中国内モンゴル自治区における工・商業生産力[1]の立地に関する要因分析

——2000年の旗レベルにおける横断分析——

呉　　金　虎

目　次

1. 問題意識と課題
2. 分析方法
3. 分析に用いるデータと分析指標の構築
4. 工業生産力に影響を及ぼす要因の分析
5. 商業生産力に影響を及ぼす要因の分析
6. 分析結果の検討と要約

1. 問題意識と課題

本稿では，内モンゴル自治区の工業と商業の生産力の立地を規定している要因を明らかにすることに焦点をおく。即ち，内モンゴル自治区における3級行政レベル（旗[2]）に焦点を当て，工業生産力及び商業生産力が，どのような要因にどの程度の影響を受けているかについて多変量解析によって明らかにすることを課題とする。

なお，上記のような工業と商業の立地を規定する要因に注目する背景には以下のような現実や問題意識がある。一つは，内モンゴル自治区における，近年の第2・3次産業の発展が著しくなったことによる，産業間の所得格差が存在するという現実とそれを如何に是正するかという大きな社会的関心，そして，筆者の関心がある。2002年において，国内総生産額占める第2・3次

1) 経済学大辞典によれば，「生産力という語の使い方は二通りある。一つはリストや，マルクスに見られる主としてドイツ系統の経済学における生産力 Produktivkraft の意味におけるものであり，他の一つはいわゆる理論経済学，従ってオーストラリア学派並びにイギリス，アメリカ系統の経済学に見られる生産性 Produktivitat, Productivity の意味におけるものである。この二つの概念は，近代経済学的表現で言えば，前者は一種のマクロ（巨視）的概念に近い総合概念としてのものであり，後者はミクロ（微視）的概念によるものである」。即ち，前者は，一国の経済の生産力に関係すると考えられるすべての要素をその中に含ませて考えた，総合的な規模の大小を意味するものであるのに対して，後者は生産性を意味するものである。本稿でいう，工業産力・商業生産力は工業及び商業（社会消費品小売販売額）の生産額を含めた規模の大小を意味すると定義する。前述の生産力の定義の解釈から言えば，前者いわゆる一種のマクロ（ここでは地域の旗レベル）的概念に近い総合的な規模の大小を意味する概念として扱う。ここで指す，具体的な工業生産力及び商業生産力の意味合いの読み取りは表9・表10を参考すること。

2) 内モンゴル自治区の地方行制度は，自治区の政府の下に，大きく2級地区として盟（アイマック）と盟レベルの市の二つの行政区で構成されている。さらに盟（アイマック）と市が3級行政レベル旗（ホショー）・県・区，で構成されている。同じく市も3級行政レベル旗（ホショー）・県・区，で構成されている。旗（ホショー）・県はさらに4級行政レベル鎮・蘇木（ソム）で構成され，鎮・蘇木（ソム）の下に5級行政レベル村嘎査（ガチャー）が存在する。従って，内モンゴル自治区の行政レベルは自治区—盟・市—旗・県・市・区—鎮・蘇木・郷—嘎査・村の5レベルから成る。

産業の比率は，それぞれ42.0％と36.4％となり，全自治区の国内総生産額の78.4％を占める。しかし，全就業者数に占める第２・３次産業の就業者数の比率は，それぞれ16.0％と33.1％であり，両者を合わせると就業人口全体の50％を占める[3]。換言すれば，内モンゴル自治区において，就業者数の半分のウェートを占めている第2・3次産業に従事する就業者によって，国内総生産額の78.4％の生産額を上げている。工業を含む第２次産業はもっとも生産性が高く発展力がある産業として，地域社会の基盤を支え地域経済社会の開発発展に大きな役割を果たす産業である。他方，サービス産業を含む第３次産業は工業に比較して量質ともに人的資源に依存する度合いが高く，地域における多様な雇用機会の開発のためには大きな期待がよせられている。このような事実は，経済発展の初期段階にある，内モンゴル自治区において，第１次産業就業者と第２・３次産業就業者間には大きな所得水準の格差が存在していることを意味する。かくして，1985年における第１次産業就業者（農牧民）一人当たりの実質純所得が400元であったに対して，第２・３次産業就業者（非農牧民）１人当たりの実質純所得は666元で，前者は後者の60％の所得にとどまっている。なお，2002年になると，第１次産業就業者（農牧民）１人当たりの実質純所得が2086元であったのに対して，第２・３次産業就業者（非農牧民）１人当たりの実質純所得は6051元で，前者は後者の34％の所得にとどまるほどに所得格差が拡大した[4]。二つには，内モンゴル自治区における所得の地域間格差が存在するという現実とそれを如何に是正するかという大きな社会的関心，そして，筆者の関心がある。2000年の内モンゴル自治区の旗レベルの１人当たり GDP の最上位の25％に属する旗の１人当たりの GDP の合計が全旗の１人当たり GDP の合計の43％を占める。同様に，最下位の25％に属する旗の１人当たりの GDP の合計が全旗の１人当たり GDP の合計の10％を占める。即ち，最上位の25％に属する旗の平均１人当たりの GDP が，最下位の25％に属する旗の平均１人当たりの GDP の4.3倍の格差があるのである[5]。このような，所得の産業間・地域間格差を引き起こす要因を解明することとそれを如何に是正するかが，今後の内モンゴル自治区の持続的経済発展，ひいては１人当たり所得増加を図る上で極めて重要な意味を持つ。そこで，このような所得の産業間，地域間格差を是正する上で，何が有効な戦略的手段になりうるかという社会的関心と密接に関連し，これらに対する接近の一つのステップとして，本稿では，工業と商業の生産力の立地を規定している要因を明らかにすることに焦点をおくことにした。

2. 分 析 方 法

(1) 分析の仮説的な枠組

本稿ではハーシュマン（(Hirschman, 1958)[6]の理論展開に基づいて，政府はある地域がより高

3) 内蒙古自治区統計局『内蒙古統計年鑑2002』, pp. 100.
4) 内蒙古自治区統計局『内蒙古統計年鑑2002』, pp. 236.
5) 内蒙古自治区統計局『内蒙古統計年鑑2002』, pp. 582-783.
6) 仮説は次の３段階説である。つまり，まず産業が国家の中心地域で活発化すると，社会資本が産業活動の隘路になり，それを打開するためにこれらの地域に公共投資が集中して行われる。それによっ↗

度な所得水準に達するために，社会資本投資を特定の地域に集中投資するか，あるいは特定産業に集中投資することによって社会資本投資の効率を最大化することを開発政策の基本的戦略とすることを仮定している。即ち，内モンゴル自治区は，現段階においては，社会資本の公平性よりも効率性を優先しているという見方をとっている。岩本・大内・竹下・別所（1997）では，日本の公共投資の地域間の配分は，経済発展の初期段階である60年代ごろには効率性が重視されたが，70年代以後は地域間格差の是正，即ち，公平性が重視されるという方向に政策的意図が変化してきたという見方を示している。本稿では，内モンゴル自治区経済発展の初期段階においては，地域特性（立地要因）→社会資本投資[7]→生産力拡大効果→所得水準の向上という因果関係を前提している。即ち，公共投資を含む社会全体の資本投資は自治区の経済政策方針によって決定される内生変数であり，発展の初期段階においては，地域特性（立地要因）に基づいて社会資本投資の効率化，波及効果を最大化するために特定地域や特定産業に優先的・傾斜的に配分される。その結果，ストックとしての長期的な生産拡大効果（社会資本の供給面の効果）とフローとして短期的な生産誘発効果（社会資本の需要面の効果）により，地域間及び産業間の生産力に格差をもたらす。そこで最終的に自治区はその全体の所得水準の最大化を目指すが，結果的に産業間・地域間の所得格差を生む要因になると考えられる。しかし，地域が経済発展の初期段階から脱出した場合，社会資本の生産力拡大効果が弱まり，経済発展の初期段階と違って，生産力拡大効果が社会資本の重要な目的ではなくなると予測される。この場合，社会資本投資の地域間の配分が効率性を優先するのではなく，公平性を重視し，地域間の所得格差の是正を目的とする。

このように社会資本投資の政策目標は，地域の実況や経済の発展段階に応じて，効率追求から所得格差是正へと年次的に政策機能が変化していくという仮説を設定に基づいて，本稿では，地域特性（立地要因）及び社会資本投資の工業生産力と商業生産力への影響を計測することを分析の対象とする[8]。

本稿で説明変数として６つの概念的カテゴリーの立地要因を構成した。資源の賦存状況を示す指標として，土地（耕地）投入，資本（機械・化学肥料）投入，労働投入，家畜投入の４つのカ

