見られる(図8-1)。卸売の場合と比べて、埼玉、千葉、熊本と鹿児島との順位がかなり上昇していた(表7-1)。小売の場合、東京の地域効果は共通中央値の約4.5倍である。つまり、日本の小売空間異質性は、卸売空間異質性と同様な特徴をもつが、卸売に比べて、地域間の相違が相対的に小さいといえる。

図6-2と図7-2は、残差分析からみた小売空間異質性の診断図である。85年の診断図からわかるように、大阪の残差値が東京より大きくなっている。このような結果は、他の年度の診断図にも見られる。また、神奈川、埼玉と千葉の残差値が東京とほぼ同じ水準にある。つまり、現在では大阪や東京周辺地域の独自の小売店数の変動が特に目立っている。図7-2からもわかるように、地域要因の影響の方向が小売の場合でも安定している。

総じていえば、地域卸売・小売企業数に対する地域効果、すなわち空間異質性への影響に同じような偏ったパターンが存在する。三大都市圏－広域地方中心都市地域……－北近畿・山陰地方という特徴的な地域分類がある。残差分析は卸売企業数と小売企業数の各地域の独自の変動から、日本の空間異質性の特徴をとらえている。その分析結果も中心都市規模別の地域分類という特徴を示している。

時間効果：時間効果の推定結果は、表7-2と図8-2に示されている。この推定結果によれば、52年から85年までの変化に関して、時間効果のほうが地

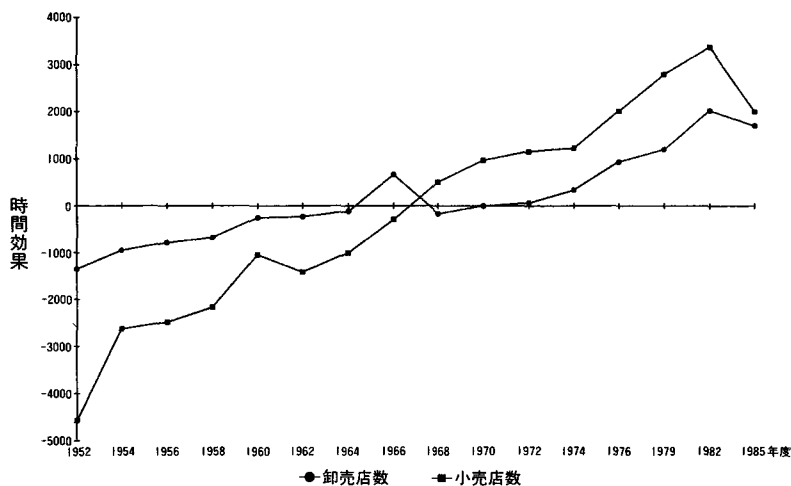
域効果より小さいことがわかる。また、62年、66年と85年を除いて、地域卸売店数と小売店数が増大していたことがわかる。さらに、卸売の場合、66年に大きな変化が見られるが、これは産業分類の組換による影響であると考え

表7-2 時間効果の推定結果——二元分析

年度	1952	1954	1956	1958	1960	1962	1064	1966	
Tt(WE)	-1346	-949	-785	-675	-254	-228	-114	661	
Tt(RE)	-4571	-2625	-2481	-2165	-1044	-1408	-1003	-287	
年度	1968	1970	1972	1974	1976	1979	1982	1985	中央値
Tt(WE)	-166	0	68	340	937	1198	2020	1695	3250
Tt(RE)	507	964	1153	1230	2016	2787	3375	2005	23923

- 1) 『商業統計』のデータを用いて中央値精錬法によって推定した。
- 2) 時系列比較できるために、沖縄を除いて分析した。

図 8-2 時間効果の推定結果-二次分析
1952-1988(単位：店)



られる。小売の場合、54年、60年と85年に時間効果が大きい変化を見せている。表3・4の弾力性分析における Chow-検定の結果、卸売の場合、60、66、68と82年に、そして、小売の場合54、66と85年に因果モデルのパラメーターの変化が認められた。この二つの分析結果をあわせてみると、どのような要因が日本の流通空間パターンに影響を与えているかという時間要因の中身について考えることができる。

60年前後、三大都市圏への転入人口は、最高の年間66万人に達し、その時期から、地方圏への人口分散がはじまったのである。また、65年に名神高速道路が開通し、交通輸送体系に大きな変化が生じた。さらに、82年と85年の間に、小売店数の成長率がはじめてマイナスとなり、日本の流通システムは大きな転換を迎えたのである。こうしてみると、時間効果は、まさにこれらの人口、交通輸送体系や経済構造の日本全体的な変化が流通空間パターンにもたらした影響の大きさを示している。時間効果が時間要因の中央値に比べて全体的に小さい。

図8-2からわかるように、時間効果が正のタイムトレンドをもっている。つまり、さまざまな外生的な影響要因の時間的な影響は、85年まで卸売と小売店数を増大させる方向に作用している。

要 約

本稿の実証分析の課題は、日本の流通空間パターンの動態を記述し、その動態を説明することである。流通を専門的に遂行する卸売と小売企業の活動が、生産と消費との両側から制約を受け、影響される。卸売業と小売業の空間パターンを、その内生的な要因だけでなく、生産と消費の空間パターンの変化から説明しなければならない。本稿の分析で得た重要な結論の一つは、日本の流通空間パターンが人口空間分布と人口移動パターンの変化によって強く影響されることである。地域の生産構造と産業構成の変化の影響が、日本の流通空間パターンを説明する上で重要ではあるが、長期的にその影響度

が低下している。しかしながら、簡単な因果モデルと地域企業数あるいは年間販売額の二つの変数による動学分析の結果には、「都市化の発展段階モデル」のような単純な結論以上に、複雑なものがある。

段階モデル仮説は、流通空間構造の動態を「都市化の発展段階モデル」に示される人口空間分布の変化に関連つけたものである。日本の流通空間パターンの動態を分析した実証結果は、地域卸売・小売企業数と地域人口規模という関連性の強さを明らかに示している。

第1には、人口の空間パターンの変化が、経済発展過程における流通空間構造の変化を引き起こす基本的な外生要因であるという説明は、一地域に限らず、日本全国にも適用できるであろう。もっとも顕著な例は、東京圏での小売分散化である。

