

オーストラリアにおける

ビーフサイクルのスペクトル分析

——周期性およびラグ構造の

——検出を中心として——

加賀爪 優

一 分析課題

周知の通りオーストラリアは概して農業への政府介入の少ない国である。しかし近年、輸出多角化計画という一種の輸出割当政策が実施され、また緩衝基金計画という一種の国内価格安定化のための提案がなされている。

前者は民間輸出業者が無計画に特定の有利な輸出市場へ牛肉輸出を集中させるのを押さえ、将来の潜在的な輸出市場を開拓しようとするものである。この下で有利な輸出市場への輸出資格そのものが輸出業者間で売買され、このことが肉牛価格に少なからぬ影響を与えている。既に、計画の対象市場となつてい

るアメリカ、カナダに次いで日本もその対象市場に含められようとしている。

また後者は、例の石油危機以後の輸出不振による牛肉価格の大暴落時に大半の肉牛農家（主にフィードロット方式を採用していた農家）が破産したという、あの悲惨な経験の産物であり、国内価格を輸出市場の変動から切り離して安定化させようという提案である。

こうした二つの計画は政府機関であるAMB（オーストラリア食肉委員会）が担当していたが、奇しくも我が農林省が農林水産省と改名したのと殆ど時を同じくして、AMLC（オーストラリア食肉畜産事業団）と改名され、その所管する領域も畜産部門全体に拡大されている。

またこれら二つの計画は、ちょうど日本の現行制度、つまり牛肉輸入割当政策および牛肉価格安定帯政策に対応し、その裏返しとも言ふべき政策に近づくところがある。

このように政府介入が増しつつあるという事実から分る通り、オーストラリアにおける牛肉価格変動はもはや放置し得ない段階に來ていると見てよい。

一般に時系列変動は、傾向変動、循環変動、季節変動、不規則変動の四つが複雑に混ざり合つて生じている。経済時系列では傾向変動が強く現われ、なかでも農業時系列では、その生産

が生物学的現象に依存し気象要因に左右されるため季節変動が強く現われる。更に畜産時系列では、その生産が動物学的現象に依存し特有の懐妊期間があるため循環変動が強く現われる、なかでも牛肉時系列は肉種ごとに生産期間が異なり、乳牛からの生産もあるため特に複雑な循環変動を示す傾向にある。

従来、こうした農業時系列の循環変動(周期変動)について幾つかの分析がなされて来た。しかしこれらの大半は、時系列の全体的変動、つまり見かけ上の動きに注目したものであつて、それを構成する成分変動の段階にまで立ち入って分析したものはごく最近まで殆どない。僅かにアメリカ、カナダにおける分析がある程度である。

この両国での分析の要点は次の通りである。⁽²⁾ 市場において(期間一九四九年一月～一九七二年四月)、

- ① 屠殺頭数の時系列には一〇～一一年のサイクルと三年のサイクルがあり、価格系列には三年と一年のサイクルがある。
- ② 小売価格は卸売価格に約三週間遅れて対応しており、子牛価格、成牛価格、卸売価格は殆ど同時に変動する。
- ③ 屠殺頭数と肉牛価格の系列について、長期的周期帯(周期四・三五カ月以上)では殆ど同時に変動し、短期的周期帯(周期四・三五カ月以下)では肉牛価格が屠殺頭数に

約九カ月先行している。

またカナダの分析例では(期間一九四九年一月～一九七二年四月)、

肉牛価格と屠殺頭数の系列には一〇年のサイクルと六〇カ月のサイクルとがあり、六〇カ月サイクルの変動では肉牛価格が屠殺頭数に六・一四カ月先行している。

次節で説明する如く、オーストラリアの牛肉生産流通構造は、これらの国に比べて未整備であり、極めて複雑で多様化されている。

従つてこれらの分析例と直接比較可能な分析結果を導き出すことは困難であろうけれども、一応の冒険的試論として、次のことを本稿の課題とする。

〔i〕 オーストラリアの牛肉市場において異なつた流通段階での三つの時系列データ(牛肉卸売価格MBP、雄壮齡牛価格AOP、屠殺頭数STN)に明確な周期成分が観察されるか否か、観察されるとすればどの位の周期をもつ成分変動がドミナントであるか。

〔ii〕 この三つの時系列の各々の組み合わせについて主な成分変動ごとの時間的先行遅行関係を検出し、関連度、タイムラグの長さ、波及の仕方について検討する。

〔iii〕 前述〔ii〕の結果から、主な周期帯における三つの異

なる市場段階の時系列間の先行遅行関係を判定し、関連度、タイムラグの長さ、波及の仕方について検討する。

〔iv〕前述「i」～「iii」の結果をアメリカ、カナダでの分析結果と可能な範囲内で比較検討することにより、主要輸出先でのビーフサイクルがオーストラリア国内にどのような反映されているかについて検討する。

なお、分析に先立って第二節でオーストラリアの牛肉生産流通構造を概観し、第三節で分析手法と資料について略述する（煩雑を避けるため数式展開は必要最小限にとどめる）。第四節で前述の諸課題について実証分析を行い、第五節で若干の帰結を導出する。

注（1）有利市場への輸出資格の売買を制度化し、AMLCの管轄でセリ売りする案も出されている。

（2）この分析例は「牛肉に関する国際シンポジウム」（一九七九年東京開催）での報告者 Darryll E. Ray 氏より入手した資料・情報による（文献〔6〕）等。

二 オーストラリアにおける

牛肉生産流通とビーフサイクル

従来の幾つかの調査報告によると、オーストラリアでのビーフサイクルは、他の諸国でのビーフサイクルに比べて極めて不

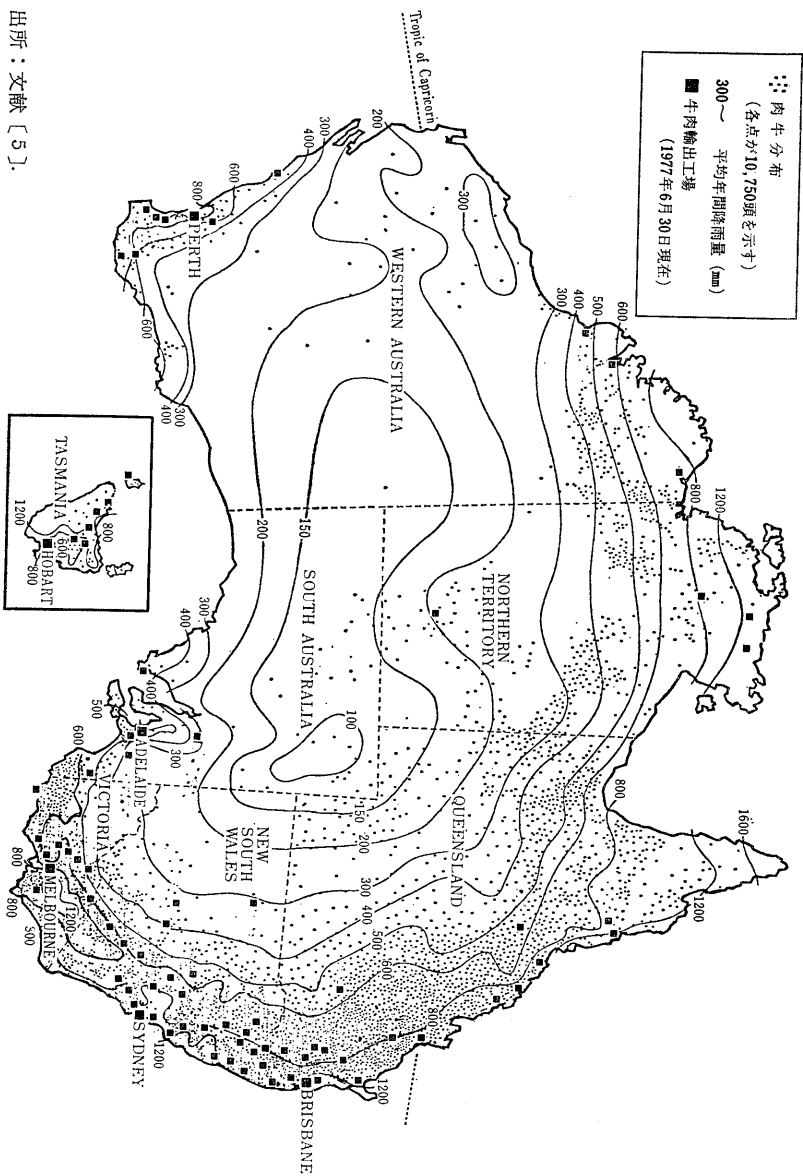
規則な変動をしていることが指摘されている。こうした事情は、オーストラリア特有の牛肉生産流通構造の複雑さによるものと思われる。そこで本節では、このような不規則なビーフサイクルをもたらししている生産流通構造を概観しておこう。

第一図に示す通り、牛肉は広大な豪州大陸の幅広い異なった地域で生産され、その生産形態は多種多様であり、その流通経路も多岐にわたっている。また豪州大陸全体が極めて乾燥した土壌であるため、生産条件の年次的変動が余りにも大きいことが特徴である。

主な肉牛種は英国系のヘレフォード、ショートホーン等であるが、日本と違って乳牛が食肉用に回されることは少なく（主に子牛肉³用²に用いられる）、全生産量の一五％程度である。またフィードロットによる生産は、最近では殆どみられず、全生産量の二％程度にすぎない。残りの大部分は放牧飼養形態で生産される。なお、肉牛専業農家は全肉牛生産者数の二〇％にも満たず、殆どが他の部門との複合経営である。

オーストラリアにおける牛肉は次の四つのタイプの生産形態で生産されている。つまり、①若齢牛の繁殖育成・肥育（一貫経営）、②壮齢牛の繁殖育成・肥育（一貫経営）、③ストア牛（瘠牛）の繁殖育成・販売、④ストア³ア牛の購入・肥育の四形態である。各々の詳細な説明は後注にゆずるが、これらの諸形態