↘て，これらの地域の産業活動はさらに拡大し，国の一層の経済成長を可能にする。（第１段階）。しかし，それによって地域間の不平等が拡大し，それが政府にとって問題になる水準に達すると，相対的に発展の遅れた地域に配分される公共投資の割合が増大し始め，それらの地域の発展が促されて，所得配分の不平等が改善される（第２段階）。第３の段階では，相対的に発展の遅れた地域における公共投資の必要性が減少し，逆に，都市地域の社会資本が，民間資本に比較して不足しはじめる。従って，発展がかなり高い水準に達すると，公共投資は都市地域へスイッチバックするか，あるいは地域経済の均衡的成長を確実にするために，地域間への均整的な配分が考慮される。

7)　本稿で言う社会資本投資とは，公共投資以外に国有企業による投資，都市・農村集体企業による投資，その他の経営形態企業による投資や都市農村住民による個人投資を含む。中国における現行計画管理体制に従って，社会資本投資の総額は，基本建設投資，更新・改造投資，不動産開発投資，その他の投資の４つに分けられる。社会資本投資の資金源は，国家予算，国内借金款，株券，証券，外資利用，自己調達資金，その他の７種類の資金源に分かれる。

8)　地域特性（立地要因）→社会資本投資への影響を計測したのは「中国内モンゴル自治区における社会資本投資の地域格差に関する要因分析――2000年の旗レベルにおける横断分析――」『龍谷大学経済学論集』第43巻，第３号，2003年12月，pp. 25-45を参照のこと。

テゴリーを設定した。社会的立地要因を示す指標として人口分布及び財政状況の２つのカテゴリーを設定した。媒介変数として，社会資本投資のカテゴリーを設定した。被説明変数として，工業の生産を示す指標としての工業生産力と商業の生産を示す指標としての商業生産力の2つのカテゴリーを設定した。従って，本稿では最終的に２つの被説明変数と１つの媒介変数及び６つの説明変数によって分析が行われることになる。

(2) 分析の方法と意義

本稿では２つの分析方法が用いられる。１つの方法は主成分分析[9]である。主成分分析によって，カテゴリーに最も強く相関している変数を抽出（共通性[10]＜0.7以下を削除）していく変数の選別と，主成分得点によって最終分析の指標を構築した。もう１つの方法は重回帰分析法におけるパス解析である。パス解析により，構築された指標に基づいて仮説検定を行うにあたってはステップワイズ法を用いた。

ところで，従来の統計分析のほとんどは仮説に基づいて変数を選択し，その仮説を検証するという方法論（演繹法的分析）によって研究が実施されてきているのに対して，本稿では出来る限り広範に収集された大量のデータの分析結果から仮説を構築していく方法論（帰納法的分析）を取っている。即ち，従来の一般的見解にとらわれず，従来の分析方法に従っていては見えなかったところを発見しようとしている点で，本稿の分析方法は大きな違いがある。特に，市場経済の浸透が遅れている中国内陸地域の耕種農業と畜産業の生産力の立地を規定している要因を考える際，多くの諸要因が複雑に絡みあいながら総合的に影響しあっていると推測される。従って，従来のような経済理論（仮説）に基づいて選択できる変数だけでは，十分に説明できるとは限らない。

本稿では，このような方法論上の特徴を持つ帰納法的分析方法により，現実社会の在り方をより適確に反映させることを重視した。その分析結果には，より高い現実妥当性を期待できるのである。

そこで，新しく構築した指標に基づいて仮説検定を行う方法として重回帰分析方法におけるパス解析を用いた。その理由として，パス解析は以下のような方法論上の重要な特徴（藤田〔1980〕[11]から引用）を持っているからである。「Ⅰ．被説明変数（従属変数）に対する諸説明変数（独立変数）の影響力を相互に数量的に比較することができる。Ⅱ．モデルを構築する各二変数間の単純相関を因果関係のパスに沿っていくつかに分解し，直接効果・間接効果・擬似効果

---

9) 多数のサンプルのさまざまな変数を総合して，いくつかの新しい変数に合成する手法が主成分分析である。主成分分析の特徴は，それぞれの変数の相関関係を考慮して，変数に重み付けをした新しい変数，即ち主成分を導くことにある。主成分の数は，変数の数だけ算出されるが，元の変数の特徴をできるだけ少ない主成分で説明できるようにすることが目的である。詳しくは木下（1998）を参照のこと。

10) 共通性（コミュナリティ）とは，変数の分散のうち因子（主成分）によって説明される部分の比率である。

11) 藤田〔1980〕pp. 158。

(非因果的相関) の3つの部分に分割することができる。Ⅲ. 直接測定することのできない仮説的・理論的構成概念を変数としてモデルに導入することができる。」即ち，我々の扱う社会現象には，単一の指標で把握されない複合的なものが多く，逆に，理論的にはそれらを単一の変数として扱いたい場合が多いことから，パス解析の持つこの特徴は，理論構築の上で役立つ可能性の大きいものであろう。パス解析は，これらの諸特徴を具備することによって，他の多くの分析手法と比べて，理論構築の手法としてより有効なものになっていると考えられる。

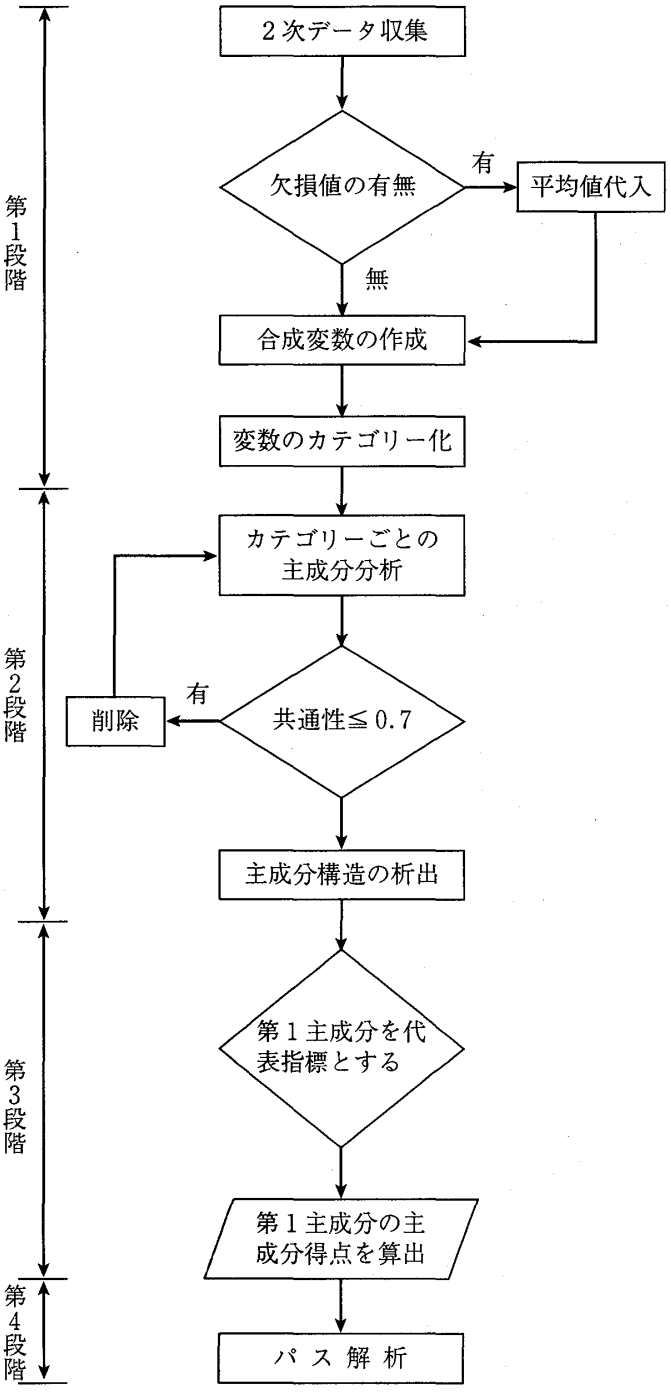
(3) 分析の手順

本稿での分析方法の手順については図1に示されているとおり，4つの段階から成る。

第1の分析段階は，原変数において欠損値が存在している場合，平均値の代入により欠損値を処理した変数におけるすべての平均値・標準偏差などの記述統計量を計測し，理論的に合成した方がよく，かつ理論的に合成可能なものをパーセント・単純平均などの方法により合成変数を作った。その上で，仮説に従って全変数を概念ごとにカテゴリー化し，分析に使用する全変数を標準化するまでの作業が第1段階である。この段階は欠損値の処理，合成変数の作成，変数のカテゴリー化など分析に使用する基本的な変数を構築するという重要な段階であると同時に，各変数の分布によりその変数の特徴を把握し，具体的な意味を理解する基礎的な段階である。

第2の分析段階は，カテゴリー化した変数に基づいて，カテゴリーごとに主成分分析を繰り返しながら，各概念を代表する典型的な主成分構造を析出する次元検定の段階である。この分析段階は，換言すれば，析出された主成