第2には、日本の流通空間集中度は、非常に安定的な時間傾向を示している。だが、地域企業数で測った場合、空間集中傾向にあり、空間集中度が高くなっている。これに対して、活動規模で測った場合、空間分散化傾向にある。卸売空間パターンは、全体的に高い空間集中度を維持しながらも、東京圏の成長と大阪圏の衰退、企業立地の空間集中と活動の空間分散などの複雑な変化を内容として、さまざまな変化を示している。これに対して、小売の空間パターンは、基本的に人口の空間分布と空間移動パターンに従って変化している。

したがって、流通機能の空間集中と分散化の分析は、段階モデル仮説を直接的に検証できたというよりも、その背後にある因果関係を解明し、日本の流通機能の空間集中と分散化が、経営規模、活動規模、地域別に異なったパターンで起こっている変化プロセスの様相を明らかにしたのである。ここでいう流通分散化現象は、おもに活動規模変数で測った変化を指している。

第3には、経済発展の過程で、生産構造の変化よりも、消費構造の変化が流通空間構造に大きな影響を与え、しかも、そのインパクトが増大している。日本の流通空間パターンにおける地域の〔工業事業所数－卸売店数－小売店

数—人口規模]という因果関係が時間的な安定性を示している。

第4には、空間異質性が流通空間パターンのもう一つの重要な側面である。特定地域への人口と生産の集中は、流通空間パターン全体に強く影響を及ぼす。[三大都市圏—広域地方中心都市圏—一般都市圏]という階層的な都市構造は依然として維持されている。全体的に、時間要因の効果も認められるが、地域要因の影響が特に大きい。日本の流通空間異質性をもっとも示しているのが、「東京—極集中」現象に現れている東京圏の地域効果の大きさである。

第5には、本稿の分析結果から、日本の小売空間パターンの変化プロセスが、[大都市地域への集中—周辺都市地域への分散—大都市圏への再集中]という段階モデルで記述できることをほぼ解明できたといえる。しかしながら、この検証は、地域内の因果関係だけでなく、地域間の関連性を明らかにする流通空間相互作用分析の結果も見る必要がある。

最後に、流通空間パターンの分析の今後の課題として、地域内部の流通構造と都市システムの分析があげられる。本稿の課題から少し離れるが、都市システムの変化プロセスの解明がマクロ的な流通空間パターンの説明にとって重要であることは明らかである。たとえば、郊外化あるいは再都市化の過程を分析し、都市内部と都市圏内部の人口移動パターンがいかに東京圏内部での流通機能の特異性を形成したかを明らかにする。都市圏レベルの分析では、都市内部の分析が中心となり、他の地域からの影響を分離することができないため、流通空間パターンの動態に関する一般的な説明が不可能である。したがって、本稿での分析は、地域内部の流通構造、都市システム分析とは、補完的な関係にある。⁽⁶⁾

総じていえば、日本の流通空間パターンは生産構造と消費構造の基本変数

(6) 都市システムモデルと日本の都市構造の変化に関して、富田(1988)は構造変容モデル、3大都市圏の構造変容研究に分けて論じている。

によって説明することができる。しかも、その因果関係はかなり安定している。流通空間構造に関する動学的な因果関係の解明は、地域内部構造の特徴と地域間関係の変化の分析を基礎に置かねばならないのである。今後の課題は、流通空間相互作用の動態から、日本の流通空間構造の変化を明らかにすることである。

参 考 文 献

- [1] Anselin, L. (1988), Spatial Econometrics: Methods and Models.
- [2] Asher, H. B. (1976), Causal Modeling. 広瀬弘忠訳: 『因果分析法』.
- [3] Bennett, R. J. (1979), Spatial Time Series.
- [4] Bennett, R. J. et al. (1985), "Spatial Structure, Spatial Interaction and Their Integration," Environment and Planning A, Vol. 17, pp. 625-645.
- [5] Blalock, Jr. H. M. (1969), Theory Construction.
- [6] Bucklin, L. P. (1972), Competition and Evolution in the Distribution Trade.
- [7] Chow, G. C. (1960) "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in two linear Regression", Econometrica, Vol. 28, No. 3, July.
- [8] Hanning, R. (1986) "Income diffusion and Regional Economics" in D. Griffith, R. Hanning, ed. Transformations Through Space and Time.
- [9] Openshaw, S., P. Taylor, (1981) "The Modifiable Unit Problem", in N. Wrigley and R. Bennett, ed. Quantitative Geography.
- [10] I. Prigogine, I. Stengers (1984), Order out of Chaos.
- [11] 石川義孝 (1988) 『空間的相互作用モデル—その系譜と体系—』.
- [12] 北村嘉行・寺坂昭信(1979) 『流通・情報の地域構造』.
- [13] 黄 磷(1989a)「小売流通在庫の動学分析」 『六甲台論集』 36-1.
(1989b)「日本経済における在庫投資と流通在庫」『六甲台論集』36-2.
(1990) 「小売企業在庫投資の規定要因」 『六甲台論集』 36-4.
- [14] 佐和隆光(1979a) 『増補・数量経済分析の基礎』.
(1979) 『回帰分析』.
- [15] 佐和隆光・小林正人(1986) 「パネルデータによる経済分析: 展望」,
林周二・中村隆英編 『日本経済と経済統計』.

- [16] 田口時夫(1984)『経済分析と多次元解析』.
- [17] 田村正紀(1976)『現在の流通システムと消費者行動』.
(1986)『日本型流通システム』.
- [18] 富田和暁(1988)「我が国大都市圏の構造変容研究の現段階と諸問題」
『人文地理』40-1.
- [19] 森川洋(1985)「人口移動からみたわが国の都市システム」,『人文地理』37-1.
- [20] 安田三郎, 海野道朗(1977)『社会統計学・改訂2版』.
- [21] 山本 拓(1988)『経済の時系列分析』.
- [22] 渡辺 洋他(1988)『探索的データ解析入門』.