第1図 肉牛および牛肉輸出工場の分布



出所：文獻〔5〕

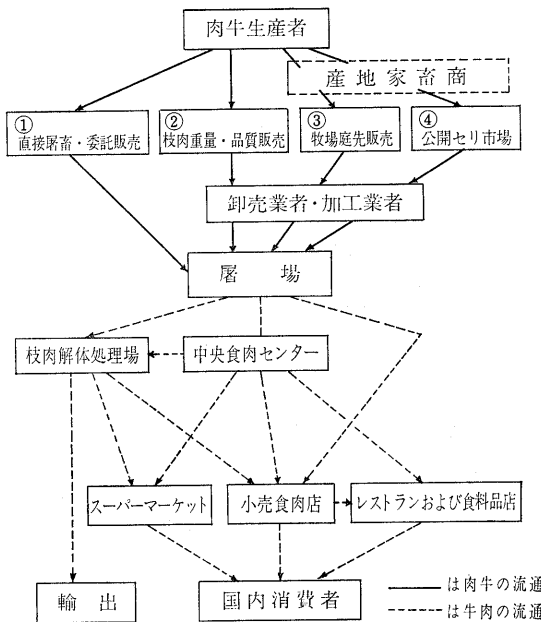
で生産される肉牛は、大きく分けて、(イ)若齢牛(六～一二月)、(ロ)イアリング(yearling 一二月～一六月)、(ハ)雄子牛(steer、一六月～三歳)、(ニ)壮齢牛(bullock、三歳以上)、(ヘ)ストア牛(store cattle、繁殖育成過程で一～二歳まで飼養し、更に肥育過程で最高一二月飼育する)と肉牛だけに限っても五種類あり、これに僅かではあるが、高齢雌牛(cow)と若齢雌牛(heifer)が加わる。この様に肉種ごとに肥育期間が異なり、各々の生産が固有のサイクルをもって変動しているわけである。

このように生産形態毎に異なった肉種を生産しており、それぞれの肉種毎に生産期間が違っているということは、オーストラリアのビーフサイクルを考える上で極めて重要である。一般に牛肉生産のサイクルは、繁殖育成から肥育に至る全飼養期間に出荷に関する意思決定期間を加えたものと考えられる。ここで後者は農家毎あるいは肉種毎にそれほど大きな差はないと思われる。それ故、この牛肉サイクルを主に決定づけるものは、肉種毎の肥育期間ということになるからである。従って、各々の肉種がその肥育期間に対応する一定の周期をもったビーフサイクルを形成し、これらが複雑に混ざり合って全体と

して不規則なビーフサイクルを形成することになるのである。

①の若齢牛の生産形態は気候条件に恵まれたニューサウスウェールズ州やヴィクトリア州に集中しており、輸出向けの比重の高い肉種を生産する。②壮齢牛および④ストア牛肥育の生産形態はクィーンズランド州に多く分布している。また①や②の生産形態を採っている農家は、その若齢肉牛の多くを国内消費用

第2-a図 オーストラリアにおける牛肉流通経路



出所：文献〔5〕。

に販売する。

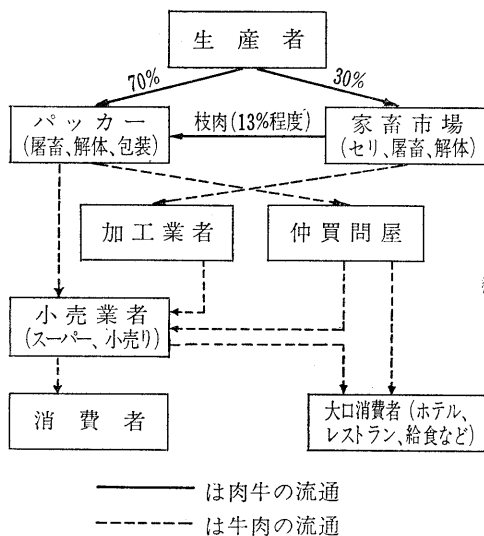
概して屠殺時の肉牛の年齢が高いものほど、オーストラリア国内で消費される比率は低い。従って高齢肉牛の生産者は輸出市場により多く依存する傾向がみられる。

第2—a図はオーストラリアにおける牛肉流通経路を示している。肉牛出荷段階の四形態のうち、第一の経路（直接屠畜・委託販売）は生産者が卸売業者や加工業者を兼ねる場合以外には余り見られず、クイーンズランド州やニューサウスウェールズ州で輸出業者による垂直的統合という形で芽生えつつある。

第二、第三の出荷経路は日本という相対取引的なもので、主に肉牛輸送経費および屠殺経費を生産者が負担するか買手が負担するかの違いであり、第二の出荷経路は北部オーストラリアで屠畜される肉牛の五〇％に採用されている。

しかし現在では、第四の出荷経路（公開セリ市場）で出荷される肉牛流通が全国的にみて最も重要であり、北部オーストラリアとは対照的に南部諸州では、大部分の肉牛がこのセリシステムを通じて販売される。このセリ市場システムを通じて販売される肉牛の比率は、ニューサウスウェールズ州八〇％、ヴィクトリア州七〇％、南オーストラリア州七五％、クイーンズランド州五〇％、西オーストラリア州四〇％、タスマニア州四〇

第2—b図 アメリカにおける牛肉流通経路



出所：文献〔10〕。

％である。

以上の四つの肉牛出荷経路から販売された枝肉は総て民間ベイスで取引され、中央食肉センターを経て、一部は直接に小売市場へ流れて国内消費者に届くが、残りは枝肉解体処理場を経由して輸出市場へと流れる。

他方、第2—b図はアメリカにおける牛肉の流通経路を示している。近代化された生産形態からごく単純明快な流通ルート

を経て消費者まで流れるという極めて合理的な流通システムを示している。つまりパッカー（食肉処理業者）が屠畜から解体、包装まで一貫作業でやってしまうわけで、このルートが全流通量の七〇%を占めている。また全米を通じてほぼ同様の流通システムが貫徹しているわけである。

これと比べるとオーストラリアの流通制度は極めて未整備で複雑であることがわかる。生産段階から最終消費段階までが多数に分断され、その各々の中間段階ごとに幾つもの異なる流通オプションが併存している。更にその間に多数の独立の流通主体が介在しているわけである。このことはそれだけ垂直的にも水平的にも変動パターンの自由度が大きいことを意味し、各段階、各流通オプションごとに異質なビーフサイクルを生じ易いわけである。

このようにオーストラリアの牛肉生産流通構造は極めて煩雑で多様化されている。ここで煩雑というのは、①生産形態における多様性、②従ってその反映でもある肉種が多様性、③流通経路における多様性という三重の意味での多様性を意味している。更に各々の生産形態および流通経路の相対的ウエイトが各州ごとに異なっているという事実がこの煩雑さを倍加させている。

こうした複雑な重層構造の中で、前述した様に、一方で生産

形態および肉種ごとに輸出依存度が異なっており、また他方で国内消費用についてもその生産形態および肉種ごとに生産期間が異なり各々が違った周期をもつビーフサイクルを示しているわけである。

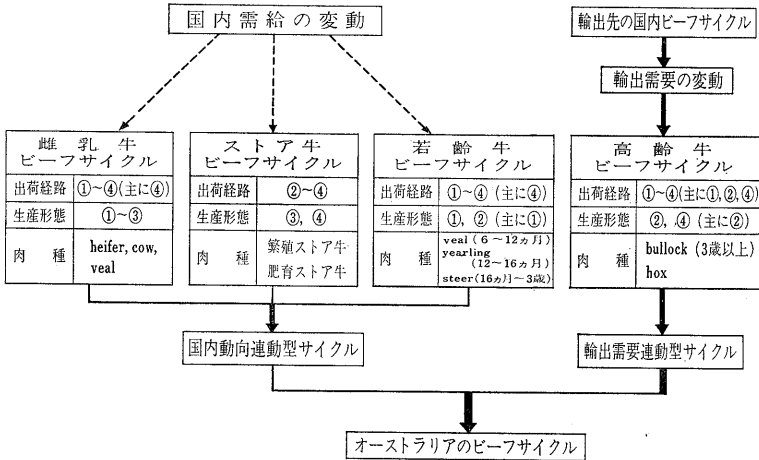
それ故、第21c図に示す様に、オーストラリアのビーフサイクルは、高齢牛を中心として輸出需要のサイクルを強く反映する部分（輸出需要連動型サイクル）と若齢牛を中心として国内消費の動向を強く反映する部分（国内動向連動型サイクル）とが混在していると解釈しうる。そしてこの両者が各州ごとに異なった比率で混在しているという事実が、オーストラリアの全体としてのビーフサイクルの波形を複雑にしているのである。

周知の通り、牛肉は羊毛、小麦、砂糖と並んでオーストラリアの四大輸出農産物となっており、その生産の五〇%強を輸出に回すという事情から輸出市場との関連を無視するわけにはいかない。更に近年、輸出業者による生産流通段階の垂直的統合が芽生えつつあるという事情からも、輸出需要連動型サイクルの部分が大きな比重をもってくるものと思われる。

言うまでもなくアメリカが主要な輸出先であるが、日本は高級肉に対する最大の輸出市場となっている。また他の輸入国では主に加工用肉に強い需要を示している。

クイーンズランド州は最も多くの肉牛を生産しているが、そ

第2—c図 オーストラリアのビーフサイクル

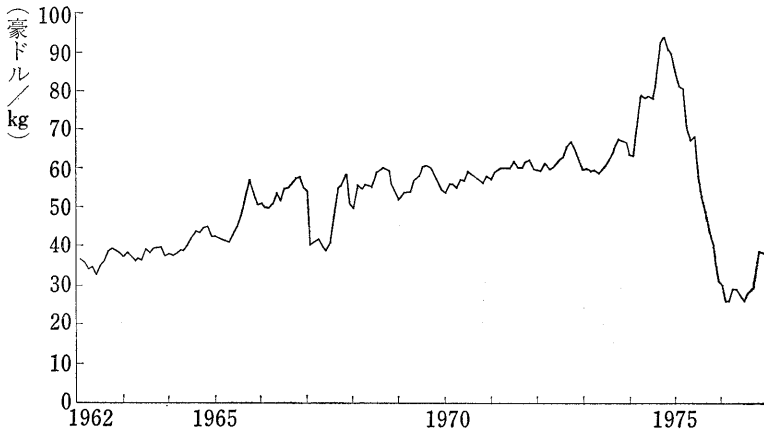


の生産量の中で輸出される比率が最も高い州である。南部諸州と違って伝統的にこの州では国内消費の少ない高齢肉牛の肥育が大きな比重を占めて来た。従って日本を代表とする輸出市場へ最も強く依存している。各州での生産量に対する輸出比率はクイーンズランド州七一%、ニューサウスウェールズ州五〇%、西オーストラリア州五〇%、タスマニア州五〇%、ヴィクトリア州四八%、南オーストラリア州四八%となっている。