図1　分析手順フローチャート



分構造と相関関係の弱い変数を順次に削除し，カテゴリーの概念に最も強く寄与している変数を抽出していく選別段階である。この変数の選別の過程では，変数の削除および抽出の基準は主成分抽出の共通性0.7以上とした。つまり主成分構造と変数間の相関関係を示す共通性が0.7になるまで主成分分析を繰り返した。このことの意味するところは，抽出された因子によって全分散の70%以上が説明されている変数，つまり，それだけ主成分構造と強く関わっている変数のみを抽出しているということである。このような変数のみによって構成された典型的な主成分構造を析出することを第2段階で行っている。

第3の分析段階は，各カテゴリーに最終的に析出された主成分構造の中で，第1主成分を最も重要な主成分として位置づけ，この第1主成分の主成分得点に基づいて指標構築を行う過程である。その第1主成分を最も重要な主成分として位置づける理由は第1主成分の変数全分散のどれだけがこの主成分によって説明されているのかを示す固有値が最も高いからである。つまり変数全分散の最も説明力が高い主成分を抽出し，その変数の主成分得点によって最終分析の指標を構築するのである。次に，この各主成分の指標を構築する際には，各主成分と相関関係を示す因子負荷量〔fc〕が強い値〔fc≥.7〕をとる変数を主成分の代表的構成要素と位置づけ，また，0.4～0.7の負荷値で主成分に負荷している変数は主成分の意味づけの際に参考とした。

第4の分析段階は，構築された指標に基づいて，重回帰分析法のうちのパス解析によって仮説検定を行う最終段階である。パス分析を用いたのは，解析されたパス係数が標準化された回帰係数であり，それが変数間の直接的な関係を意味するからである。つまり2変数間の単純相関関係は，両変数間の直接的関係と第3変数の媒介作用による間接的影響や疑似的関係の複合的結果である。従って，この分析では，このうちの直接的関係のみを析出したいためにパス解析法を用いた。

上記の4段階による分析方法の特徴は，以下の3点に要約することができる。第一は，データによって仮説的枠組を構築していく帰納法的な手法をとっている。第二に，原変数に基づいて，できる限り多数の合成変数を作成し，統計的な検定を通じて，できる限り少数の有意な指標に縮小し単純化する手法をとっている。第三に，変数間の関係を把握するために，単純相関関係で示す総合関係だけではなく，パス係数で示す直接的な関係にも焦点をあてていることにある。

3. 分析に用いるデータと分析指標の構築

本稿では，内モンゴル自治区の2001年統計年鑑[12]で公表されている自治区内の3級行政レベル

12) 途上国の分析では常に問題となるのはデータの整備が行われていないことと存在しているデータについても入手することは極めて難しいことである。特に地域別の統計データが利用できるのは極めて少ないと思われる。内モンゴル自治区でも2001年の統計年鑑で初めて3級行政レベルのすべて地域を含んだより安定的，全面的なデータの公表が始まったのでこの年の地域データを用いた。

である旗（ホシュー）[13]での101地域の，二次資料に基づいて分析を行っている。最終的に分析に使用するすべての変数は，欠損値処理済み変数の64個と83個の合成変数の合計147個の変数である。この147個の変数は分析の仮説的枠組に基づいて，概念的に10カテゴリーに分類された。もし分類された変数が概念的に関連しているならば，概念上だけではなく実態としても相互に関連し，カテゴリー内における変数間の相関は1に近く，ほとんど1次元を形成している状態であり，変数は1つの指標に転換できることになる。すべてにおいてこのような状況を想定できる場合，147個の変数は10の指標に集約されることになる。しかし理念的には，このような状況を想定できても実際には，このような状況が起こる確率は，社会現象では皆無に近い[14]。

したがって，ここではカテゴリー化した変数に基づき，カテゴリーごとに主成分分析を行い，その主成分構造の中で，第一主成分を最も重要な主成分として位置づけ，この第一主成分の主成分得点に基づいて最終段階の分析に用いる新しい指標を構築していのである。これは分析手順の第2，第3段階に当たる。このように析出された典型的な主成分の意味を読み取るに当たっては，当該主成分と変数間の相関関係を示す負荷値が0.7以上の変数を代表的構成要素として位置付けた。カテゴリーごとの最終主成分の分析結果は以下の通りである。

(1) 人口分布

人口分布に関して収集した15変数については，析出された主成分構造との相関関係が弱い変数を削除（共通性＜0.7以下の変数を削除した，以下は同様）しながら主成分分析を繰り返し，表1の通りの最終的な成分行列を得た。つまり，この過程を通じて，15変数から11変数が選別されたことになる。

人口分布を示す典型的な主成分構造として3つの主成分が析出された。この3つの主成分によって11変数の全分散の95％が説明されている。また第1主成分に負荷している重要な変数（因子付加量〔fc〕＞0.7以下同様）は VAR001・VAR002・VAR003・VAR004・VAR005・VAR006・VAR007 の7変数であり，第1主成分は全分散の59％を説明している。

ここでは，この第1主成分が最も人口分布をよく代表できるものとして位置付けた。また，この第1主成分の主成分得点は人口分布という概念を代表できる新しい指標として「人口規模」と名づけた。本稿でいう「人口規模」が大きいということは，地域の総人口数が多く，しかも家庭数・農村家庭数も大きいことを意味している。

(2) 労働投入

労働投入に関する17変数については，表2に示されるように15変数から，4つの主成分が析出

13) これまでの中国研究では統計分析に基づくもの自体が少ないものの，そのほとんど全ては1級行政レベルである省･自治区に焦点を当てたものでしたが，本研究は，政策立案能力が前提となる行政主体で，かつ，住民の生活実態に近い存在である3級行政レベルに焦点を当てた実証研究で，その成果は，現実社会の実態をより正確に把握できる。

14) 河村［2001］pp. 127を参考にした。

表1 人口分布に関する主成分行列

		主成分		
		1	2	3
VAR001	総人口	.980	−.106	−.139
VAR002	男性	.983	−.107	−.126
VAR003	女性	.977	−.105	−.148
VAR004	年末世帯数	.970	−.107	−.115
VAR005	年末農家数	.942	−.186	−.041
VAR006	出生人口	.902	.391	.098
VAR007	死亡人口	.859	−.091	.463
VAR008	自然人口増加数	.583	.719	−.309
VAR013	出生率	.003	.922	.367
VAR014	死亡率	.224	.016	.966
VAR015	人口自然増加率	−.133	.959	−.199
	固有値	6.49	2.53	1.50
	寄与率	58.99	22.99	13.63
	累積寄与率	58.99	81.98	95.61

($n = 101$)

表2 労働投入に関する主成分行列

		主成分			
		1	2	3	4
VAR016	就業人口	.623	.738	−.153	.056
VAR017	＃第1産業就業人口	.894	.263	−.246	−.023
VAR018	＃第2産業就業人口	−.219	.892	.112	−.262
VAR019	＃第3産業就業人口	.209	.799	−.049	.424
VAR020	在職従業員	−.223	.884	−.076	−.188
VAR021	農村労働力数	.807	.266	−.076	.106
VAR022	＃農林牧魚業農村労働力	.822	.233	−.444	.082
VAR023	建築企業従業員	−.202	.842	−.017	−.249
VAR024	家庭あたりの就業者数	.579	.317	.715	.071
VAR025	就業人口の割合	.442	.284	.807	.156
VAR026	第1次産業就業人口の割合	.813	−.395	−.012	−.288
VAR027	第2次産業就業人口の割合	−.676	.438	.069	−.271
VAR028	第3次産業就業人口の割合	−.570	.156	−.061	.775
VAR029	全就業人口に占める在職従業員の割合	−.782	.178	−.269	−.026
VAR030	総人口に占める農村労働力の割合	.839	−.202	.092	−.050
	固有値	5.99	4.29	1.73	1.16
	寄与率	39.92	28.61	11.56	7.70
	累積寄与率	39.92	68.53	80.09	87.80

($n = 101$)

された。この4つの主成分によって15変数の全分散の88％が説明されている。また，第1主成分に重要な負荷している変数は VAR017・VAR021・VAR022・VAR026・VAR029・VAR030 の6変数で，全分散の40％がこの第1主成分によって説明されている。

表3　土地投入に関する主成分行列

		主成分	
		1	2
VAR034	耕地面積	.489	.759
VAR035	農作物の総作付面積	.440	.876
VAR036	糧食作付面積（穀物，書類，豆類）	.354	.899
VAR039	農村家庭当たりの耕地面積	.891	−.407
VAR041	農林牧業農村労働力あたり耕地面積	.911	−.393
VAR042	農林牧業農村労働力あたり農作物の総作付面積	.916	−.387
	固有値	3.02	2.62
	寄与率	50.37	43.69
	累積寄与率	50.37	94.17

($n = 101$)

ここでは，この第1主成分が最も労働投入を代表できるものとして位置付けられた。この第一主成分を「農業就業者」と名づけた。この指標に寄与している変数の負荷値が高ければ高いほど第1次産業就業人口などが多く，在職従業員数が少ない農業を中心産業とした地域であることを意味している。