明治期鐘淵紡績株式会社の綿糸販売について

矢 倉 伸太郎

1. はじめに

企業が社会的存在であるということは、自明のことではない。企業が社会的存在であり社会的責任を果していることの確認の一方法としては、その生産し販売する製品つまり商品が消費者に受け入れられるかどうかを検討することが必要であろう。そのためには企業の販売活動はその生産された製品を単に販売するだけでなく、消費者からの商品についての種々の意見を参考にして製品を改良していくことが大切であろう。

本稿は明治期の鐘淵紡績株式会社⁽¹⁾（以下鐘紡という）の綿糸販売活動の実態とその活動が上述の意味を持つか否かの考察を目的とする。

本稿の構成はつぎのようである。まずどのような綿糸が商品として生産されたのかを明らかにする。そしてこれらの綿糸が販売された市場を調べる。その後販売を担当した人々とその販売上での取引条件の一端を明らかにする。最後に鐘紡の行った広告・宣伝と品質向上との関連を考えてみたい。

2. 商 品

A. 16番手

第1表は鐘紡が生産した綿糸のうち16番手と20番手だけについてその生産

(1) 商法施行以前の26年（年号の明治は省略する。以下同じ）までの社名は鐘淵紡績会社である。

第1表 生産高

（梱）

明治	16番手	20番手	その他とも合計
26	3,113	4,916	16,990
27	5,013	3,488	20,670
28	3,928	5,764	23,019
29	6,914	7,441	25,523
30	21,702	16,296	55,569
31	27,800	15,823	63,558
32	46,829	13,918	87,349
33	47,515	25,117	104,994
34	44,530	37,134	109,639
35	43,082	36,104	115,657
36	62,406	48,741	158,548
37	53,552	42,779	159,499
38	70,225	40,064	188,547
39	70,353	39,535	185,682
40	72,927	39,790	188,109
41	48,673	31,764	168,339
42	71,732	27,248	192,112
43	79,268	27,842	214,637
44	78,204	35,083	236,731
45	79,311	35,508	277,640

〔出典〕『大日本綿糸紡績同業联合会報告』（26～34年），『大日本綿糸紡績同業联合会月報』（35年1月～11月），『大日本紡績联合会月報』（35年12月～）。

〔備考〕26年～33年までは貫表示のため48貫＝1梱として換算。

高を表したものである。

まず16番手からみていこう。

26年から29年までは3,000梱から6,000梱台の生産高であり、これは同時期の総生産に占める割合では17～27%であった。その後30年にはその生産高は21,702梱と激増した。そして32年には46,829梱、36年 62,406梱、38年 70,225梱と年により変動はあるものの増加傾向にあり、45年には79,311梱となった。これらの年次のうち32～33年、36年と44年の増加は他企業の合併・買収によるものであった。なおこれら年次の生産高の総生産高に占める割合は29年 27%、30年 39%、32年 54%と増加していった。その後33年には45%、36年 39%、38年 37%、41年 29%と減少していった。42年には37%、43年 33%と30%台であったが、45年には29%と減少していった。

このように16番手の総生産高に占める割合は、26年から29年までは20%前後であったが、30年からは、41年の28%と45年の29%を除けば、常に30～50%台にあり16番手は鐘紡の主力商品であった。

なお29年から30年にかけて16番手の生産高が6,914梱から21,702梱へと激増しているが、これは29年10月に兵庫分工場（後に兵庫支店となる）が本格的に操業を開始しことによるものである。兵庫工場の29年から32年の生産状況⁽²⁾をみると16番手の生産高と同工場の総生産高はつぎのようである。29年 2,698梱 4,713梱、30年 18,410梱 33,134梱、31年 25,034梱 42,245梱、そして32年 38,791梱 57,468梱であり、兵庫工場の総生産高に占める同工場の16番手の生産高の割合はそれぞれ 39%、85%、90%、83%であり、第1表にみられる鐘紡の全生産高においても29年～32年にかけて60%前後を占めており兵庫工場の地位が大きいことを示していよう。

B. 20番手

わが国の紡績業において20番手の生産が本格的になるのは、23年の「恐慌」

(2) 『大日本綿糸紡績同業联合会報告』各号による。

を体験した後インド綿花の使用が一般化してからのことである。

さて鐘紡における20番手の生産高についても第1表によりながらみていくことにする。

26年から29年にかけて20番手の生産は3,000梱～7,000梱であった。その後30年には16,296梱と前年に比べて2倍強の激増をみた。31年、32年は共に停滞したものの33年には25,117梱、34年 37,134梱、36年には最高の48,741梱の生産を記録し、38年から40年にかけて40,000梱前後の生産高となった。その後42年と43年には27,000梱台となったが、44年～45年にかけて35,000梱台とその生産を回復した。

このような各年次の生産高を総生産に占める割合でみれば、27年の17%、32年の16%を除けば26年から33年までは20%台であった。34年から35年にかけては30%台へと増加したが、それ以後は37年 27%、41年 19%、43年 13%、45年 13%と減少傾向にあった。しかし41年以後総生産に占める割合は減少したとはいえ鐘紡の生産綿糸の中では16番手についての主力商品であったといえよう。

なお20番手の生産においても16番手同様29年から30年にかけて生産高が7,441梱から16,296梱へと激増しているが、これも16番手同様兵庫工場の操業によるものといえよう。すなわち兵庫工場の20番手の生産高と同工場の総生産高に占める割合について16番手と同一の資料からみても、29年 441梱 6%、30年 7,070梱 43%、31年 8,630梱 67%、32年 6,973梱 66%であった。また鐘紡の全生産高に占める割合はそれぞれ29% 6%、30年 43%、31年 55%、32年 50%にあたり、20番手生産においても兵庫工場の地位は高かった。

3. 市場

A. 概観

第2表は鐘紡の内部資料により綿糸の販売先（輸出版売か国内販売か）別

第2表 販売高

(梱)

明治	輸 出			国内	合計
	韓国	その他	小計		
26		151	151	9,384	9,535
27		1,448	1,448	18,703	20,151
28					22,930
29					22,867
33	2,878	50,898	53,776	50,784	104,560
34	2,378	48,685	51,063	59,059	110,122
35	1,812	44,053	45,965	72,927	118,792
36	610	88,904	89,514	70,704	160,218
37	537	68,102	68,639	91,347	159,986
38	425	81,276	81,701	107,401	189,102
39	310	69,172	69,482	116,670	186,152
40	505	60,666	61,171	125,458	186,629
41	3,804	21,170	25,014	141,923	166,897
42	3,751	47,349	51,100	141,474	192,574

〔出典〕26～29年は「実際報告」、33～42年は「営業成績報告書」。

〔備考〕空白は不明、販売高の26年は下半期のみの数値。輸出のうちのその他についての詳細は不明。

の販売高について示したものである。これによりながら鐘紡の販売先を概観していこう。

26年から27年にかけてはその販売高の殆ど全てが国内での販売であった。その後33年になると輸出は53,776梱と全販売高104,560梱の49%を占めるようになった。34年も全販売高110,122梱に対し輸出は51,063梱と47%、35年も全販売高に占める輸出高は39%、36年のそれは56%と高率であった。37年、38年には輸出の割合は40%台となり39年、40年にはそれが30%台に減少し41年には輸出不振に伴って全販売高166,897梱の15%にあたる25,014梱しか輸出されなかった。翌42年には輸出率は27%と回復した。