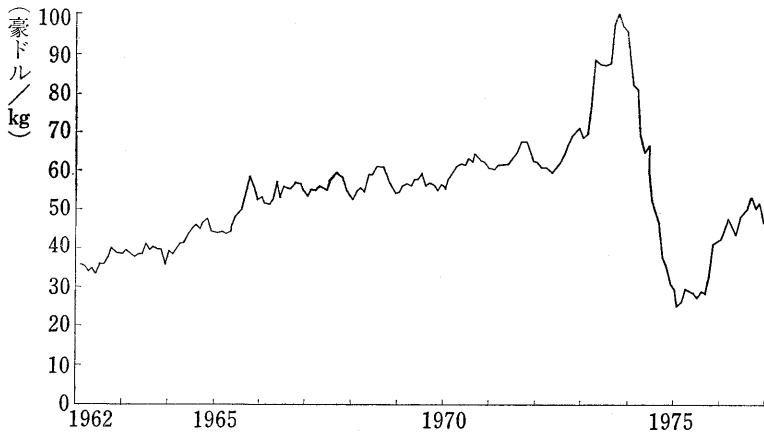
以上の輸出比率からみて分る様に牛肉は極めて輸出依存度が高く、その価格（および生産量）も国内消費よりはむしろ輸出市場の動向に左右され易い。第3-5図は、本稿で用いる牛肉市場の時系列資料を示している。一九七三年の石油危機以来の輸出不振が如何に大きく国内市場を圧迫したかが分るであろう。詳細にみると、まず一九七四年に屠殺頭数と肉牛価格に急激な下落傾向が始まり、それから約一二月月遅れて国内肉牛価格の暴落に波及していることが分る。一九六〇年代後半の開発輸入ブームに便乗した海外からの農業投資により、生産が軌道に乗った直後の世界的大異変であっただけに未だにその混乱から立ち直れない状態にある。

また全期間を通して極めて複雑な周期性を示していることが知られる。これは前述した様に、生産形態にも流通経路にも多種多様なケースがあり、生産される肉種ごとに生産期間が異なる

第3図 MBP系列（牛肉卸売価格）



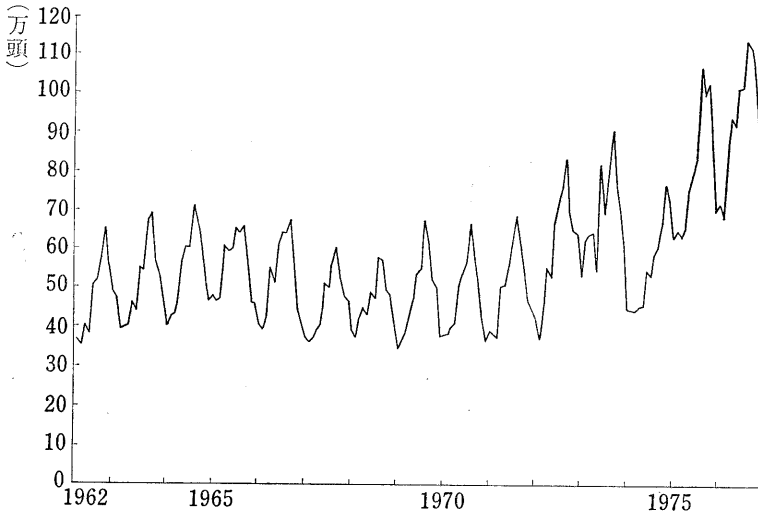
第4図 AOP系列（雄壮齡牛価格）



るため、各々異なる周期変動が複雑に混在しているという事情を反映しているからである。

なお、本稿で用いるデータについて、第2―a図の流通経路図で示すと、MBP系列は中央食肉センター段階での価格であり、STN系列は屠場段階、AOP系列は肉牛出荷段階における第④のルート（公開セリ市場）でのデータである。

第5図 S T N系列（総屠殺頭数）



る。本節で説明したオーストラリアの实情から言えば、各州ごとの肉種別データを用いる必要があるが、本稿では差し当たってS T N系列とM B P系列については各々、全肉種の集計値、加重平均値を用い、総て全国平均のデータを用いている。このことが、以下の分析結果を若干不明確なものにしていることは否めないであろう。

以下でこれらの時系列の周期性と各系列間のラグ構造について実証するが、差し当たって方法論の説明から始めよう。

注(3) ①の生産形態では、子牛を六ヶ月～一二月の年齢で屠場へ売る。生体重で一七〇～三四〇キログラム(枝肉換算で九〇～一八〇キログラム)程度である。これらの若齢牛は総て食卓用として国内市場で消費される。

②の生産形態では、主に一二月以上の年齢の肉用雄牛を生産する。屠殺時には一～三歳位で、その肥育度には広いバラツキがある。この生産形態で生産される雄牛は、主に三つのタイプに分類される。つまり(i)イアリング yearling (一二～一六カ月の年齢で、生体重三〇〇～四〇〇キログラム、枝肉で一七〇～二〇〇キログラム)、(ii)雄子牛 steer (一六カ月の三歳で、生体重四〇〇～五〇〇キログラム、枝肉換算で二二〇～三〇〇キログラム)、(iii)成牛(壮齢牛) bullock (三歳以上の雄牛であるが体重は雄子牛 steer

と同程度)の三つである。

③の生産形態(ストア牛の繁殖育成)は、土壤が瘠薄なため家畜を屠殺段階まで肥育することが不可能な地帯でみられる形態で、肉牛は一・二歳まで育成飼育され、別のより肥沃な土壤に恵まれた良好な放牧・牧草地帯の肥育農家に販売される。そして次の生産形態で屠殺段階まで更に肥育される。

④の生産形態(ストア牛の肥育)では、前段階の生産形態(ストア牛の繁殖農家)からストア牛を購入し屠殺段階まで肥育する。屠殺時の年齢(肥育度)は購入時の年齢や季節的条件に依存するが、普通は購入後一二月以内に屠場に出す。

なお、最後の形態以外の生産形態、つまり何らかの形で繁殖育成行程に携わる生産形態の農家は、副次的に雌牛(cow, heiferなど)をも生産している。これらの雌牛は繁殖に使えなくなった高齢雌牛(cow)と過剰に生まれた若齢雌牛(heifer)等である。

(4) 最初のケースは、「直接屠畜・委託販売」のルートである。このルートは生産者が卸売業者や加工業者を兼ねる場合以外にはみられない。生産者が肉牛を屠場へ売り出し、自分の負担で屠殺し食肉センターへ供給する。場合によっては食肉販売業者に委託して食肉センターへ販売する。この委託販売の事例は、隣接食

肉センターを備えた屠場を利用できる生産者にのみ利用されうるわけで、そのような施設は大都市でのみ利用可能である。このルートはタイ・ンズランド州で若干みられるが他の諸州では少ない。

第二のケースは、「枝肉重量・品質販売」のルートである。このルートは北部オーストラリアで屠殺される肉牛の五〇％に採用されている。生産者が肉牛を直接屠場へ輸送し、輸送にかかるリスクは生産者が負担する。生産者は、枝肉重量およびその品質に基づいて価格を交渉し、(通常は屠場を所有する)買手が枝肉を丸ごと買い受け屠殺費用も買手が負担する。

第三のケースは、「牧場庭先販売」のルートである。この出荷ルートでは、買手が農場を訪問し、放牧飼養中の肉牛を検査し一頭当たりの値段を差し出す。牧場から屠場への輸送費用やリスクは買手が負担する。

第四のケースは、「公開セリ市場」のルートであり、全国的に最も重要な出荷方法である。生産者が肉牛を公開セリ市場へ輸送し、セリ売りする。そのセリ販売には二通りある。伝統的な方法はセリにより価格が一頭当たりベースで決定され、肉牛の小集団ごとに販売される。最近の方法は、同じく小集団ごとにセリ販売されるが、価格はキログラム当たり生体重に基づいてセリの結果決定される。その後、肉牛の体重が計られ、

一頭当たり価格は事後的に決定される。

この第三と第四の出荷方法では、通常、生産農家に代わって販売を取り纏める家畜委任売買人（産地家畜商）のサービスを受けることが多い。この産地家畜商は肉牛販売以外に、農業に関する一般的な情報の提供等の多くの機能を果たしている。しかし近年の労働コストの上昇や情報伝達・輸送手段の改善により、これら産地家畜商の数は減少しつつある。また日本と違って生産者共同組合は肉牛出荷には殆ど関与していない。

- (5) 伝統的に総ての牛肉は、日本やアメリカと違って、四分割体または半丸枝肉の形で小売店まで輸送される。ただ輸出に出回った枝肉から得られた高価な部位（部分肉）のみが、一部オーストラリア国内でパートカットの形で流通しており、これらの高価な部分肉の多くはレストランやホテル等に販売される。