(3) 土地投入

土地投入に関する6変数については，表3に示されるように2つの主成分が析出された。この2つの主成分によって6変数数の全分散の94%が説明されている。また，第1主成分に負荷している重要な変数は VAR039・VAR041・VAR042 の3変数で，全分散の50%がこの第1主成分によって説明されている。この第1主成分の主成分得点は土地投入という概念を代表できる新しい指標として「農村労働力耕地装備率」と名づけた。この指標が高ければ高いほど農家または農村労働力あたりの耕地面積が広く，畜産業よりは耕種農業の比重が高い地域であることを意味している。

(4) 資本投入

資本投入に関する7変数については，表4に示されるように2つの主成分が析出された。この2つの主成分によって4変数の全分散の90%が説明される。主成分構造の全分散の55%を説明する第1因子に負荷している重要な変数は VAR050・VAR051 の2変数である。この第1主成分の主成分得点は資本投入という概念を代表できる新しい指標として「化学肥料依存度」と名づけた。この指標が高ければ高いほど農家の耕地面積当たりの化学肥料投入量が高いことを意味する。

(5) 家畜投入

家畜投入に関する11変数については，表5に示されるように，3つの主成分が析出された。この3つの主成分によって9変数の全分散の92%が説明されている。主成分構造の全分散の43%を

表4 資本投入に関する主成分行列

		主成分	
		1	2
VAR048	化学肥料使用量	.642	.630
VAR049	農村電気使用量	.459	.789
VAR050	耕地面積当たりの化学肥料使用量	.885	−.443
VAR051	総作付面積当たりの化学肥料使用量	.899	−.418
	固有値	2.22	1.39
	寄与率	55.41	34.80
	累積寄与率	55.41	90.21

($n = 101$)

表5 家畜投入に関する主成分行列

		主成分		
		1	2	3
VAR054	年末家畜総数（万頭）	.348	.819	.400
VAR055	＃大家畜飼養数（万頭）	.099	.406	.813
VAR056	＃年末羊飼養数（万頭）	.419	.838	.132
VAR058	農家当たりの年末家畜総数	.953	−.290	.037
VAR059	＃農家当たりの大家畜飼養数	.886	−.421	.052
VAR060	＃農家当たりの年末羊飼養数	.964	−.142	.026
VAR061	＃農家当たりの年末豚飼養数	.806	−.533	.051
VAR063	＃総家畜数に占める羊飼養数の割合	.397	.679	−.562
VAR064	＃総家畜数に占める豚飼養数の割合	−.409	−.658	.483
	固有値	3.90	3.00	1.40
	寄与率	43.37	33.30	15.58
	累積寄与率	43.37	76.68	92.25

($n = 101$)

説明する第1主成分に負荷している重要な変数は VAR058・VAR059・VAR060・VAR061 の4変数である。この第1主成分の主成分得点は家畜投入という概念を代表できる新しい指標として「農家家畜装備率」と名づけた。この指標が高ければ高いほど，農家の飼養している家畜数が多いことを意味する。即ち，遊牧産業を中心とした伝統的な産業に依存している地域ほどこの指標が高いことを示している。

(6) 工業企業経営状況

工業企業経営状況に関する15変数については，表6に示されるように4つの因子が析出された。この4つの因子によって13変数の全分散の92％が説明される。主成分構造の全分散の52％を説明する第1因子に強く負荷している重要な変数は VAR066・VAR067・VAR073・VAR075・VAR076・VAR077・VAR078・VAR079 の8変数である。この第1主成分の主成分得点は工業企業経営状況という概念を代表できる新しい指標として「工業企業経営構造」と名づけた。この

表6　工業企業経営状況に関する主成分分析

		主成分			
		1	2	3	4
VAR065	工業企業資産総額	.677	.569	.305	−.330
VAR066	工業企業負債総額	.874	.332	.216	−.242
VAR067	工業企業層資産額万元（資産＋負債）	.760	.491	.277	−.303
VAR068	工業企業の総資産当たりの総生産額	−.157	−.349	.789	.138
VAR070	工業企業の製品販売率(製品販売収入/総生産額)	.037	.119	−.792	−.457
VAR072	工業付加価値率（付加価値/工業総生産）	−.105	.582	−.369	.577
VAR073	工業企業税負担率〔(付加価値—利潤)/付加価値〕	.841	−.482	−.122	.036
VAR074	工業企業当たりの生産付加値	.358	.629	.053	.573
VAR075	工業企業当たりの資産総額	.949	−.127	−.064	.228
VAR076	工業企業当たりの負債総額	.931	−.298	−.094	.159
VAR077	工業企業当たりの総資産額	.947	−.215	−.079	.195
VAR078	工業生産当たりの製品販売収入	.873	.186	−.084	−.072
VAR079	工業企業当たりの利潤額	−.802	.534	.140	−.052
	固有値	6.74	2.25	1.67	1.27
	寄与率	51.88	17.32	12.82	9.80
	累積寄与率	51.88	69.20	82.02	91.82

($n = 101$)

指標は工業企業当たりの総資産額（資産と負債を含む）が高いほど，工業企業の製品販売収入，工業企業税負担率が高い傾向にあるが，逆に，工業企業当たりの利潤額が低い傾向にあることを意味している。つまり，この指標が高い地域ほど，工業企業経営構造が最適ではないことを示している。これは国有の大企業を抱える地域ほどこのような傾向が強いと予測される。

(7) 財政状況

財政状況に関する7変数については，表7に示されるように，3つの主成分が析出された。こ

表7　財政状況に関する主成分分析

		主成分		
		1	2	3
VAR080	地方財歳入	−.324	.865	.267
VAR081	地方財歳出	−.381	.551	.703
VAR082	地方財政状態（歳出／歳入），＞1財政赤字	.301	−.769	.460
VAR083	一人当たりの地方財政歳入	.659	.656	−.244
VAR084	一人当たりの地方財政歳出	.879	.237	−.094
VAR085	国内総生産額に対する財政歳入比率	.759	.438	.131
VAR086	国内総生産額に対する財政歳出の比率	.809	−.310	.445
	固有値	2.78	2.42	1.06
	寄与率	39.72	34.56	15.15
	累積寄与率	39.72	74.28	89.42

($n = 101$)

の3つの主成分によって7変数で形成されている全分散の90%が説明されている。主成分構造の全分散の40%を説明している第1主成分に負荷している重要な変数は VAR084・VAR085・VAR086 の3変数である。この第1主成分の主成分得点は財政状況という概念を代表できる新しい指標として「財政力」と名づけた。

この指標は一人当たり財政歳出[15]が高い地域ほど国内総生産に占める財政歳出・歳入[16]の割合も高い傾向にあることを意味している。また，この指標が高い地域ほど，生産活動における財政の果たす役割が大きい。しかも，一人当たりの財政収入よりは財政支出のほうが高いことから自治区政府からの財政補助の方が一貫して大きく，財政の力の弱い地域であることを意味する。

(8) 社会資本投資

社会資本投資に関する16変数については，表8に示されるように5つの因子が析出された。この5つの因子によって15変数の全分散の88%が説明されている。因子構造の全分散の34%を説明する第1因子に強く負荷している変数は VAR087・VAR088・VAR090・VAR091・VAR092・

表8 社会資本投資に関する主成分分析

		主成分				
		1	2	3	4	5
VAR087	全社会資本投資額	.957	.242	−.021	.102	.072
VAR088	＃国有企業の社会資本投資	.896	.368	−.085	.117	.008
VAR089	＃都市集体企業の社会資本投資	.146	−.239	.591	.364	.562
VAR090	＃市町村個人社会資本投資	.765	−.287	−.184	−.049	.102
VAR091	＆基本建設社会資本投資	.854	.339	−.024	.183	.259
VAR092	＆更新改造社会資本投資	.838	.249	.110	.183	−.274
VAR093	＆不動産開発社会資本投資	.773	.212	.103	−.461	.037
VAR094	＆その他社会資本投資	.553	−.499	−.446	.221	−.012
VAR095	全社会資本投資に占める固有企業の社会資本投資の割合	−.256	.779	−.440	.012	−.103
VAR096	全社会資本投資に占める集体企業の社会資本投資の割合	−.106	−.305	.827	.197	.145
VAR097	全社会資本投資に占める市町村個人の社会資本投資の割合	.276	−.733	−.353	−.132	.136
VAR098	全社会資本投資に占める基本建設社会資本投資の割合	−.403	.667	−.246	.259	.417
VAR099	全社会資本投資に占める更新改造社会資本投資の割合	.259	−.023	.614	.293	−.617
VAR100	全社会資本投資に占める不動産開発社会資本投資の割合	.250	−.033	.354	−.855	.129
VAR101	全社会資本投資に占めるその他社会資本投資の割合	.055	−.726	−.533	.186	−.063
	固有値	5.11	3.02	2.46	1.46	1.10
	寄与率	34.05	20.10	16.42	9.75	7.35
	累積寄与率	34.05	54.15	70.57	80.32	87.67