このように33年から40年にかけては36年をピークとして全販売高の40%弱から50%強もの輸出率であったことはこの時期いかに鐘紡が輸出に活路を見出していたかがわかっていこう。

B. 国内市場

国内市場からまずみていこう。

鐘紡は22年8月1日より綿糸販売を開始したが、これに先立って22年7月に営業開始についての広告を新聞に掲載している。⁽³⁾これによれば13店の洋糸問屋と取引があったことがわかる。この13店の綿糸問屋の住所は東京が12店で残りの1店は愛知県下の知立であった。なおこれらの綿糸問屋の営業圏が不明のため綿糸の最終需要先が判明しない。

その後23年9月頃の鐘紡の綿糸需要先としては「東京、千葉、埼玉、群馬、神奈川、栃木、茨木、⁽⁷⁷⁾山形、宮城、福島、岩手、秋田、青森、新潟、山梨、静岡、愛知」の各地方であった。⁽⁴⁾これによるとこの時の鐘紡の綿糸需要先は会社の所在地（東京府南葛飾郡隅田村）のある東京を中心として東北、関東、中部の各地方にまでその市場が拡大していることがわかる。

なおこのうちの愛知には前述の知立が含まれるのかどうかかわからないが、同社の『実際報告』の23年下半期には、名古屋地方にも依託販売を試みたところがある。

その後34年下半期の『営業成績報告書』に「…当社製糸ノ勢力範囲ニ末ダ北陸地方ヲ包括シ得ザルカ如キハ単ニ其供給此地方ノ需用ヲ充タスニ及ブ能ハザルノミ……」とあるが、これはこの時期には同社の販売市場が全国的な規模にまで拡大していたことを示すものであろう。このような販売を全国的に展開できるようになったのは、前述したように29年10月より営業開始した兵庫工場の存在が重要となったことは間違いないものといえよう。

(3) 「東京日日新聞」 22年7月21日。

(4) 『聯合紡績月報』 第18号（23年10月刊）。

その後35年9～10月にかけて九州地方の九州，博多絹綿ならびに中津の各紡績会社を合併した結果，後述の如くこらら3社が有していたそれぞれの販売先も引継ぐこととなり九州地方での市場圏をより強固なものとしたことは当然といえよう。

明治末年の45年頃の鐘紡の綿糸（28，30，32の各番手）を扱う綿糸問屋，地方の糸商ならびに綿糸の実際の需用家である機業家の所在地は同社所蔵の資料によれば以下の様であった。

綿糸特約問屋

大阪市，東京市，名古屋市，広島県福山市，福岡市，久留米市，熊本市，長崎県島原町，大分県中津町，佐賀県牛津町，福岡県小田村

地方の糸商

名古屋市，愛知県一の宮町，同津島町，岐阜県羽後郡，奈良県高田町，広島県福山市，岡山県灘崎村，同琴浦町，徳島市

機業家

名古屋市，愛知県一の宮町，同奥町，同起町，同古知野町，同黒田町，同布袋町，同扶桑村，大阪府八尾町，奈良県高田町，同御所町，同八木町，三重県松坂町，広島県川南村，同森脇村，同岩成村

これらのうち機業家は実際の需要者であるのが，綿糸問屋や糸商は販売人であり，どの地方にまで販売するのか不明であるが，東京市の綿糸問屋の販売圏が東北地方にまで及ぶとすればこれらの綿糸問屋だけでも殆んど全国を網羅するものといえよう。

C. 輸出市場

つぎに輸出市場をみていこう。

前述したように鐘紡は同社の資料によれば33年から40年にかけて販売高に占める輸出高の割合が30～50%台にあったことが判明し，同社の綿糸販売における輸出の重要性をうかがうことができた。それでは一体いつごろから同社では綿糸輸出を行う様になったのであろうか。

同社が綿糸輸出を行うようになったのは26年下半期のことであった。『実際報告』の26年下半期によれば「当半季間試売ノ為メ清国上海及香港へ輸送シタル製糸ハ百五拾壹個（四百英斤入）ニシテ其売上価格ハ拾手最高七拾六円五拾銭最低六拾五円貳拾銭十四手金七拾九円六拾銭ナリ」とあり、この時期はあくまで試売であった。このことは『国民之友』の第191号（23年5月23日）によれば「三井物産は去16日横浜出帆の英船プレコンシャイン号にて鐘淵紡績会社製造11手紡績糸10個宛を試みのため香港及上海へ輸出し……」とあり

第3表 輸 出 高

(梱)

明治	16番手	20番手	その他とも合計
30	14,780	5,980	20,789
31	22,699	6,521	30,092
32	43,201	9,452	56,165
33	34,687	12,226	50,151
34	34,304	14,298	49,050
35	31,867	12,027	44,081
36	49,477	13,403	63,049
37	38,597	21,486	60,180
38	52,135	20,145	69,331
39	51,588	15,834	69,382
40	46,223	14,168	61,221
41	20,848	3,948	26,840
42	44,237	3,677	50,143
43	52,374	1,756	56,086
44	57,313	711	59,750
45	61,235	2,407	69,221

〔出典〕30～36年は『大日本綿糸紡績同業联合会報告』、『大日本綿糸紡績同業联合会月報』ならびに『大日本紡績联合会月報』、37年以後は『綿糸紡績事情参考書』による。

船積みされたのは26年5月の事であった。

つぎに輸出市場において需要される綿糸についてみてみよう。

第3表が鐘紡の輸出を16番手と20番手についてみたものである。⁽⁵⁾

これによりまず第1表の16番手の生産高に占める輸出高の割合についてみていこう。30年 69%，31年 82%，32年 92%，33年 73%，34年 77%，35年 75%，36年 79%，37年 72%，38年 74%，39年 73%，40年 63%，41年 43%，42年 62%，43年 60%，44年 73%，45年 77%であった。これによると41年は43%と輸出率が低かったが、これは輸出不振のため国内市場に販売される数量が大きかったためであろう。これ以外の年次は60～90%台であり特に32年には92%もの高率であった。このために鐘紡においては、16番手は輸出するために生産されていると考えても、あながち間違ではない様に思われる。