三 分析手法の説明とデータの定常化

ここで以下の分析に用いる統計手法について必要最小限の説明をしておこう。

(一) コレログラムと定常時系列

時間 t に関して不規則に変化する時系列を X_t とすると、ある時間 t だけ遅らせた系列 X_{t-1} との共分散を自己共

分散といい、これをラグ τ の関数とみなしたものが自己共分散関数 $C(\tau)$ である。これを $\tau=0$ の時の値つまり X 系列の分散で除したものが自己相関係数であり、これをラグ τ の関数とみなしたものが自己相関関数 $R(\tau)$ である。

$$R(\tau) = C(\tau) / C(0) \\ = \frac{E[(X_t - \bar{X})(X_{t+\tau} - \bar{X})]}{C(0)} \dots\dots (1)$$

この値をラグの長さ τ と対応させて二次元座標にプロットしたものがコレログラムである。

もし定常時系列 X_t が周期 T の周期変動であるとすれば、周期の整数倍だけずらすと元の波動に重なってしまう。つまり、

$$X_t = X_{t+nT} \dots\dots\dots (2)$$

従ってある時間 t だけ遅らせた時系列 X_{t-1} と元の時系列 X_t との相関度を調べることによって、その時系列変動の周期成分を判定することができる。コレログラムはこの様な目的のために考案された初歩的な分析方法である。

時系列分析ではデータの定常性が重視される。ランダムデータの（弱）定常性は次の様に定義される。平均値 $\mu = E[X_t]$ と自己相関係数 $R(\tau)$ が時刻 t が変わっても不変であり、自己相関係数がラグ τ のみの関数である場合に、この時系列は（弱）定常時系列とみなされる。

(二) 自己パワースペクトル分析

この分析手法は、定常時系列 $X(t)$ の総変動が、幾つかの単振動の合成されたものと考え、その各成分変動の周期を見出すとするものである。時系列が $N=2n$ 個のデータよりなる場合、 $X(t)$ 系列を n 個の周期関数を用いて表わせる。

$$X(t) = a_0 + \sum_{j=1}^n (a_j \cos \theta_j t + b_j \sin \theta_j t) \dots\dots\dots(3)$$

$$= a_0 + \sum_{j=1}^{n-1} d_j \cos(\theta_j t + \phi_j) + a_n \cos \pi t \dots\dots\dots(4)$$

ここに

$$\left\{ \begin{array}{l} \theta_j = 2\pi j/n : \text{角周波数} \\ d_j = \sqrt{a_j^2 + b_j^2} : \text{振幅} \\ \phi_j = \tan^{-1} \left(-\frac{b_j}{a_j} \right) : \text{位相角} \\ a_j, b_j \text{ は } \Gamma\text{-コ係数} : a_0 = E[X(t)] \\ a_n = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (-1)^t X(t) \\ a_j = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{2n} X(t) \cos \theta_j t \\ b_j = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{2n} X(t) \sin \theta_j t \end{array} \right.$$

この式から各周波数領域での分散のヒストグラムの高さ、つまりペリオドグラムが導かれ、パワースペクトルは次の様に導

《ノート》 オーストラリアにおけるビーフサイクルのスペクトル分析

かれる。

$$\begin{aligned} P(\theta_j) &= \frac{1}{\pi} \left\{ 1 + 2 \sum_{\tau=1}^{\infty} R(\tau) \cos \theta_j \tau \right\} \\ &= \frac{1}{\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} R(\tau) \cos \theta_j \tau \dots\dots\dots(5) \end{aligned}$$

これがスペクトル密度関数と言われるものであり、結果的には自己相関関数のフーリエ余弦変換したものに当たる。

このスペクトル密度関数の推定値は非常に不安定で分散が大きく、バイアスをもつため、これをウエイト付けして平滑化したものを最終的な推定値として用いている。この平滑化のためのウエイトは、ラグ・ウィンドウ（あるいはこれと一定の対応関係にあるスペクトル・ウィンドウ）と呼ばれ、幾つかの方法が提案されている（Parzen 法、Tukey・Hanning 法、Hamming 法など）が、各々一長一短を持っている。最終的な推定値に大きな差はないことが指摘されている。本稿では主にハニングのラグ・ウィンドウを用いた。具体的な平滑化の操作は次の様に

$$\left\{ \begin{array}{l} P_0 = 0.5 P_0 + 0.5 P_1 \\ P_r = 0.25 P_{r-1} + 0.5 P_r + 0.25 P_{r+1} \\ P_m = 0.5 P_{m-1} + 0.5 P_m \end{array} \right. \quad (\tau=1, \dots, m-1) \dots\dots\dots(6)$$

また前述のスペクトル密度関数の推定法にも幾つかの方法が提案されている(①Blackman-Tukey 法、②FFT法、③MEM法、④自己回帰式法など⁽⁹⁾)。本稿では全体的にFFT法を採用し、推定結果の検定に際して一部、BT法を併用した。

こうして推定されたスペクトル密度関数は、時系列の総変動にドミナントな影響を与える成分変動のもつ周波数帯の所でピークを示すことになる。従ってこのピークを探すことにより主要な成分変動の周期(周波数の逆数)を検出できるわけである。

(三) クロススペクトル分析

この分析手法は、二個の時系列 $X(t), Y(t)$ について、各々幾つかの単振動の合成されたものとみなし、各周波数ごとにその成分変動間の関係を検討することにより、両時系列間の関係をより詳細に分析しようとするものである。自己パワースペクトルの場合と全く同様に、 $N=2n$ 個のデータからなる二つの時系列を各々、次の様に表わせる。

$$\begin{cases} X(t) = a_{x0} + \sum_{j=1}^n (a_{xj} \cos \theta_j t + b_{xj} \sin \theta_j t) \\ Y(t) = a_{y0} + \sum_{j=1}^n (a_{yj} \cos \theta_j t + b_{yj} \sin \theta_j t) \end{cases} \dots\dots\dots(7)$$

各記号は自己パワースペクトルの説明と同じものを意味し、単にX系列、Y系列の別を示すサフィックスが付いただけであ

る。この両式からクロススペリオドグラムを求めて適当に変形すると、最終的にクロススペクトル密度関数が求められる。

$$P_{xy}(\theta_j) = \frac{1}{\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} R_{xy}(\tau) e^{-\theta_j \tau i} \dots\dots\dots(8)$$

(1)ここで $R_{xy}(\tau)$ はラグ τ の下でのクロス相関係数を示している⁽⁹⁾

この関数(8式)は複素数となり、実数部(共スペクトル)と虚数部(直交スペクトル)とから構成され、次の様になる。

$$\begin{cases} P_{xy}(\theta_j) = S_{xy}(\theta_j) - Q_{xy}(\theta_j) \cdot i \\ \quad = D_{xy}(\theta_j) e^{-i\phi_{12}(\theta_j)} \\ D_{xy}(\theta_j) = \sqrt{S_{xy}^2(\theta_j) + Q_{xy}^2(\theta_j)} \end{cases} \dots\dots\dots(9)$$

: クロス振幅スペクトル

このクロススペクトルから次の幾つかの統計量が得られる。
 ≪コヒアレンス≫

二系列間の各周波数ごとの関連度を示す尺度で、通常の場合で分析でいう決定係数に相当する。

$$CHR^2(\theta_j) = \frac{D_{xy}^2(\theta_j)}{P_x(\theta_j) \cdot P_y(\theta_j)}; \quad 0 \leq CHR^2(\theta_j) \leq 1 \dots\dots(10)$$

0 から1までの値を取り、1に近いほど強い関連を示し、0に近いほど関連は弱くなる。

≪ゲイン≫

クロス振幅スペクトル $D_{xy}(\theta_j)$ を入力系列のパワースペク

トル $P_x(\theta_j)$ で除したものは、ゲインと言われ、通常の回帰分析でいう回帰係数（入力系列 X に対する出力系列 Y の回帰係数： $Y_{0j} = G(\theta_j) \cdot X_{0j}$ の関係）に相当する。

$$G(\theta_j) = \frac{D_{xy}(\theta_j)}{P_x(\theta_j)} \dots\dots\dots (11)$$

《フェイズ＝位相》

これは入力系列 $X(t)$ と出力系列 $Y(t)$ との位相差を示すもので、次式によりラジアン単位（弧度法）で測られる。

$$\phi_{xy}(\theta_j) = \tan^{-1} \frac{Q_{xy}(\theta_j)}{S_{xy}(\theta_j)} \dots\dots\dots (12)$$

《タウ統計量＝タイムラグ》

ラジアン単位で示された位相差は角周波数 $2\pi\theta_j$ で時間単位へ変換できる。

$$\tau(\theta_j) = \frac{\phi_{xy}(\theta_j)}{2\pi\theta_j} \dots\dots\dots (13)$$

この統計量 $\tau(\theta_j)$ がプラスならば入力系列 $X(t)$ が出力系列 $Y(t)$ に先行していることが示され、 $\tau(\theta_j)$ がマイナスならば入力系列 $X(t)$ が出力系列 $Y(t)$ に遅行していると解釈される。

(四) 資料の説明および定常化

本稿の分析で用いる資料は既に第二節で示した通り次の三系列である。

- [1] MBP 系列（牛肉卸売市場価格、キログラム当たり豪ドル、一九六二年一月～一九七六年二月の一八〇カ月）
- [2] AOP 系列（壮齡肉牛市場価格、キログラム当たり豪ドル、一九六二年一月～一九七六年二月の一八〇カ月）
- [3] STN 系列（総屠殺頭数、単位は万頭、一九六二年一月～一九七六年二月までの一八〇カ月）。

前述の第3と5図に示されるようにこれらの原時系列はトレンドを含む非定常系列であることがわかる。スペクトル分析を適用するためにはこれらを定常化しなければならない。そこで次の変換手続きが必要となる。

- (1)トレンド除去フィルター
- (2)季節変動除去フィルター
- (3)平均値調整フィルター

の三つの定常化フィルターを通すわけである。(1)の手続きとして本稿では次の相対変換率法を用いた。

$$x(t) = \{X(t) - X(t-1)\} / X(t-1) \dots\dots\dots (14)$$

(2)の手続きとしては、センサス局法など色々あるが、要は季節因子に対応する調和波を取り除くような移動平均法を用いることである。本稿では次式を採用した。⁽⁷⁾

$$x(t) = \frac{1}{12} \sum_{p=-6}^6 X_{t+p} + \frac{1}{24} (X_{t+6} + X_{t-6}) \dots\dots\dots (15)$$