($n = 101$)

15) 地方財政歳出は，地方行政管理と各事業費，地方が総括する基本建設，技術革新歳出，農村生産歳出の支援，都市保護と建設経費，価格補填歳出などを含む。

16) 地方歳入の税収には，営業性，地方企業所得税，個人所得税，都市土地使用税，固定資産投資方向調節税，都市保護調節税，不動産税，車・船使用税，印紙税，屠殺税，農牧業税，農業特産税，耕地占用税，契約税，増値税の25%，証券交易税の50%と海洋石油資源税以外のその他の資源税が含まれる。

VAR093 の 6 変数である。

この第 1 主成分の主成分得点を社会資産投資という概念を代表できる新しい指標として「社会資本投資規模」と名づけた。この指標は社会資産投資総額が大きい地域ほど管理渠道により分類する場合の基本建設投資[17]，更新改造投資[18]，不動産投資[19]，その他社会資産の投資が多く，また経済部門の所有形態に分類する場合，国有企業と市町村個人社会資産投資も同時に大きい傾向にあることを意味している。この指標が高い地域ほど社会資産投資の総規模が大きいことを意味する。

(9) 工業生産力

工業生産力に関する30変数については，表 9 に示されるように，9 つの因子が析出された。この 9 つの因子によって30変数で形成されている全分散の88％が説明される。主成分構造の全分散の37％を説明している第 1 主成分に強く負荷している重要な変数は VAR132・VAR133・VAR137・VAR138・VAR140・VAR143・VAR144・VAR150・VAR151 の 9 変数である。この第 1 主成分の主成分得点は工業生産力という概念を代表できる新しい指標として「工業生産力」と名づけた。

この指標は第 2 次産業総生産額及び工業企業生産額が大きい地域ほど，工業企業生産付加価値・販売収入も大きく，工業企業の利潤額が大きい傾向がある。また，この第 1 主成分に強く負荷している重要な変数の内訳を工業企業経営の資本融資の相違からは，国内融資（内資）に依存している企業は外国資本（外資）に依存している企業よりは大きく第 1 主成分と寄与していることが推察できる。しかし，外資企業生産も0.519というかなり強い寄与率で第 1 主成分に寄与していることから，自治区は近年から外資優遇政策の積極的な実施によって，外資企業の生産は自治区全体の工業生産額の向上に貢献してきたことが浮き彫りになる。さらに，この第 1 主成分に強く負荷している国内融資企業（内資企業）の内訳からみると，国有企業生産よりは有限責任企業・株式有限企業・集体企業・自営業のような非国有企業形態の生産額が自治区全体の工業生産に大きく寄与していることがわかる。この事実は，自治区の工業生産にとっては，国有企業よりは非国有企業が大きな生産額を上げていることを意味する。

---

17) 基本建設投資とは，企業や事業体が生産力の拡大あるいは作業効率の改善を主な目的として，プロジェクトを新設・拡大すること及びそれに関する投資のことである。具体的には，新規工場の増設や工場全体の新敷地へ移動及び行政機関や事業態による事務所の増設，行政機関による生活福祉施設の増設含む。

18) 更新改造投資とは，企業や事業体が固有の施設に対して，固定資本の更新や技術革新を実施することを目的とする投資のことである。具体的には，作業場・分工場などを増築，都市環境の保護と生産の安全性の要求に応えるために工場を移動するための投資である。

19) 各経営形態の不動産開発企業，マンション建設企業及びその他の不動産開発事業体が統一的に開発した建物，サービス敷設，また，土地の開発工事，道路，水道，排水，電力・熱供給，通信，用地の整地などの基礎建設工事の投資を含む。

表9 工業生産力に関する主成分分析

		主成分								
		1	2	3	4	5	6	7	8	9
VAR132	第2産業総生産	.950	−.081	−.040	.040	.112	.088	.027	.037	.039
VAR133	＃工業総生産	.932	−.101	.003	.129	.069	.013	.104	.026	−.115
VAR134	国内総生産に占める第2次産業の割合	.639	−.029	.414	.392	.088	−.095	.016	−.226	.157
VAR135	国内総生産に占める工業総生産の割合	.575	−.037	.475	.528	.016	−.162	.142	−.236	.006
VAR136	第2次産業総生産に占める工業総生産の割合	.229	−.033	.372	.588	−.138	−.150	.359	−.199	−.114
VAR137	工業企業総生産額	.953	−.143	−.223	−.033	.034	.032	−.057	.018	−.014
VAR138	＃内資企業生産額	.923	−.263	−.233	−.034	.048	.050	−.038	.013	−.016
VAR139	＃＃国有企業総生産額	.536	.154	.391	−.165	.587	.151	.043	.055	.103
VAR140	＃＃集体企業総生産額	.769	−.192	−.227	.113	.104	−.134	.128	.182	.246
VAR141	＃＃株式合作企業総生産	.337	.154	.169	−.198	.374	.416	.066	.214	.394
VAR143	＃＃有限責任会社総生産額	.834	−.275	−.321	−.237	−.080	−.096	−.048	−.106	.014
VAR144	＃＃株式有限企業総生産	.793	−.412	−.208	−.121	−.161	−.170	−.018	.092	−.203
VAR145	＃＃自営業総生産額	.603	.192	.036	−.108	−.217	.573	.228	−.043	−.017
VAR146	＃＃その他業総生産額	.061	−.065	−.331	.741	.141	.347	−.208	−.010	.027
VAR147	＃外資企業総生産額	.519	.790	.001	−.005	−.074	−.105	−.152	.044	.016
VAR148	＃＃港澳台商投資企業総生産額	.453	.806	.059	.049	−.040	−.154	−.121	.070	−.071
VAR149	＃＃外商投資企業総生産額	.521	.317	−.237	−.221	−.172	.148	−.198	−.083	.362
VAR150	工業企業生産付加価値	.948	−.155	−.092	−.041	.064	.048	.051	−.230	−.106
VAR151	工業企業製品販売収入	.928	−.145	−.186	−.170	−.005	−.098	.013	.037	−.080
VAR152	工業企業利潤総額	.631	.148	−.378	−.029	.211	−.218	.256	−.078	−.277
VAR153	内資企業当たりの生産額	.537	−.288	−.654	−.060	−.235	.095	−.157	.088	.066
VAR154	外資企業当たりの生産額	.534	.771	−.031	.081	−.090	−.120	−.107	.063	−.109
VAR156	工業企業当たりの総生産額	.576	−.173	.657	−.049	−.236	.066	−.166	.099	.045
VAR157	工業企業総生産額に占める内資企業総生産額の割合	−.282	−.753	.019	−.108	.218	.127	.002	−.058	−.017
VAR158	内資企業生産額に占める国有企業生産額割合	−.043	.103	.364	−.326	.678	−.126	−.062	−.012	−.339
VAR159	内資企業生産額に占める集体企業生産額割合	−.154	−.007	−.117	.112	−.044	−.421	.565	.398	.476
VAR162	内資企業生産額に占める有限責任企業生産額割合	.166	−.050	−.062	−.299	−.192	−.172	−.144	−.772	.321
VAR163	内資企業生産額に占める株式有限企業生産額割合	.210	−.257	.231	−.006	−.483	−.131	−.335	.473	−.111
VAR164	内資企業生産額に占める自営業生産額割合	−.019	.201	.004	−.161	−.424	.514	.553	−.067	−.253
VAR165	内資企業生産額に占めるその他業生産額割合	−.070	−.037	−.372	.764	.123	.235	−.280	.050	.001
	固有値	11.00	3.32	2.58	2.44	1.82	1.49	1.33	1.28	1.09
	寄与率	36.66	11.06	8.60	8.12	6.07	4.96	4.45	4.28	3.64
	累積寄与率	36.66	47.71	56.31	64.43	70.50	75.46	79.91	87.19	87.83

($n = 101$)

(10) 商業生産力

商業生産力に関する10変数については，表10に示されるように，4つの因子が析出された。この4つの因子によって10変数で形成されている全分散の91％が説明される。主成分構造の全分散の46％を説明している第1因子に強く負荷している重要な変数は VAR166・VAR168・VAR169・VAR170・VAR171・VAR172 の6変数である。この第1主成分の主成分得点は商業生産力という概念を代表できる新しい指標として「商業生産力」と名づけた。