つぎに20番手についてもその生産高に占める輸出高の割合についてみてみよう。30年 33%，31年 41%，32年 68%，33年 49%，34年 39%，35年 33%，36年 28%，37年 50%，38年 50%，39年 40%，40年 36%，41年 12%，42年 13%，43年 6%，44年 2%，45年 0.8%となっている。これによると輸出率の高いのは32年の68%であり、この32年は16番手の輸出率も高かった。一方輸出率が低いのは45年の0.8%であるが、41年から目立って減少していることがわかる。それまでは36年の28%を除けば30%以上であった。

またこのような16番手と20番手の輸出高は、紡績联合会加盟会社全体からみてどの程度のものであったのかを、加盟会社の16番手ならびに20番手の輸出全数量に占める、鐘紡の16ならびに20番手の輸出高の割合を第3表と同一の資料からみるとつぎのようになっている。まず16番手からみていくと、30

(5) この第3表は大日本綿糸紡績同業联合会ならびにその後身である大日本紡績聯合会の調査した数値により作成したものであり、第2表の輸出高と大きく相違している年次があることをあらかじめおことわりしておく。

年 27%, 31年 19%, 32年 26%, 33年 39%, 34年 42%, 35年 41%, 36年 35%, 37年 24%, 38年 27%, 39年 32%, 40年 27%, 41年 21%, 42年 26%, 43年 25%, 44年 37%, 45年 29%であった。これからみる限り鐘紡が輸出する16番手は加盟会社全体の約20~90%を占めていたといえよう。同様に20番手についてみると 30年 12%, 31年 8%, 32年 12%, 33年 23%, 34年 37%, 35年 40%, 36年 36%, 37年 51%, 38年 47%, 39年 47%, 40年 41%, 41年 14%, 42年 7%, 43年 2%, 44年 0.9%, 45年 2%となっていた。これによると37年から40年にかけて鐘紡の20番手の輸出は加盟会社内でも高位にあった。

つぎに輸出先であるが 26年の最初の輸出先は中国の上海と香港であったことは前述の資料からわかる。その後40年には鐘紡の中国での市場として上海、天津があげられており、45年の中国での市場としては上海、天津の外に青島、芝罘、大連が仕向先となっていた。このうち青島と芝罘は元来絹糸紡績株式会社の販売先であったが、44年に鐘紡が同社を合併したため鐘紡の市場となったものである。このように輸出市場においても国内市場同様他企業の合併・買収により市場を獲得することができるため合併・買収のもつ意義は大きいものがあるといえよう。

さて、第2表によれば33年から韓国への輸出が行われているが、これについては33年下半期の『営業成績報告書』に「朝鮮国へ製糸輸出ノ事ハ本年三月ヨリ鋭意売込ニ努メ」とあり販売先の開拓に努力していることがわかる。

4. 販売活動

A. 取引綿糸商

a. 国内取引

鐘紡は22年8月1日よりの綿糸販売開始にあたって東京ならびに愛知県知

(6) 大蔵省『明治40年外国貿易概覧』ならびに『明治45年外国貿易概覧』。

立の綿糸問屋と取引があったことは前述した。23年11月には綿糸商は紡績業者の団体である大日本綿糸紡績同業联合会への入会が認められた。このように紡績業者にとっては実際の綿糸需要者である織布業者への販売を担当する綿糸商との協力関係を早くから結んでいた。

鐘紡においてもその後の綿糸代金の売掛先からみると33年には三井物産、鶴岡助次郎、薩摩治兵衛らの東京の綿糸商、34年には八木与三郎、前川善三郎、平野平兵衛、伊藤孝太郎らの大阪の綿糸商らと取引していた。⁽⁷⁾

さて一般には30年頃の東京地方、紡績会社は綿糸商との取引は行方が織布業者との取引は原則として行わないといわれていたが、鐘紡の場合前述の22年7月の新聞広告によれば、この当時は直接織布業者に販売したようである。この自社直接販売制度はいつごろまで続いたのか判明しないが、33年に東京本社の工場長となった藤正純の記録によれば、地方の織布業者との直接取引は会社にとって手数料がかかるので、東京の糸屋から購入するよう返事したとあり、この頃には既に自社販売は行っていなかったと思われる。

なお紡績会社と綿糸商との取引は、紡績会社の販売担当者が直接綿糸商を訪問し取引を行ったといわれている。⁽¹⁰⁾

b. 輸出取引

輸出取引の場合、綿糸問屋で輸出業を兼営する商人が輸出を行う場合の外紡績会社が行う輸出もあった。⁽¹¹⁾

鐘紡の場合26年5月に三井物産の手を経て上海、香港に試売したことは前述したが、27年5月に三井物産から輸出綿糸一手販売契約の提案を受けたと言われるが鐘紡がこれを承認したかどうかは不明である。⁽¹²⁾

(7) 『営業成績報告書』 33年～34年。

(8) 高等商業学校『綿花綿糸売買慣習取調報告書』 明治32年 29頁。

(9) 藤正純氏述 大内英三手記 『藤正純奉公話』 72頁。

(10) 『須子亥三郎氏誌』(日本紡績協会所蔵) 90～93頁。

(11) 『大日本綿糸紡績同業联合会報告』 第79号。

(12) 高村直助『日本紡績史序説』 上 塙書房 昭和52年刊 226頁。

さて33年下半期には韓国へ綿糸の試売を行ったことも前述したが、この時は韓国在留の日本綿糸商人との取引であった。

B. 取引条件

a. 国内取引

それではこれらの取引綿糸商とはどのような取引条件で取引を行ったのであろう。まず国内の業者との場合についてみてみよう。

鐘紡は35年9月から10月にかけて九州地方の九州紡績、博多絹綿紡績と中津紡績の3社と合併したが、これに伴いこれら被合併企業のうちの九州紡績が取引していた綿糸商のうちの幾人かと35年10月より綿糸売買契約を結んで⁽¹³⁾いる。いまこれらの綿糸商が鐘紡と締結した契約から当時の取引条件について検討していこう。