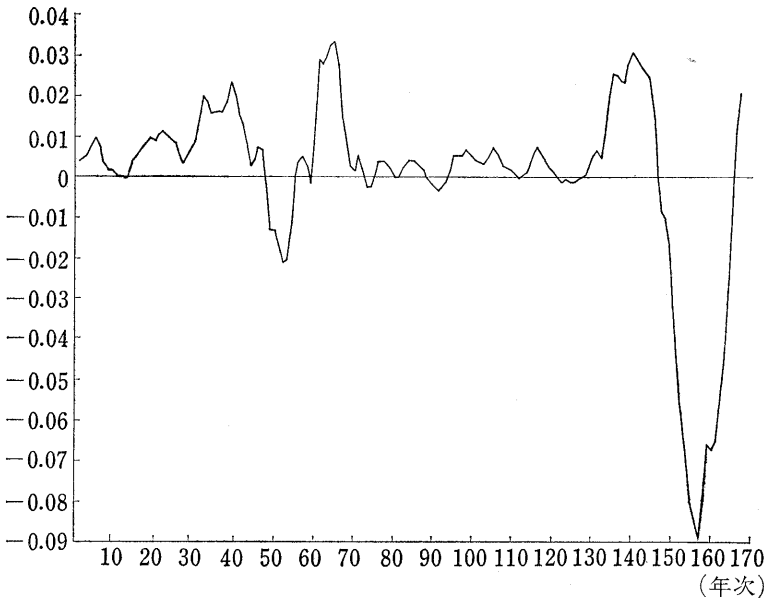
(3)の手続きは計算の便宜上のもので定常化のためには必ずしも必要でない。本稿では平均値を0に修正した系列を用いている。

原時系列にこれらの定常化の手続きを施すと第6、8図のようになる。これらの図から分る様に、以上の定常化操作を行っても、一九七四～一九七五年にわたる食料危機の影響が大きく残留し異常値の様な形で表われていることが分る。従って決して良好な定常性が得られたとは言えない。本来ならこの時期を除くべきかも知れないが、スペクトル分析では、採用した自己相関係数のラグ数に対してその数倍ものサンプルサイズが要求されるため、これらの期間も含めざるを得なかった(前述の定常化操作の結果、データ期間は一六七個に減少している)。

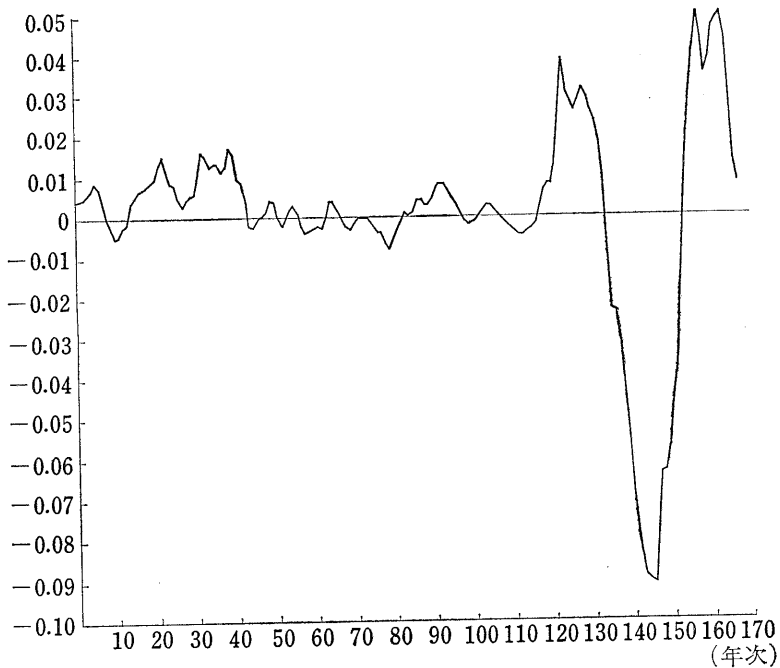
しかし他方ではこの異常期間を含めたことが逆に三系列のラグ関係を調べる上で有利に作用している面もある。というのはこの期間のデータは、石油危機、世界的食糧異変を反映して通常では見られない様な大波動を示しており、まるでモデル分析用の実験データのように「統計的情報量」に富んでいるからである。

定常化された時系列(第6、8図)において食料危

第6図 定常化されたMBP系列



第7図 定常化されたAOP系列



第8図 定常化されたSTN系列



機の前後の頃の極大値と極小値の位置を、三系列について見比べると、STN系列(Ⅱ₁₂)で極大、Ⅱ₁₃で極小)はAOP系列(Ⅱ₁₈で極大、Ⅱ₁₅で極小)に六〜七カ月先行しており、またAOP系列はMBP系列(Ⅱ₁₀で極大、Ⅱ₁₃で極小)に一二カ月先行していることが知られる。

しかしこの関係は単にこの異常な期間について食料危機という一つの外乱が流通段階の異なるこれらの三系列間でどの様な順で波及しているかということを示すだけであり、それを全サンプル期間を通しての各成分変動間の関係としてとらえることはできない。

次節でこれらの定常時系列の周期性についてより詳細に分析していこう。

注(6) BT法はスペクトル推定値の分解能も安定性もそう悪くはなく検定が容易であるが、短いデータでは推定できない点欠点である。他方FFT法は演算速度が速いという利点はあるが、少数のデータでは安定性が低くなる。MEM法は短いデータからも分解能や安定性の良好な推定結果を与えるが、その検定方法に難がある(なお、BT法では自己相関係数のフーリエ余弦変換からスペクトル推定値を得るが、FFT法では逆にスペクトルのフーリエ逆余弦変換として自己相関係数を求めるという関係にある)。

(7) 文献〔4〕。

(8) 採用したラグ数に対し、三〜六倍、または検出した最大周期の六倍のデータ数が必要とされる。

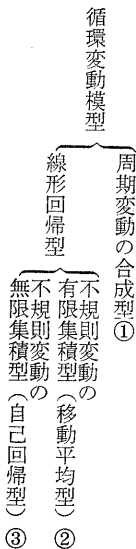
(9) 定常化された後の最終的な時系列データが余りにも小さな数値となったので、以下では計算結果を10倍した数値を用いて分析している。

四 実証分析

(一) コレログラムによる分析

前述の如く、コレログラムとは、時系列データの自己相関係数を各々のタイムラグの関数とみなして、二次元座標にプロットしたものである。三つの時系列MBP(牛肉卸売価格)、AOP(雄壮齡牛価格)、STN(総屠殺頭数)について各々のコレログラムを示すと第9〜11図のようになる。これらの図から、三つの時系列データは、各々異なった自己相関構造を示していることがわかる。

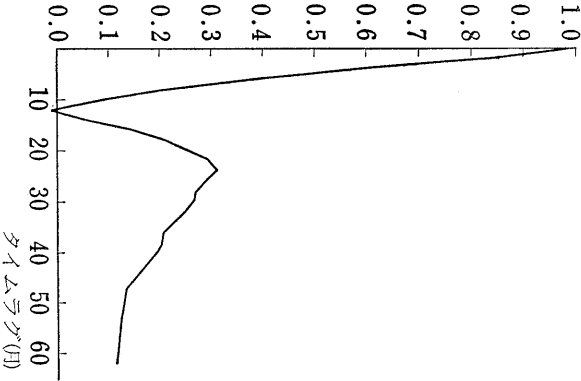
時系列解析論の教えるところによれば、循環変動はその成立過程によって次の様に分類される。



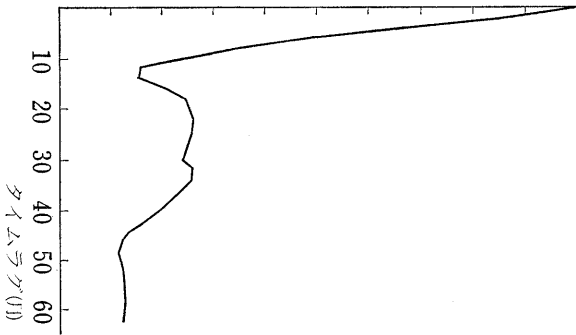
定常性の条件等が満たされる場合、①の型のコレログラムはやはり一定の周期をもつ周期関数となる（この周期はかならずしももとの変動の周期と一致しない）。②の型のコレログラム

は、 $t=1$ から等差的（直線的）に減少し、ある時点以後は横軸に一致する。③の型のコレログラムは減衰するが、自己回帰の次数が一次の時には単調に減衰し、二次の時には減衰しつつ振動

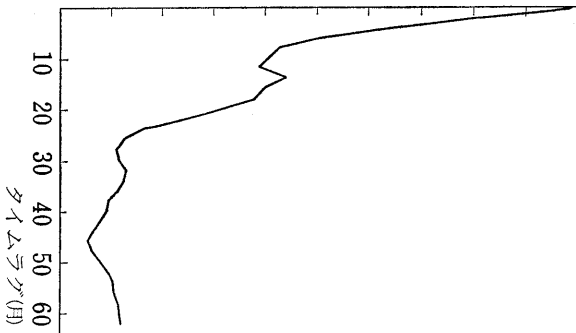
第9図 MBP系列のコレログラム



第10図 AOP系列のコレログラム



第11図 STN系列のコレログラム



(横軸の上下に振動)する。また三次以上の場合には、この一次と二次のケースの和となるので主に正の領域で減衰しつつ振動するということが知られている。

前述の第9、11図に示されるコログラムは一見して減衰振動型に近いことが読み取られ、MBP系列は二次、AOPとSTN系列は三次以上の自己回帰型であることを類推させる。しかしより詳しく見ると小さなラグの所では確かに振動しているが、大きなラグの所では必ずしも振動していない。他方、ラグが二カ月の所まではどの図でもやや直線的に減少しており、それ故、それ以後のラグでの自己相関係数(大部分は 0.3 以下)を 0 と有意に異ならないものと見なせば②の型(移動平均型)ともみられる。