表10　商業生産力に関する主成分分析

		主成分			
		1	2	3	4
VAR166	第3産業総生産	.814	.302	.069	.019
VAR168	社会消費小売業販売額	.955	.231	−.109	.014
VAR169	#(貿易業) 消費品小売業販売額	.832	.429	−.133	.058
VAR170	#(飲食業) 消費品小売業販売額	.797	.131	.430	−.199
VAR171	#(製造業) 消費品小売業販売額	.793	−.238	.092	.426
VAR172	#(その他) 消費品小売業販売額	.879	−.065	−.279	−.117
VAR174	社会消費品小売業販売額に占める貿易業の割合	−.400	.868	−.117	.239
VAR175	社会消費品小売業販売額に占める飲食業の割合	.075	−.066	.895	−.384
VAR176	社会消費品小売業販売額に占める製造業の割合	.175	−.632	.254	.681
VAR177	社会消費品小売業販売額に占めるその他の割合	.338	−.650	−.508	−.436
	固有値	4.616	1.987	1.444	1.098
	寄与率	46.16	19.87	14.44	10.98
	累積寄与率	46.16	66.03	80.46	91.44

($n = 101$)

4. 工商業生産力に影響を及ぼす要因の分析

ところで，ここまでは各カテゴリーに最終的に析出された主成分構造の中で，第1主成分を最も重要な主成分として位置づけ，この第1主成分の主成分得点に基づいて最終指標の構築を行った。次の課題は新たに構築した指標に基づいて，被説明変数である工業生産力及び商業生産力に対して，説明変数の人口規模・農業就業者・農村労働力耕地面積装備率・化学肥料依存度・農家家畜装備率・財政力・工業企業経営効率・社会資本投資規模の8つの変数のなかのどの変数がどの程度に影響しているかを明らかにすることである。

そのため，被説明変数である工業生産力・商業生産力に関する回帰分析を行う。説明変数である人口規模・農村就業者・農村労働力・耕地面積装備率・化学肥料依存度・農家家畜装備率・財政力・工業企業経営効率・社会資本投資規模の8つ変数のうちどれが，被説明変数である工業生産力・商業生産力各々に直接的に，かつ，どの程度に影響しているのかをステップワイズ方式の重回帰分析によって明らかにした。ステップワイズ方式は，被説明変数の変動を最も強く説明する変数から順次に変数を回帰式に投入し，その回帰係数を検定することによって被説明変数に直接的影響を与えている変数を検定するのに有効な方法である。この方式に従って行われた分析結果を表11，表12に示している。図2はこれらの結果に基づいて画かれたパスダイヤグラムである。また，表13は説明変数と被説明変数に関する相関関係を示したものである。

工業生産力における分析結果から，社会資本投資規模・工業企業経営効率・農業就業者・財政力の4変数が工業生産力に対して直接的影響を与える要因として統計的に有意であることが明らかとなった。そして，社会資本投資規模が大きく，工業企業経営効率があまりよくなくて，非農

表 11 モデル集計（工業生産力）

モデル	R	R^2 乗	調整済み R^2 乗	指定地の標準誤差	変化					標準化係数ベータ	t 値	有意確立
					R^2 乗変化量	F変化量	自由度1	自由度2	有意確率F変化量			
1	.803[a]	.645	.641	.599	.645	179.670	1	99	.000	.645	10.005	.000
2	.825[b]	.681	.675	.570	.037	11.228	1	98	.001	.190	3.173	.002
3	.834[c]	.696	.687	.559	.015	4.713	1	97	.032	-.163	-2.799	.006
4	.844[d]	.713	.701	.547	.017	5.777	1	96	.018	-.151	-2.404	.018

a 予測値：(定数)，社会資産投資規模。
b 予測値：(定数)，社会資産投資規模，工業企業経営効率。
c 予測値：(定数)，社会資産投資規模，工業企業経営効率，農業就業者。
d 予測値：(定数)，社会資産投資規模，工業企業経営効率，農業就業者，財政力。

表 12 モデル集計（商業生産力）

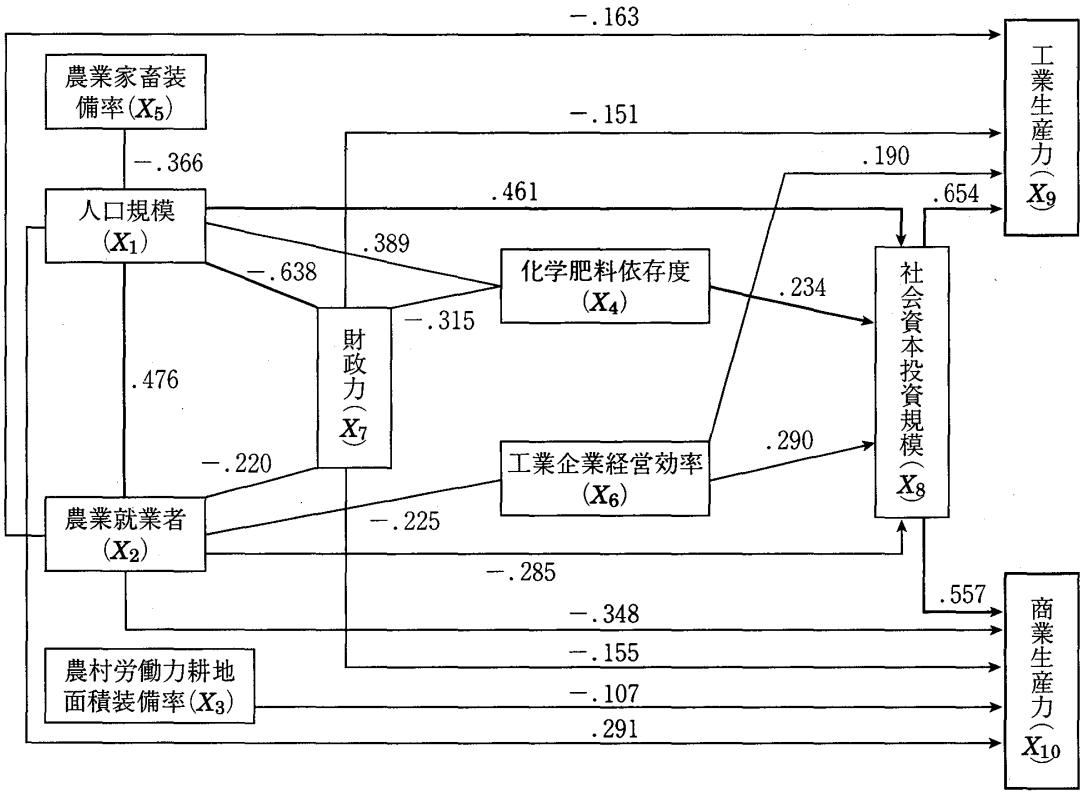
モデル	R	R^2 乗	調整済み R^2 乗	指定地の標準誤差	変化					標準化係数ベータ	t 値	有意確立
					R^2 乗変化量	F変化量	自由度1	自由度2	有意確率F変化量			
1	.790[a]	.624	.619	.617	.624	164.025	1	99	.000	.557	8.723	.000
2	.810[b]	.656	.649	.593	.032	9.144	1	98	.003	-.155	-2.254	.027
3	.839[c]	.703	.694	.553	.047	15.469	1	97	.000	-.348	-5.386	.000
4	.856[d]	.732	.721	.528	.029	10.320	1	96	.002	.291	3520	.001
5	.862[e]	.743	.729	.520	.011	4.070	1	95	.046	-.107	-2.018	.046

a 予測値：(定数)，社会資産投資規模。
b 予測値：(定数)，社会資産投資規模，財政力。
c 予測値：(定数)，社会資産投資規模，財政力，農業就業者。
d 予測値：(定数)，社会資産投資規模，財政力，農業就業者，人口規模。
e 予測値：(定数)，社会資産投資規模，財政力，農業就業者，人口規模，農村労働力耕地面積整備率。

業就業者が多く，自治区政府から財政補助が一貫として小さいという財政の力が強い地域ほど，工業生産力が高いと言える。換言すれば，被説明変数の工業生産力は，① 社会資本投資規模が多くて，しかも国有企業及び市町村個人の社会資本投資規模も多い，② 工業企業あたりの総資産（資産と負債を含む）が大きくて，しかも企業の製品販売収入と税負担率が高いが企業の利潤が低い，③ 第2・3次産業就業人口とその全就業人口に占める割合が高くて，在職従業員の割合が高い，④ 一人当たり財政歳出（歳入）・国内総生産に対する財政歳出（歳入）の比率が低い，自治区政府への財政依存の方が一貫として小さい地域においては比較的に大きいことを意味している。

この回帰分析によって，工業生産力の全分散の71.3%（R^2=.713）が説明された。ステップごとに見ると，ステップⅠでは，最も重要な変数である社会資本投資規模（X_8）のみを説明変数とする回帰分析を行っているが，その回帰分析の決定係数（R^2）は .645 であった。つまり，これは社会資本投資規模だけで工業生産力の変動の64%が説明されていることを示している。ステップⅡでは，ステップⅠの回帰式に工業企業経営効率（X_6）を加え，被説明変数との回帰分析を行った。その決定係数は .681 を示し，説明力が3.7%強まった。また，ステップⅢでは，農