この売買契約は合計22人の綿糸商と締結したことになっているが、契約書の条文は全て同一のものである。

さて条文は全部で11条から成立っており、鐘紡を売主とし綿糸商を買主とするものである。顔をさけるためいま主要な条文を中心としてその概要を述べることとする。

第二条 貨物ハ売主ノ工場庭渡シトス……但売主ノ差支ヘナキ限り買主ハ受渡工場ヲ指定スル事ヲ得

第三条 代金ハ貨物ト引換ニ支払ヲナスコト

第六条 買主ハ売主ノ製糸ノ外他紡績糸ヲ取引セザルコト 但売主ガ製造セザル綿糸ノ種類ハ此限りニアラズ

第七条 売主ハ買主ガ売主ノ製糸ヲ専売スル報酬トシテ売主ノ規定セル決算期毎ニ取引俵数ニ応シテ左ノ割戻ヲナスコト

五百俵以上 壹俵ニ付 金拾銭

(13) 鐘紡所蔵資料ならびに「福岡日日新聞」35年1月10日の九州紡績株式会社の取引綿糸商が掲載した広告による。

壱千俵以上	全	金拾五銭
貳千俵以上	全	金貳拾銭
参千俵以上	全	金貳拾五銭
四千俵以上	全	金参拾銭

第九条 買主が本契約第六条ニ違背スルトキハ売主ハ第七条ノ割戻ヲ取消シ取引ヲ謝絶スベシ 仮令買主ニ於テ直接他紡績糸ヲ取引セスト雖モ他人名義其他ノ方法ヲ以テ間接ニ取引ヲナシタル場合モ亦同シ

第十一条 本契約ハ無期限トス 但双方合意ノ上ハ條項ノ改訂ヲナスコトヲ得……

以上である。これによれば綿糸は鐘紡の工場渡しであり、代金は綿糸の引取り時に清算する。綿糸商は鐘紡が製造している種類の綿糸以外の綿糸は如何なる場合でも取扱うことはできない。もし取扱えば取引高に応じての割戻を受取ることができない。そしてこの契約は鐘紡と綿糸商両者の合意がなければ無期限に続くものであるということになる。

他会社の同種類の契約との比較をしなければこの様な契約は紡績会社、綿糸商にとってどの様な影響をもつものかは判断できないが、この契約だけを考えれば①第参条の代金支払は現金か手形どちらの支払かの明記はないが、綿糸商にすれば従来よりの慣行とはいえ未実現の売上を紡績会社に前渡しすることになる。②綿糸商は鐘紡が生産する種類の綿糸は、他紡績会社の綿糸を取扱えないため、割戻しはあるとしてもこれ以上の商機がある場合でもこの契約に束縛される。③契約期間が無期限であり双方の合意がなければ改訂できないため、例えば割戻し額の見直しなども双方の利害が一致しなければ行われにくい、などの点があげられよう。

以上のような内容をもつこの契約は概していえば綿糸商にとって決して有利なものとはいえないであろう。

この外39年10月に締結された鐘紡と福岡の綿糸商である城崎新太郎との間の21手綿糸一手販売特約契約においても、⁽¹⁴⁾ 第一条で城崎の引取るべき最低

の数量が決められている。第二条で城崎は鐘紡が生産計画をたて易くするため前月末迄に次月の引取り数量を鐘紡に報告しなければならない。第五条で契約は無期限であるが鐘紡はいつでも3ヶ月前の予告で解約できるが、城崎は如何なる場合でも鐘紡の承諾がなければ解約できない。第六条で城崎は鐘紡へ違約した場合の損害保証として信認金1,000円を差入れる。などの条項があり、これらをも綿糸商にとって決して有利なものとはいえないであろう。

なお城崎との間では、九州紡績株式会社当時には綿糸代金の支払としては現金が原則であるが、掛売や手形支払を認める場合もあり、その場合城崎は会社に抵当を入れていたが、九州紡績が鐘紡に合併された後ものこ契約は引き続き結ばれた。この様に売約保証金を入れさせた綿糸商の例としては、八木与三郎、伊藤孝太郎等があるが、この制度が一般的かどうかは判明しない。

b. 輸出取引

つぎに韓国における綿糸販売のために仁川在留の綿糸商と締結した契約から輸出取引における取引条件について検討してみよう⁽¹⁷⁾

34年2月24日付で締結された契約は仁川港在留の久野勝平、赤松吉造、河野竹之助、鬼頭兼二郎と貞安倉吉の5人を甲とし、鐘紡を乙とする綿糸売買契約である。本文は全10条で主要な条文はつぎのようである。

第参条 約定荷物ノ受渡ハ乙方ヨリ甲方指定ノ荷扱店へ荷物ヲ送り届ケ其荷物預リ証ヲ受取り之ヲ五十八銀行ニ呈出シ代金ヲ領収シタル時ヲ以テ終了シタルモノトス

第五条 甲方ハ先物約定荷物ニ対シ保証金トシテ壹欄(貳拾玉入貳俵)ニ付キ金参円以上拾五円以内ノ範囲ニ於テ乙方ヨリ……………請求スルトキハ五

(14) 鐘紡所蔵資料。 (15) 鐘紡所蔵資料。

(16) 『営業成績報告書』35年、36年。

(17) 鐘紡所蔵資料。

十八銀行ヨリ乙方ノ領収書引換ニ即時支払フコトヲ約諾ス

第六条 乙方ハ毎半季末甲方トノ内ニ約定成立シ取引決了セル荷物ニ対シ左ノ割合ニヨリ割戻金ヲ計算シ払戻ヲ至ス可シ

壹万円以上五万円以下	売上金ニ対スル	千分ノ参・七五
五万円以上拾万円以下	全 上	千分ノ四・〇〇
拾万円以上貳拾万円以下	全 上	千分ノ四・貳五
貳拾万円以上参拾万円以下	全 上	千分ノ四・五〇
参拾万円以上四拾万円以下	全 上	千分ノ四・七五
四拾万円以上	全 上	千分ノ五

第九条 甲方若シ乙方以外ノ紡績会社又ハ一個人ト乙方以外ノ紡績会社ニテ製造シタル綿糸ノ取引ヲシタルトキハ乙方ハ第六条ニ規定スル割戻金ヲ甲方ニ払戻ナサザルモノトス

以上のほか契約期間は締結日より一ケ年であり、また契約の更改についての条項はなかった。なおこの契約について久野勝平らは2月23日に鐘紡に対し、第九条は「貴社ノ御都合ニテ設ケラレタルモノニシテ自分等ニ於テ場合ニ依リ他綿糸取扱フト雖モ契約書第六条ニ規定アル割戻金ハ特別ヲ以テ払戻シ方実行相成候事ヲ御承諾ノ旨御記入被下度候也」との申し入れを行った。⁽¹⁸⁾これに対し鐘紡は25日に「貴殿方に於て他の紡績会社と直接の取引御開始無之限りハ貴殿方の止むを得ざる御都合により他社製糸の御取扱相成候場合にハ適用不致」と運用上で配慮する旨返事した。⁽¹⁹⁾