前節で示した様にこれらのデータは、原時系列変動から傾向変動と季節変動とを除去したものであり、従って循環変動と不規則変動とが残留していることになる。以上の推論は、これらの時系列が、単なる周期変動のみの合成型というよりも、無限あるいは有限の不規則変動の集積型(②あるいは③)に近いことを類推させ、不規則変動の比重が高いことを予想させる。このことは第二節で示したオーストラリアの牛肉生産流通の複雑な重層構造を反映するものと思われる。

他方、これらの図形には、前節で採用した定常化操作(移動

平均法と相対変化率法)が過大に影響していることも考えられる。それ故、図の形だけから、もとの変動が①の型(周期変動の合成型)ではないと断言することはできないであろう。

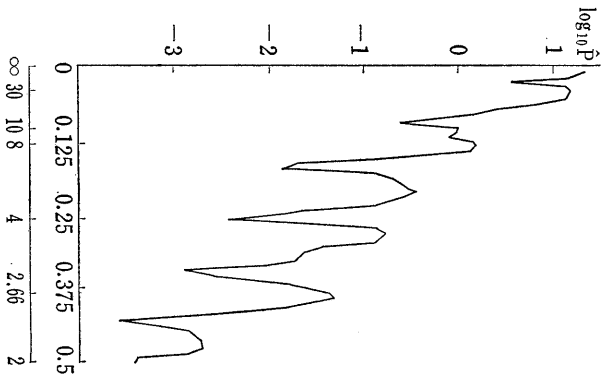
そこでこうした定常化操作の偏った効果を考慮して、原時系列が①の型であり、しかも同一の周期をもつ周期変動のみの合成型(つまり単振動に変換できる場合)であると仮定してみよう。周知の通り単振動のコログラムは元の単振動と同じ周期をもつ周期変動を示す。それ故、図から、MBP系列(第9図)は二四カ月前後の周期を示し、AOP系列(第10図)は二二、三三カ月の周期を、STN系列(第11図)は一四、三三カ月の周期を示すと読めないこともない。しかし、この仮定は極めて非現実的な想定であり、以上の解釈をそのまま受け入れられないことは言うまでもない。

一般に経済時系列は幾つかの異なった変動が合成されたものであり、その各成分変動の周期は必ずしも均一ではない。前述のように、畜産時系列の場合には特にその傾向が強いと思われる。この様な場合には、コログラムのみによる分析には限界があり、その内部に混在している成分変動に関してより詳細に立ち入る分析ツールが必要となる。それに答えるのがベリオドグラムであり、より精緻化された形ではスペクトル密度分析である。

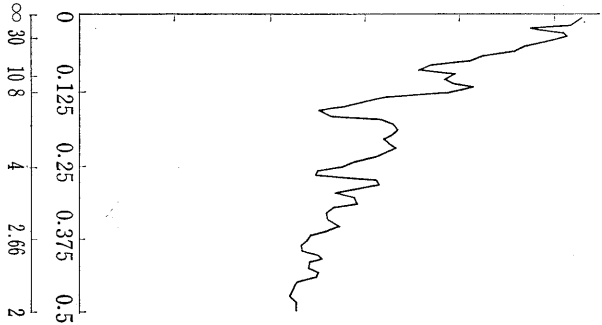
(二) 自己パワースペクトル分析

スペクトル分析は、シユスターのペリオドグラムと同様な発想の下で、時系列データの変動を幾つかの単振動の合成された周波数領域に各成分変動を配列し、各周波数をもつ成分変動の分散が全分散に占める相対的ウェイトを推定するものである。

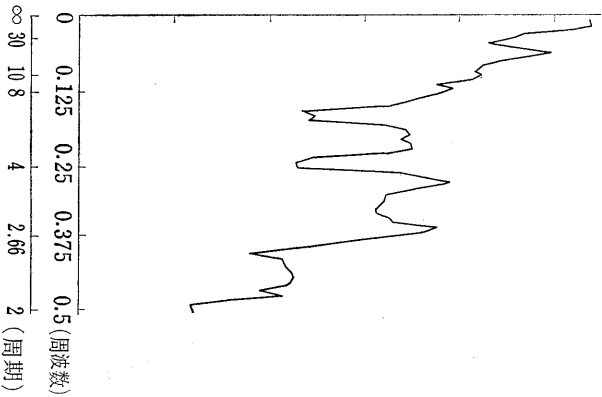
第12図 MBP系列のスペク
トル密度



第13図 AOP系列のスペク
トル密度



第14図 STN系列のスペク
トル密度



従って、時系列変動に影響する幾つかの成分変動の中でドミナントな影響を与える成分変動の周波数に対応するパワースペクトル推定値は、スペクトル密度関数のピーク（極大値）を示すことになる。

スペクトル分析の方法論は第三節および別稿にゆずることにして、その分析結果を以下に示そう。第12、14図は、三つの系列のスペクトル密度関数の推定値を示しており、第一表はその中で主なピークを拾い出したものである。

まずMBP系列では、スペクトル密度関数に七つのピークが観察された。長期的変動の領域では三一・七カ月周期と一〇・五カ月周期であり、短期的変動の領域では七・九カ月、四・八カ月、三・六カ月、二・五、二・一カ月周期である（第一表および第12図）。

他方、STN系列では、九個以上のピークが観察される。長期的変動の領域では一二七・〇カ月周期、一八・一カ月周期、一〇・五カ月周期の成分変動であり、短期的変動の領域では五・〇カ月、四・五カ月、三・六カ月、二・八、二・一カ月周期のところにピークが見出される（第一表および第14図）。

またAOP系列では八個以上のピークが観察された。長期的変動の領域では、三一・七カ月、一〇・五カ月、短期的変動の領域では八・四カ月、五・二カ月、四・五カ月、三・五、三・

第1表 スペクトルピークの仮説検定
(サンプルサイズ=167 自己相関関数のラグ=32 等価自由度=19.31)

系 列	周 期 (周波数)	相対的ピークの スペクトル密度	ホワイトノイズ の95%信頼区間	その他のスペクトルピークの周期帯	
				カ月	カ月
MBP	カ月 サイクル/月 31.74 (0.0315)	17.9	15.2~38.8	7.93	4.87
	10.58 (0.0945)	0.993	0.844~2.154	2.59	2.11
	3.62 (0.276)	0.226	0.192~0.490		
STN	127.06 (0.007)	38.5	32.7~83.5	5.07	4.54
	18.14 (0.055)	9.64	8.19~20.91	2.82	2.26
	10.58 (0.094)	2.17	1.84~4.70	2.11	
	3.62 (0.276)	0.901	0.765~1.955		
AOP	31.74 (0.0315)	12.8	10.8~27.7	8.47	5.29
	10.58 (0.0945)	0.943	0.801~2.046	4.54	3.53
	3.17 (0.315)	0.0892	0.0758~0.1935	2.82	

一カ月、二・八、三カ月周期のところで各々ピークがみられた(第一表および第13図)。

小さなピークまで総て拾い上げると以上のようになるが、これらの中の幾つかは推定値が不安定で、推定法(例えばラグウインドウの選び方およびラグの打ち切り点等)を少し変えれば消滅するようなピークも含まれている(特に短期的変動の領域のものはその傾向が強い)。そこで以下ではこれらの中で比較的安定したピークに注目していく(第一表は比較的安定した相対的ピークを示したものである)。

三つの時系列の関係について興味深いことは、長期的変動の領域で一〇・五カ月周期のところで共通にピークが観察されることであり、共通に約一年の周期をもつ成分変動が安定的に観察されることである。また、短期的変動の領域では、二・五、四・五カ月周期の周波数帯で類似したピークが観察される。

二つの価格系列(MBPとAOP)の間では、長期的変動の三・七カ月と一〇・五カ月周期の所で共通のピークが観察される。このことから、オーストラリアの牛肉市場の価格系列には、約三年と約一年の周期変動がより大きく作用していることが確認される。

また肉牛市場段階に関する二つの系列(STNとAOP)の間では、長期的変動の一〇・五カ月周期の他に、四・五カ月周

期と二・八カ月周期の所に共通のピークが見られるが、これは季節変動の調和波とほぼ一致し、定常化フィルターを通してもおおかつその一部が残留したものとみられる。

異なる市場段階での価格と数量の系列(MBPとSTN)の間では、長期的変動一〇・五カ月周期の他に、三・六カ月周期と二・一カ月周期のところで共通のピークを示している。

前述した通り、STN系列では、長期的変動の一・二七・〇カ月周期の所に相対的ピークがみられるがこれは約一〇年周期に当たり、アメリカで観察された分析結果(一〇〜一一年と三年のサイクル)とも一致している。

相対的ピークの信頼性を統計的に検定するために次の手続きで有意性検定を行う。先ず帰無仮説「当該時系列がランダムな系列(白色雑音)である」という命題を考え、これを一定の有意水準の下で棄却する。ランダムな正規変量の α_3 信頼区間は次式で示される。

$$P\left[\chi_{\alpha_1}^2(V) \leq \frac{V\hat{P}(\theta_j)}{P(\theta_j)} \leq \chi_{\alpha_2}^2(V)\right] = (\alpha_1 - \alpha_2) = \alpha_3$$

ここで $\chi_{\alpha}^2(V)$ は自由度 V のカイ二乗分布の上側 $\alpha\%$ 点、 α_1 と α_2 は χ^2 分布の上側累積確率、 $P(\theta_j)$ は正規分布に従うランダム変量のスペクトル密度の理論値、 $\hat{P}(\theta_j)$ はその推定値である。ここで V は等価自由度といわれる近似式で

$$V = a \cdot \frac{N}{M}$$

で計算している。この数値 V は、もとの系列が必ずしも正確に正規分布に従っているとは限らないという事実を考慮して選ばれる値であり、あくまで近似値であるので厳密な検定方式とは言えず、検定結果の解釈には注意を要する。