図2　工業生産力及び商業生産力に対する説明変数の影響のパスダイヤグラム



(n=101)

注 1)　有意水準≦.05

2)　工業生産力の R^2=.713；各説明変数による R^2 変化：X_8=.645；X_4=.037；X_2=.015；X_7=.017
商業生産力の R^2=.713；各説明変数による R^2 変化：X_8=.624；X_7=.032；X_2=.047；X_1=.029；X_3=.011。

3)　①人口規模は数値の高いほど，人口が多いこと，②農業就業者は数値の高いほど，農業に従事している就業者が多いこと，③農村労働力耕地面積装備率は数値の高いほど，農村労働力当たりの耕地面積が広いこと，④化学肥料依存度は数値の高いほど，耕種農業の耕地面積当たりの化学肥料投入量が多いこと，⑤農家か地区装備率は数値の高いほど，農家飼養している家畜数が多いこと，⑥財政力は数値の高いほど，財政補助の方が一貫して大きいという財政力の弱いことを意味する。

村就業者（X_2）を新た投入し3変数による回帰分析を行った。この分析によって得られた決定係数は.696でステップⅡより1.5%説明力が高まった。さらに，ステップⅣでは，この3変数に更に財政力（X_7）を投入して回帰分析を行ったが，回帰分析の決定係数は.713となり，ステップⅢより1.7%説明力が増加した。

これら4変数が直接的に工業生産力に影響する程度（P_{ij}[20]）は，社会資本投資規模（P_{98}=.654）が最も強く，次いで工業企業経営効率（P_{98}=.190）と農業就業者（P_{98}=−.163）であり，財政力（P_{98}=−.151）が最も弱いものとなっている。このことは社会資本投資規模・工業企業経営効率・農業就業者・財政力の地域間の10%の格差が工業生産力に対してそれぞれ6.54%，1.90%，1.63%，1.51%の格差をもたらしていることを意味している。工業生産力に対する影響の程度は，社会資本投資規模，工業企業経営効率，農業就業者，財政力の順に低下している。このことは，内モンゴル自治区において，社会資本投資規模の大きさは工業企業経営効率・財政力

20)　P_{ij} は変数 j が変数 i に対する影響力の程度を示す。

表13 説明変数と被説明変数に関する相関関係

		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	人口規模	1.000									
2	農業就業者	.476**	1.000								
3	農村労働力耕地面積整備率	.122	.057	1.000							
4	化学肥料依存度	.388**	.062	-.021	1.000						
5	農業家畜装備率	-.366**	-.083	.053	.073	1.000					
6	工業企業経営効率	.014	-.225*	-.076	.009	-.054	1.000				
7	財政力	-.638**	-.220*	-.064	-.315**	.162	-.032	1.000			
8	社会資産投資規模	.420**	-.116	-.068	.398**	-.186	.363**	-.403**	1.000		
9	工業生産力	.229*	-.249*	-.143	.249*	-.153	.469**	-.384**	.803**	1.000	
10	商業生産力	.445*	-.246*	-.119	.394**	-.199*	.279**	-.482**	.790**	.782**	1.000

n=101 ＊＊.P≤.01（両側） ＊.P≤.05（両側）

及び労働投入よりもはるかに工業の生産拡大に決定的な規定要素であることを意味する。

これらの直接的影響と単純相関係数の観測値との間に格差が生じたのは，間接的な影響 r_{ij} が存在するためである。即ち，農業就業者の変動は，人口規模と財政力の相関関係に基づいて工業生産力に間接的に影響を及ぼしている。同様に，化学肥料依存度の変動は，人口規模，財政力，社会資本投資規模との相関関係を通して工業生産力に間接的に影響を及ぼす。同様に，工業企業経営効率の変動は，農業就業数，社会資本投資規模との相関関係を通して工業生産力に間接的に影響を及ぼす。同様に，財政力の変動は，人口規模，化学肥料依存度との相関関係を通して工業生産力に間接的に影響を及ぼす。これらの間接的影響により，被説明変数である工業生産力と有意な相関関係を示している説明変数即ち，・農業就業者・工業企業経営効率・財政力と・社会資本投資規模の直接的な影響を示す回帰係数（$P_{92}=-.163$，$P_{96}=.190$，$P_{97}=-.151$，$P_{98}=.654$）は相関係数（$r_{29}=-.249$，$r_{69}=.469$，$r_{79}=-.384$，$r_{89}=.803$）よりも小さい値で現れているのである。

ここで注意しておきたい点が2つある。1つは人口規模と工業生産力は，単純相関係数（$r_{19}=.229$）が統計的に有意と認められているにも関わらず，回帰分析における直接的な影響は認められていないことである。このことは人口規模が直接的に工業生産力に影響を及ぼしているのではなく，財政力，農業就業者，化学肥料依存度，社会資本投資規模などの他の説明変数を経由して間接的に工業生産力に影響を与えていることを意味している。

2つ目は，化学肥料依存度と工業生産力は，単純相関係数（$r_{49}=.249$）が統計的に有意と認められているにも関わらず，回帰分析における直接的な影響は認められていないことである。このことは化学肥料依存度が直接的に工業生産力に影響を及ぼしているのではなく，人口規模・財政力，社会資本投資規模などの他の説明変数を経由して間接的に工業生産力に影響を与えていることを意味している。

他方，商業生産力における分析結果から，社会資本投資規模・財政力・農業就業者・人口規模・農村労働力耕地面積整備率の5変数が商業生産力に対して直接的影響として統計的に有意で

あることが明らかとなった。そして，社会資本投資規模が大きく，非農業就業者及び人口規模が多く，自治区政府から財政補助が一貫として小さいという財政の力が強い地域ほど，農村労働力耕地面積整備率が低い地域ほど，商業生産力が高いと言える。換言すれば，被説明変数の商業生産力は，① 社会資本投資規模が多くて，しかも国有企業及び市町村個人の社会資本投資規模も多い，② 一人当たり財政歳出（歳入）・国内総生産に対する財政歳出（歳入）の比率が低い，自治区政府への財政依存の方が一貫として小さい，③ 第2・3次産業就業人口とその全就業人口に占める割合が高くて，在職従業員の割合が高い，④ 総人口数・家庭数・農村家庭数が多くて，しかも出生人口（死亡人口）も多い，④ 農家または農村労働力あたりの耕地面積が少ない地域においては比較的に大きいことを意味している。

この回帰分析によって，商業生産力の全分散の79.0%（R^2=.790）が説明された。ステップごとに見ると，ステップⅠでは，最も重要な変数である社会資本投資規模（X_8）のみを説明変数とする回帰分析を行っており，その回帰分析の決定係数（R^2）は.624であった。つまり，これは社会資本投資規模だけで商業生産力の変動の62%が説明されていることを示している。ステップⅡでは，ステップⅠの回帰式に財政力（X_7）を投入し，被説明変数との回帰分析を行った。この決定係数は.656を示し，説明力が3.2%強まった。また，ステップⅢでは，農村就業者（X_2）を新た投入し3変数による回帰分析を行った。この分析によって得られた決定係数は.703でステップⅡより4.7%説明力が高まった。ステップⅣでは，人口規模（X_1）を新た投入し4変数による回帰分析を行った。この分析によって得られた決定係数は.732でステップⅢより2.9%説明力が高まった。最後に，農村労働力耕地面積整備率（X_3）を新た投入し5変数による回帰分析を行った。この分析によって得られた決定係数は.743でステップⅣより1.1%説明力が高まった。

これら5変数が直接的に商業生産力に影響する程度（P_{ij}）は，社会資本投資規模（P_{108}=.557）が最も強く，次いで農業就業者（P_{102}=.348），人口規模（P_{101}=.291），財政力（P_{107}=−.151）であり，農村労働力耕地面積整備率（P_{103}=.107）が最も弱いものとなっている。更に，このことは社会資本投資規模・農業就業者・人口規模・財政力・農村労働力耕地面積整備率の地域間の10%の格差が商業生産力に対してそれぞれ5.57%，3.48%，2.91%，1.51%，1.07%の格差をもたらしていることを意味している。

これらの回帰分析による直接的影響と単純相関係数の観測値との間に格差が生じたのは，間接的な影響 r_{ij} が存在するためであると考えられる。これらの間接的影響により，被説明変数である商業生産力と有意な相関関係を示している説明変数，即ち財政力・社会資本投資規模・人口規模との直接的な影響を示す回帰係数 P_{107}=−.155，P_{108}=−.557，P_{101}=−.291）は相関係数（r_{710}=−.482，r_{810}=.790，r_{110}=.445）よりも小さい値で現れているのである。

ここで注意すべき点は2つある。1つは，化学肥料依存度・農家家畜装備率・工業企業経営効率の3つの説明変数と商業生産力は，単純相関係数（r_{410}=.394，r_{510}=−.199，r_{610}=.279）が統計的に有意と認められているにも関わらず，回帰分析による直接的な影響は認められていない