さて以上の輸出取引における取引条件をみまると、綿糸商は先物約定綿糸の保証金を鐘紡の請求により支払うことになっているが、これは鐘紡にとっては売約を確実にすることになり有利なものといえよう。また第九条は鐘紡綿糸の専売を強制するものであったが、綿糸商の抵抗により鐘紡では「直

(18) 鐘紡所蔵資料。

(19) 鐘紡所蔵資料。

接の取引」がない限りという条件付きで他会社の製造綿糸の販売を認めている。これは綿糸商にとって有利となった。

さてこの取引条件を前述の九州の綿糸商のそれと比べると、鐘紡綿糸の専売と契約期間において相違があり、輸出商の方が優遇されていたのは、やはり鐘紡は韓国との輸出を増加させたいという考えからこの様な相違が生じたものであろうか。

5. 広告・宣伝——おわりにかえて

鐘紡の行った広告・宣伝は製品と会社についての2種類に大別することができよう。

まず製品についての広告・宣伝からみてみよう。

管見の限りでは製品についての広告・宣伝の初見は34年1月1日名古屋地方の扶桑新聞に掲載されたものである。この時の宣伝文は「当社製糸藍魚ノ商標ハ輸出第一ノ高評ヲ博セル上品ナリ今般輸出同様ノ綿糸ニ一層吟味ヲ加へ内地ニ販売致候間続々各御取引先ヨリ御買求メノ上御試用ノ程願上候」というものであった。これは綿糸の優秀さを示すために一般機業家向になされたものといえよう。

つぎは34年3月19日に前回同様名古屋地方の扶桑新聞に掲載されたものである。この文面は「鐘紡製糸之好評——当社製糸大好評望手多数高直売行候ニ就テハ為念壹月十五日製造ノ分ヨリ各壹玉ノ中へ支配人署名ノ証明書ヲ入レ置申候間御注意願上候」というものであった。これは鐘紡製だという証明書を入れなければならない程鐘紡の綿糸は優秀であるという事を述べたものである。

その後は35年6月10日に同じく扶桑新聞に「鐘紡製糸之広告」として「昨今当社製糸ニ付キ彼レ此レ無根ノ浮説ヲ流布シ釣鐘製糸ノ名声ヲ毀ケントスル者有之……候得共右ハ当社ノ製糸ノ好評ヲ妬シ他ヲ傷ケレヲ利セントスル小人奸等ニ過ギサレバ需用諸君ハ毫毛御掛念ナク御使被為下度候也……」

というものであった。これは35年6月13日付の支配人より各工場長宛の回章(回章は全て鐘紡所蔵)によれば「近頃当社製糸中ニハ兎角粗製ノモノアリテ従来ノ鐘紡トハ稍ヤ相違致居候趣キニテ伊勢・尾張地方ノ需用者ヨリ当営業部宛ニテ鐘紡ハ品質ヲ落シタルヤト往々照会有之候ニ付今回別紙切り抜き広告ヒロク大阪三商報初メ伊勢尾張及静岡ノ各新聞ニ広告致候……此際各支店ハ広告文ニ鑑ミテ御奮励御注意アランコトヲ希望致候也……」とある。当時この広告文にあるような鐘紡の綿糸の名声を落とそうとする動きがあったかどうかは確認できないが、これは社内的に品質向上への注意を喚起するために、広告・宣伝を利用したものである。

さてこの外に各地機業家より鐘紡綿糸を使用した場合の利益についての体験談の募集も34年頃には行われており、利益があるという証明書を製糸に添付していた。そして35年12月31日付回章によれば36年1月より内地向製糸一玉に一枚づつ「当社製糸ノ一大利益」と題する広告文を添付することとした。この広告文の内容は機業家は糸質だけでなく糸の長さにも注意しなければならない。鐘紡の綿糸は糸質だけでなく糸の長さにおいても他社の綿糸より勝っているというものであった。

このように支配人である武藤山治は機会を見つけては、鐘紡の綿糸が品質において優秀であるという事を広告・宣伝したが、そのために彼は綿糸の品質向上のために気を配らねばならなかった。

たとえば彼は33、34年頃販売担当者に対してつぎのように話したといわれている。「販売係とはいうけれど糸さへ良ければ自然に売れる。販売ということよりも糸に気をつけてくれ。悪いということ聞いたらその店へ行ってもどこが悪いかその糸についてよく聞いて来てくれ。」⁽²⁰⁾

つぎに会社自体についての広告・宣伝についてみてみよう。

管見では会社についての広告・宣伝を行った最初は36年7月に第五回内国勧

(20) 『須子玄三郎氏誌』(日本紡績協会所蔵) 28~29頁。

業博覧会に出品した鐘紡の綿糸が名誉金牌を受賞したことを記念して従業員の休養と綿糸の品質向上のため、昼夜の食事時間の30分間機械の運転を停止するという操業時間の短縮を新聞紙上で広告したものである。⁽²¹⁾

ついで37年7月に「鐘淵紡績株式会社の現状」と題して新聞紙上に掲載したものである。これは37年上半期の決算報告の貸借対照表、損益計算書、会社の財政及営業の報告、会社の財産とその保全、労働時間短縮の利益、会社の職工と使用人に対する設備と待遇など会社経営の内容を発表し、鐘紡の企業としての優秀性を誇示したものといえよう。この企画は40年下半期まで継続されたようである。⁽²²⁾

この会社の経営内容の公開について武藤はつぎのように述べている。「スタンディングを広告することは店の繁栄の上に有利なりと信じます。私が鐘紡で行ったのはこの点であります。」⁽²³⁾ なおこのスタンディングとは立場や状態といったものであろうか。

このように会社自体についてその優秀性を広告・宣伝することは間接的ではあるが鐘紡の綿糸に対する評価を高めることとなる。すなわち優秀な会社が生産販売する製品は優秀であるという印象を消費者に与えることになるからである。

一般的にいえば製品や会社の優秀さを広告・宣伝することは、その広告・宣伝に見合うだけの社会的責任を負わなければ、その企業は社会的存在としての企業とはいえないであろう。

この点に関して35年以後の回章中には各地の綿糸問屋や機業家よりの数多くの品質への苦情とそれについての注意や対応等が支配人より各工場長に発せられている。それと共に品質向上のための機械の修理点検、部品の良質化、機械検査などが実施されたが、41年11月には品質上の苦情処理を専門に受持