この検定方式により求められた信頼区間から外れるピークのスペクトル密度は、 $(1-\alpha_2)$ の有意水準で白色雑音のスペクトル密度と有意に異なると判定できるわけである。

この検定方式によると、5% ($\alpha_1=0.975$, $\alpha_2=0.025$) の水準で、以上のどのピークも統計的には有意でなかった。

扱っている時系列データが、オーストラリア各州の加重平均値ないし集計値というデータ上の制約もあり、また検定方式自体がここで用いた推定法に必ずしも最適な方式とはいえず近似的な方式であるため、検定結果を無条件に受け入れることはできない。

従って極めてラフな意味での統計的支持は欠くが、以上の推論から次の様に（控え目に）考えても大きな誤りはなからう。オーストラリアのビーフサイクルに関して、価格系列については約三年周期と約一年周期、および三カ月前後の周期を示す周波数帯に主なピークのあることが確認された。また、屠殺頭

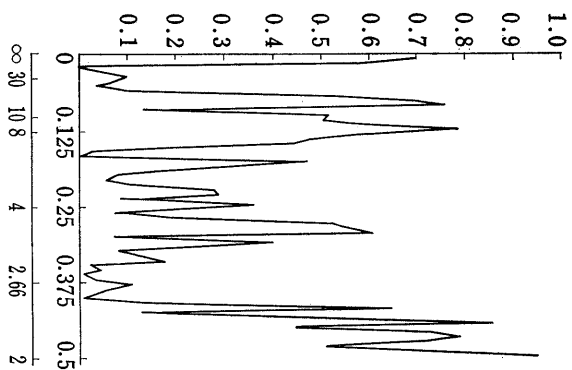
数の系列については、一〇年周期という長期の周波数帯にもピークのあることが確認された。これらの結果は、他の分析結果、特にアメリカのビーフサイクル論と共通した点を示しているが、カナダについて報告されている六〇カ月というビーフサイクルは、オーストラリアでは確認されなかった。

(三) クロススペクトル分析

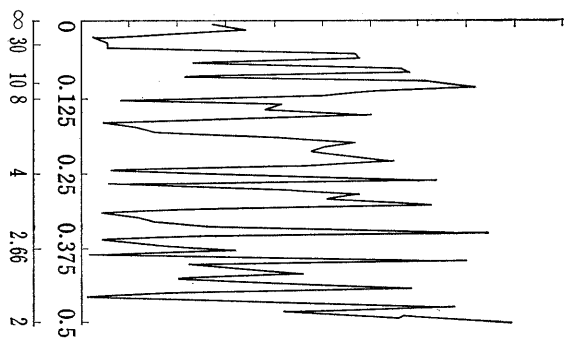
三つの時系列 (MBP, STN, AOP) の組み合わせについてクロススペクトル分析を適用した結果を検討しよう。第15～17図は、三通りの組み合わせ〔A〕MBP—AOP、〔B〕MBP—STN、〔C〕STN—AOP についてのコヒアレンスダイアグラムを示したものであり、また第18～20図はゲインダイアグラム⁽¹⁵⁾を示している。さらに第二表はこれらの中から各組み合わせごとにコヒアレンスのピークに対応する周波数帯を拾い出したものである。

まず〔A〕MBP—AOP系列の組み合わせから見ていこう。この組み合わせは、牛肉卸売価格と雄成牛価格との関係であるが、第15図から全周波数領域にわたってコヒアレンスをみて行くと、全体として長期的周期帯（低周波数領域）では幅広く中程度の関連度を示し、短期的周期帯（高周波数領域）では飛び飛びに強い関連度を示している。

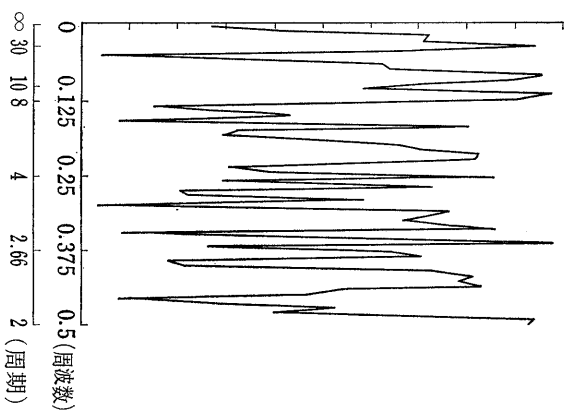
第15図 MBP—AOPの γ ヒ
テレンスダイアグラム



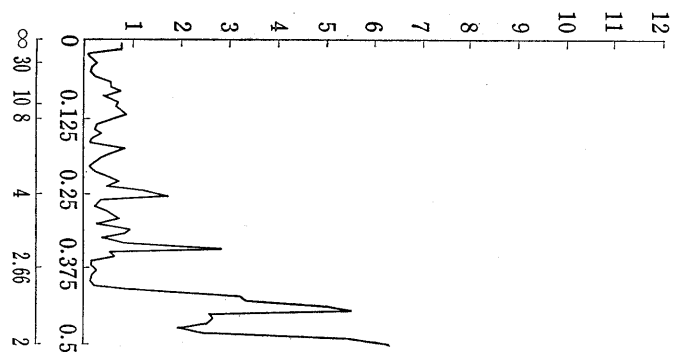
第16図 MBP—STNの γ ヒ
テレンスダイアグラム



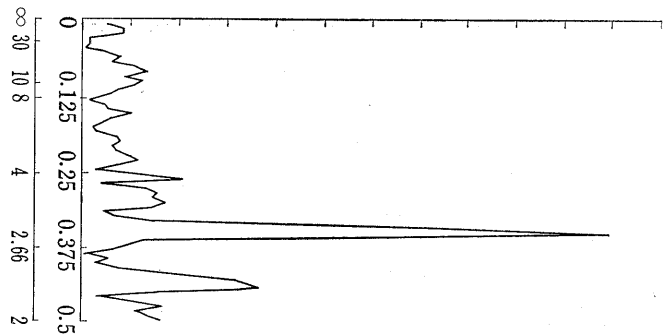
第17図 STN—AOPの γ ヒ
テレンスダイアグラム



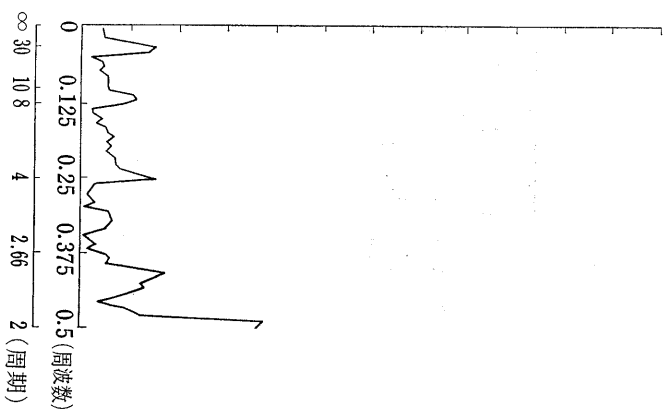
第18図 MBP—AOPのゲイン
ダイヤグラム



第19図 MBP—STNのゲイン
ダイヤグラム



第20図 STN—AOPのゲイン
ダイヤグラム



第2表 クロススペクトル推定値
(コヒアレンスの主な極大値のみ列挙)

[A] MBP—AOP 系列

周 期 (周波数)	コヒアレンス	ゲ イ ン	フ ェ イ ス	タイムラグ
カ月 サイクル/月 31.74 (0.0315)	0.0930	0.258	0.610	カ月 3.08
8.47 (0.118)	0.785	0.844	— 0.708	— 0.954
3.43 (0.291)	0.615	0.703	1.44	0.785
2.26 (0.441)	0.85	5.56	1.49	0.538

[B] MBP—STN 系列

12.7 (0.0787)	0.682	1.32	1.06	2.15
10.58 (0.0945)	0.716	1.25	— 1.43	— 2.41
9.8 (0.102)	0.813	1.09	— 1.55	— 2.41
2.89 (0.346)	0.843	10.9	— 0.459	— 0.211
2.11 (0.472)	0.772	1.68	1.48	0.498

[C] STN—AOP 系列

31.74 (0.0315)	0.940	1.52	— 1.41	— 7.11
12.70 (0.0787)	0.952	0.552	— 0.265	— 5.36
10.58 (0.0945)	0.705	0.553	— 3.14	— 5.28
9.09 (0.110)	0.973	1.07	1.86	2.69
2.94 (0.339)	0.854	0.445	— 0.189	— 0.0889
2.76 (0.362)	0.968	0.308	— 2.98	— 1.31
2.04 (0.488)	0.934	3.79	0.227	0.074

第二表A欄より中・長期的周期帯で最も高いコヒアレンス〇・七八五を示す周波数〇・一一八(周期八・四七カ月)に注目すると、タイムラグ推定値はマインナス〇・九五四で、約〇・九カ月AOP系列がMBP系列に先行していることが示され、その影響の強さ(ゲイン)は〇・八四四と計測される。つまりAOP系列の〇・八四四%の変動が、それに〇・九カ月遅れてMBP系列の(17)一%のやや拡大された変動と対応しているという関係が見られる。この周波数帯はアメリカの畜産市場でも観察される周波数帯に近いものである。第二節で示した通り、AOP系列(雄壮齡牛価格系列)は、アメリカを代表とする輸出市場への輸出比率の最も高い品種であり、アメリカからの輸入需要の変動がAOP系列の方に先に反映されているものとみられる。ここでMBP系列(牛肉卸売価格系列)は雄壮齡牛

以外の肉種をも含んだ広範な肉種の加重平均値であるため、輸出市場からの影響が薄められた形でしか計測されないことになる。AOP系列のカバレッジとより強く対応するよう修正された牛肉価格系列をMBP系列に用いたならば、これとは違ったより興味深い結果が得られるであろうと思われる。