ことである。このことは化学肥料依存度・農家家畜装備率・工業企業経営効率の3つの説明変数が直接的に商業生産力に影響を及ぼしているのではなく，人口規模，農業就業者，財政力，社会資本投資規模などの他の説明変数を経由して間接的に商業生産力に影響を与えていることを意味している。

2つは，農業就業者と商業生産力の単純相関関係（$r_{210}=-.246$）の影響が両者の直接的関係（$P_{102}=-.348$）の影響よりも小さいことである。このことは農業就業者の変動は商業生産力に直接的に（$P_{102}=-.348$）影響しており，その他に，人口規模，財政力，工業企業経営効率，社会資本投資規模に基づく5経路によって商業生産力に間接的に影響を及ぼしている。ただし，間接的な総合影響は直接的な関係と逆方向を示す影響として作用しているため，農業就業者と商業生産力の単純相関関係の影響が両者の直接的関係の影響よりも小さい形となって現れているのである。

5. 分析結果の検討と要約

ここで，本稿の分析を総括するという観点から，相関分析と重回帰分析の結果を突き合わせて考えると，以下のような分析結果の検討が得られた。

1. 被説明変数である工業生産力に対して統計的に有意な直接的影響を与えている説明変数は，社会資本投資規模・工業企業経営効率・農業就業者・財政力の4変数である。8つの説明変数の中で有意な相関関係を示している人口規模・化学肥料依存度以外の4変数が工業生産力に対して直接的に影響していることになる。即ち，社会資本投資が大きく，工業企業の資本集約度の高い大型工業企業が集中し，非農業就業者が多く，自治区政府から財政補助が一貫として小さいという財政上の自立能力が強い地域ほど，工業生産力が高いと言える。

   他方，もう一つの被説明変数である商業生産力の場合，統計的に有意な直接的影響を与えている説明変数は，社会資本投資規模・財政力・農業就業者・人口規模・農村労働力耕地面積整備率の5変数である。8つの説明変数の中で有意な相関関係を示している化学肥料依存度・農家家畜装備率・工業企業経営効率以外の5変数が商業生産力に対して直接的な影響をあたえていることになる。即ち，社会資本投資が大きく，非農業就業者及び人口が多く，財政上の自立能力が強い地域ほど，農村労働力当たり耕地面積整備率が低い地域ほど，商業生産力が高いと言える。

2. 工業生産力と商業生産力の双方共に有意な相関関係を有している説明変数は，人口規模・農業就業者・化学肥料依存度・工業企業経営効率・財政力・社会資本投資規模の6変数である。このなかで，社会資本投資規模・財政力・農業就業者の3つの説明変数と工業生産力及び商業生産力の各々の間の相関係数及び回帰係数はすべて正の関係として計測された。これは，内モンゴル自治区において，社会資本投資がどれぐらい投資されているかどうか，財政上の自立能力があるかどうか，それと就業者（労働力）を確保しやすい環境であるかどうか

は，工・商業生産力の立地要因を考える際の共通した規定要因であることを意味する。さらに，工業生産力及び商業生産力の被説明変数間の相関係数は0.782という高い相関関係を示していることからは，工業生産力が高い地域では商業生産力も高い傾向にあることを指摘できる。

本稿での財政力は数値の低いほど，自治区政府からの財政補助の方が一貫して小さいという地方財政の自立能力が強いことを意味する。財政力と商業生産力間の相関係数・回帰係数は工業生産力とのそれよりやや大きいことから，財政力は工業生産力より商業生産力により大きな影響力を持つことが分かる。

3. 社会資本投資規模の工業生産力・商業生産力に対して直接的な影響を示す回帰係数，相互関係を示す相関係数のどちらも最大の数値を示している。これは，内モンゴル自治区において，社会資本投資規模の拡大は工業生産力・商業生産力の向上により大きいな貢献していることを意味する。換言すれば，社会資本投資のストックとしての長期的生産拡大効果（社会資本の供給面の効果）とフローとしての短期的生産誘発効果（社会資本の需要面の効果）によって，工業・商業の生産力拡大を促進されているとのことである。他方，財政力と社会資本投資規模の間の単純相関係数は統計的に有意な関係として認められているにも関わらず，社会資本投資規模への直接的な影響は認められていないことから，財政力と社会資本投資規模の間には相互規定関係が成立しないことを意味する。従って，工・商業生産力の立地を考える際，財政政策及び社会資本投資政策を別々に考慮する必要があることが浮き彫りになる。

4. 農村就業者当たりの耕地面積装備率も低い地域は，土地集約的，資本・労働使用的農業技術に依存することによって，生産物の増加を図っていると考えられる。また，このような地域の農業就業者は，所得の向上を図るために，工業や商業への兼業に大きく依存する傾向があると考えられる。かくして，農村労働力耕地面積装備率の商業生産力への負の直接的な影響が計測されたことから，内モンゴル自治区の農業就業者の兼業機会においては，工業より商業の方がより有利であることを分かる。

以上の分析結果の検討から，内モンゴル自治区における工業企業生産額の規模の大きさを意味する工業企業生産力の立地に関する規定要因は，社会資本投資の規模・工業企業の資本集約度，農業就業者，財政上の自立能力などである。同様，商業生産力の立地に関する規定要因は，社会資本投資の規模・財政上の自立能力・農業就業者・人口規模・農村労働力あたりの耕地面積装備状況などである。

本稿の分析は，内モンゴル自治区における地域間，産業間（農業と非農業）の所得格差が存在するという現実とその所得格差を是正する上で，何が有効な戦略的手段になりうるかを解明するための第１次のステップにしか過ぎない。従って，生産力（耕種農業・畜産業・工業・商業）の立地を規定する要因及び各産業生産力が所得水準に如何なる影響を与えるかを実証的，定量的に解明することを第２次のステップとして，今後の課題としたい。

参考・引用文献

大野幸一［2000］『経済発展と地域経済構造――地域経済的アプローチの展望――』アジア経済研究，

河村能夫［1985］「出移民集落の社会経済的性格――滋賀県犬上郡における計量分析」戸上宗賢編著『ジャパニーズ・アメリカン』ミネルヴァ書房，pp. 57-75

河村能夫［1986］「都市化に伴う農家の兼業深化と集落農業」宮永昌男『地域パフォーマンスの研究――甲賀地域経済の転換と軌跡』ミネルヴァ書房，pp. 223-275

河村能夫［2001］「自動車産業における部品メーカーの経営実態」河村能夫編著『中国経済改革と自動車産業』昭和堂，p. 127

河村能夫［2003］「インドネシア南スラウェシ州における生活水準形成要因モデル――統計２次資料ポテン師・デサに基づくパス解析――」『龍谷大学経済学論集』第44巻・第３号，pp. 1-33

木下栄蔵編著［1998］『社会現象の統計分析：手法と実例』，朝倉書店，p. 123

金　湛［2002］「中国の産業構造の変化と地域格差――比較生産性の時系列的及び横断的分析を中心に――」『龍谷大学経済学論集』第42巻，第２号，pp. 53-73

金　湛［2003］「中国の産業構造要因分析のための統計２次データ処理――欠損値の処理を中心に――」『龍谷大学経済学論集』第42巻，第３・４号，pp. 75-92

呉　金虎［2003］「中国内モンゴル自治区における社会資本投資の地域格差に関する要因分析――2000年の旗レベルにおける横断分析――」『龍谷大学経済学論集』第43巻，第３号，pp. 25-45

呉　金虎［2004］「中国内モンゴル自治区における農業生産力の立地に関する要因分析――2000年の旗レベルにおける横断分析――」『龍谷大学経済学論集』第44巻，第２号，pp. 1-19

長命洋佑［2003］「京都市町村レベルにおける小売商業の地域類型化――小売環境と小売り成果に関する研究――」『龍谷大学経済論集』第43巻，第１号，pp. 43-70

西岡久雄［1994］『立地・地域構造・所得較差および地域開発』青山学院大学経済研究調査室研究叢書第３，東京：内外出版，

藤田英典［1980］「パス解析：その特徴と限界」『現代社会学』第７巻・第２号，pp. 157-182

藤田　泉［2002］『中国内陸部の農業農村構造――日中共同調査と分析――』岩波書店，

三輪公夫［1985］「工業立地政策の課題と新しい方向づけについて（研究報告）」『計画行政』第15号，pp. 58-63

三輪公夫［1986］「工業立地政策の課題と新しい方向づけについて（Ⅱ）――拠点的開発方式の考え方――」『計画行政』第16号，pp. 60-64

蘭　信三［1994］「満州移民送出のメカニズム――計量分析を中心として――」蘭信三『満州移民の歴史社会学』行路社，pp. 80-121

NIRA 研究報告書『中国の地域開発に関する研究』［1995］　全国官報販売協同組合，

内蒙古自治区統計局『内蒙古統計年鑑』［2001］　中国統計出版者，pp. 624-825

（受付　2004年12月17日）