(21) 『鐘紡百年史』 昭和63年 98頁。

(22) 『東京日日新聞』によれば41年1月以後この広告は見当たらない。

(23) 「私の身の上話」『武藤山治全集』第一巻 新樹社 昭和38年 116～117頁。

つ機業家巡回視察員制が設けられより一層の品質向上が図られていった。

以上みてきたように鐘紡においては、製品や会社の広告・宣伝をすることにより販売促進をはかると共に、消費者よりの苦情を無視することなく製品の品質向上に反映させていったといえよう。

付 記

本稿は昭和61, 62年度科学研究費補助金一般研究 C「企業合併の歴史の実証的研究」による研究成果の一部である。

鐘淵紡績株式会社の資料に関しては鐘紡株式会社社史資料室がその閲覧、調査、収集に便宜をはかってくださると共に種々ご教示くださいました。末尾ながらお礼申し上げます。

当然のことながら本稿のありうべき誤りは全て筆者の責任である。

執筆者紹介（執筆順）

片野彦二	………	教授 経済学博士	国際経済経営環境部門
井尻雄士	………	カーネギー・メロン大学 教授 Ph.D.	産業経営大学院
Peter H. Farquhar	………	カーネギー・メロン大学 教授 Ph.D.	産業経営大学院
井川一宏	………	教授 経済学博士	国際経済部門
宮尾龍蔵	………	助 手	国際比較経済部門
黄 磷	………	助 手	国際経営部門
矢倉伸太郎	………	助 教 授	附属経営分析文献センター

經濟經營研究（既刊）目次

第39号（I・II）平成2年3月30日発行

『世界經濟総合データベース』作成の現状について	片野彦二
日本船の混乗問題	山本泰督
現在価値——減価償却の展開	中野勲
統計データベースの普及とサービス体制	定道宏
現地人管理者と日本の経営	吉原英樹
情報関連財の取引形態	井川一宏
貯蓄・投資バランスと経常収支問題	
——1980年代のオーストラリア經濟——	石垣健一
配当計画シミュレーション・モデル	
——經營成果分配の視点における——	伊藤駒之
ラテン・アメリカのインフレ安定化政策	
——Orthodoxy v.s. Heterodoxy——	西島章次
労働組合と國際貿易の理論	
——内生的労働供給のケース——	下村和雄
為替変動と通貨換算問題	山地秀俊
戦後日本の教育政策の數量分析	
——教育活動の社会勘定分析の試み——	小西康生
2国モデルにおける金融政策ターゲットのゲーム論的選択	井澤秀記
企業の実物投資行動と金利の期間構造	宮尾龍藏
明治後期鐘淵紡績株式会社の拡張と多角化について	矢倉伸太郎
労働価値説と現代の諸問題	置塩信雄
石油危機と價格体系の変化：1970～87年	新庄浩二

RESEARCH INSTITUTE FOR
ECONOMICS & BUSINESS ADMINISTRATION
KOBE UNIVERSITY

Director: Isao NAKANO
Secretary: Takashi YAMAZOE

INTERNATIONAL ECONOMIC STUDIES

International Economics	Prof. Kazuhiro IGAWA
International Monetary Economics	Prof. Kazuhiro IGAWA
	Assoc. Prof. Hideki IZAWA
Maritime Economics	Prof. Hiromasa YAMAMOTO
	Assoc. Prof. Masahiro TOMITA
International Labor Relations	Prof. Hiromasa YAMAMOTO
	Assoc. Prof. Kazuo SHIMOMURA

INTERNATIONAL ENVIRONMENTAL STUDIES

Resource Development	Prof. Hikoji KATANO
	Assistant Akihiro NAKAHARA
International Organizatins	Prof. Hiroshi SADAMICHI
International Industrial Adjustment	Prof. Hiroshi SADAMICHI
	Assistant Ko MIYAZAKI
	Prof. Akira NEGISHI

INTERNATIONAL COMPARATIVE ECONOMIC STUDIES

Pacific Basin I (Oceanian Economy)	Prof. Kenichi ISHIGAKI
Pacific Basin II (Latin American Economy)	Assistant Ryuzo MIYAO
Pacific BasinIII (North American Economy)	Prof. Yoshiaki NISHIMUKAI
	Assoc. Prof. Shoji NISHIJIMA
	Prof. Yoshiaki NISHIMUKAI
	Assoc. Prof. Seiichi KATAYAMA
	Prof. Hideyuki ADACHI

INTERNATIONAL BUSINESS STUDIES

Camparative Business	Prof. Hideki YOSHIHARA
	Assoc. Prof. Kenji KOJIMA
Multinational Enterprise	Prof. Hideki YOSHIHARA
	Assistant Huang LIN
International Business Finance	Assoc. Prof. Hidetoshi YAMAJI
	Prof. Akio MORI

MANAGEMENT INFORMATION SYSTEMS

Business and Accounting Information	Prof. Isao NAKANO
Information Processing System	Prof. Isao NAKANO
	Assoc. Prof. Komayuki ITOW
Information Comparative Statistics	Prof. Hiromasa YAMAMOTO
	Prof. Yasuo KONISHI

INTERNATIONAL COOPERATION

Prof. Chung Hoon LEE
(scheduled)

DOCUMENTATION CENTER FOR BUSINESS ANALYSIS

Assoc. Prof. Norio OBATA

Office: The Kanematsu Memorial Hall
KOBE UNIVERSITY
ROKKO, KOBE, JAPAN

平成 2 年12月27日印刷
平成 3 年 1 月 7 日発行

編集兼発行者
神戸市灘区六甲台町
神戸大学経済経営研究所

印刷所
榊商会
神戸市中央区花隈町21-7

Annual Report on Economics and Business Administration

40(I)
1990

CONTENTS

- On "World Economic Database System"Hikoji KATANO
- Valuation of Brands and the Income Momentum Accounting.....Yuji IJIRI
Peter H. FARQUHAR
- Economic Developments and Foreign Direct Investments
— Transfer of technology and organization —.....Kazuhiro IGAWA
- Firm's 'Animal Spirit' and the Term Structure of Interest Rates
.....Ryuzo MIYAO
- The Dynamic Research of Spatial Distribution Structure
— The Spatial Pattern of Japanese Distribution System —Huang LIN
- Wholesale of cotton yarn of Kanegafuchi Spinning Co.,Ltd. in Meiji Era
.....Shintaro YAKURA

RESEARCH INSTITUTE FOR ECONOMICS
AND BUSINESS ADMINISTRATION
KOBE UNIVERSITY