また短期的周期帯では、周波数〇・二九一（周期三・四三ヵ月）の所でのコヒアレンス〇・六一五と周波数〇・四四一（周期二・二六ヵ月）の所でのコヒアレンス〇・八五が高い値を示している。タイムラグ推定値は、各々〇・七八五ヵ月、〇・五三八ヵ月であり、両者とも先行遅行関係は、長期的周期帯の場合とは逆にMBP系列がAOP系列に先行している。各周波数での回帰係数に相当するゲイン値は、各々〇・七〇三、五・五六である。従って前者（周期三・四三ヵ月）の変動成分間では、MBP系列の〇・七〇三の縮小された変動が対応しており、また後者（周期二・二六ヵ月）の変動成分間では、MBP系列の〇・七〇三の変動に対し、〇・五三八ヵ月遅れてAOP系列の五・五六%の拡大された変動が対応していることになる。

このようにMBP—AOP系列間については、長期的周期帯ではAOP系列がMBP系列に先行し、その波及の仕方は拡大変動的（発散的）であるが、短期的周期帯では逆にMBP系列

がAOP系列に先行し、その波及の仕方は縮小変動的（収束的）と拡大変動的（発散的）との両方が混在していることがわかる。

次に「B」MBP—STN系列の組み合わせについての分析結果をみていこう。第16図で全周波数領域にわたってコヒアレンスを見ると、長期的周期帯に中程度の関連が示され、短期的周期帯で強度の関連が示される。

繰り返しを避けるために詳細な検討は後注にゆずるが、第二表B欄で前述「A」と同様な推論を行うことにより、この二系列の組み合わせでは長期的周期帯でも短期的周期帯でも、先行遅行関係は周波数ごとに逆転しており、広い周波数帯にわたって均一の先行遅行関係を見出すことは困難と思われる（また変動の波及の仕方も各々の周期帯で拡大変動的と縮小変動的とが混在している）。これは、この二系列がオーストラリアの牛肉流通過程において異なった市場段階での価格と数量との組み合わせであり、より隔たった関係にある上に、両系列とも幾つかの肉種の集計された系列同志であるという事実を反映するものと思われる。

次に「C」STN—AOP系列の組み合わせについての分析結果を検討しよう。第17図で全周波数領域にわたってコヒアレンスを見ると、前述の二通りの組み合わせよりも強い関連度が

全域にわたって観察される。

第二表C欄において前述「A」と同様な推論を行うことにより次のことが分る（詳細は後注参照）。この二系列の組み合わせにおいて、長期的周期帯では安定的にAOP系列がSTN系列に先行しており、中期および短期的周期帯では周波数により逆転した先行遅行関係が混在していることが示される。特に長期的周期帯では、幅広い周波数帯にわたってタイムラグ推定値の符号（負値）が一定していることから、雄成牛価格の変動に一定のラグを伴って総屠殺頭数が反応して変動しているという関係が安定的に観察される。これは周知のくもの巣原理的行動に通じるものと思われる。

また全周波数領域を通じて〇・七以上のコヒアレンスを示す周波数帯が五〇％を占めるという極めて強い関連度が安定的に観察される。これは、第二節で示したようにこの二系列がオーストラリアの流通過程で比較的近い市場段階での価格系列と数量系列であるという事実を反映している。

以上の考察では、三つの時系列の組み合わせについて、コヒアレンスの高い周波数帯に注目して、そこでの先行遅行関係を具に検討して来た。この理由はコヒアレンスの低い周波数帯ではタイムラグ推定値から何ら意味のある情報が得られないからである。

しかしコヒアレンスが高く強い関連度がみられても、その周波数帯で各々の系列の自己パワースペクトル密度が低ければ二系列の全体的変動への影響度は小さい。そこで以下では、前節までの分析で検出された、三系列に共通するスペクトルピークの周期帯、つまり約三年周期、約一年周期、約三カ月周期の三つの周期帯での先行遅行関係を検討する。

(i) 約一年周期の成分変動間の先行遅行関係

第二表C欄より、一〇・五八カ月周期の所ではSTN系列とAOP系列とのコヒアレンスは〇・七〇五と高く、この周期帯でのタイムラグ推定値マイナスイナス五・二八カ月は十分信頼できる。従ってAOP系列がSTN系列に五・二八カ月先行していることがわかる（ゲインは〇・五五三）。

また第二表B欄から、同じ一〇・五八カ月周期の所でMBP系列とSTN系列とのコヒアレンスは〇・七一六と高く、この周期でのタイムラグ推定値マイナスイナス二・四一が十分信頼できるものであることを示している。従って、STN系列がMBP系列に二・四一カ月先行していることがわかる（ゲインは一・二五）。

以上のことからこの周期帯での三系列の成分変動間の先行遅行関係は次の通りまとめられる。（矢印の上の数字はタイムラグを示し、矢印の下に数字は波及の拡大縮小比率とコヒアレ

スを示す)。

$$[\text{AOP}] \xrightarrow[\text{拡大変動的 } (\times 1/0.553)]{5.28 \text{ ヶ月}} [\text{STN}]$$

$$\text{CHR}^2 = 0.705$$

$$\xrightarrow[\text{縮小変動的 } (\times 1/1.25)]{2.41 \text{ ヶ月}} [\text{MBP}]$$

$$\text{CHR}^2 = 0.716$$

(ii) 約三ヵ月周期の成分変動の先行遅行関係

第二表A欄より、約三ヵ月の周期帯でMBP系列とAOP系列とのコヒアレンスが最も高いのは、三・四三ヵ月周期の所で、コヒアレンスの値は〇・六一五と高く、この周期でのタイムラグ推定値〇・七八五が十分信頼できるものであることを示している。従ってMBP系列がAOP系列に〇・七八五ヵ月先行していることがわかる(ゲインは〇・七〇三)。

また第二表C欄より、約三ヵ月の周期帯でSTN系列とAOP系列とのコヒアレンスが最大となるのは、二・九四ヵ月周期の所で、その値は〇・八五四と極めて高く、タイムラグ推定値マイナス〇・〇八八九ヵ月は十分信頼できる。従ってAOP系列がSTN系列に〇・〇八八九ヵ月先行していることがわかる(ゲインは〇・四四五)。

以上のことからこの周期帯での三系列の先行遅行関係は次のようにまとめられる。⁽²⁰⁾

$$[\text{MBP}] \xrightarrow[\text{縮小変動的 } (\times 0.703)]{0.785 \text{ ヶ月}} [\text{AOP}]$$

$$\text{CHR}^2 = 0.615$$

$$\xrightarrow[\text{拡大変動的 } (\times 1/0.445)]{0.0889 \text{ ヶ月}} [\text{STN}]$$

$$\text{CHR}^2 = 0.854$$

(iii) 約三年周期の成分変動での先行遅行関係

繰り返しを避けるために詳しい説明は省略するが、第二表A欄とC欄とから前述(i)(ii)のケースと同様な推論により、約三年周期(正確には三一・七ヵ月周期)⁽²¹⁾の所での三系列の先行遅行関係は一応、次の様にまとめられる。

$$[\text{MBP}] \xrightarrow[\text{縮小変動的 } (\times 0.288)]{3.08 \text{ ヶ月}} [\text{AOP}]$$

$$\text{CHR}^2 = 0.0930$$

$$\xrightarrow[\text{縮小変動的 } (\times 1/1.52)]{7.11 \text{ ヶ月}} [\text{STN}]$$

$$\text{CHR}^2 = 0.940$$

ここでMBP系列からAOP系列への波及関係を点線で示したのは、両系列間のコヒアレンスが〇・〇九三〇と低くタイムラグ推定値が殆ど信頼できないからである。従ってこの周期帯の成分変動間では、AOP系列がSTN系列に先行するという屠場段階での先行遅行関係は見出せるが、これらの系列と牛肉価格系列MBPとのラグ関係は見出せないことが分る。

注(10) 周期変動と循環変動とは同義ではない。周期変動は

一定周期一定振幅の循環現象であり、循環変動はこれ以外に不定周期不定振幅の循環現象をも含んでいる。

従って前者は後者の特別な場合である。

(11) これらの図(第12~14図)から分るようにスペクトル密度推定値が極めて不安定で分散が大きく、また低周波数領域に高い密度が偏っていることから、決して良好な推定値とはいえない。これは主に(i)採用した平滑化のためのラグウィンドウが適切でなかったこと、つまりスムージングの程度が不十分であったこと、(ii)定常化操作が必ずしも完全でなかったためにトレンド成分が一部残留したこと等が原因しているものと思われる(筆者は別にバルツェン・ウィンドウを用いて推定してみたが結果に大きな差はなかった)。

(12) 本稿では約一〇カ月以上の周期帯(〇・一以下の周波数領域)を長期的周期帯と呼び、それ以下の周期帯を短期的周期帯と呼んでいるが、これは全く説明の便宜上のもので何らそれ以上の根拠はない。

(13) 本稿ではバルツェン・ウィンドウの時に $\alpha \parallel 0.71$ 、ハニング・ウィンドウの時に $\alpha \parallel 0.67$ として計算した。

(14) コヒアレンスダイアグラムとは、二次元座標において、横軸に周波数領域をとり、縦軸にそれに対応するコヒアレンス値をプロットしたものである。

(15) ゲインダイアグラムとは、二次元座標において、横軸に周波数領域をとり、縦軸にそれに対応するゲイン値をプロットしたものである。

(16) クロススペクトル分析を適用する二組の系列において、入力系列を先に書き出力系列を後に書くことにする(以下同様)。

(17) ゲインは、入力系列に対する出力系列の回帰係数を示している。従ってタイムラグ推定値が負の時には逆数値で対応・波及することになる。

(18) 第二表B欄で中・長期的周期帯では、周波数〇・一〇二(周期九・八カ月)の所でコヒアレンス〇・八一三と極大値を示しており、タイムラグはマイナス二・四一、ゲインは一・〇九と計算される。この近傍の周波数帯でタイムラグ推定値がかなり広範囲に負値をとっており、従ってこの周波数帯における両系列の成分変動間では、安定的にSTN系列がMBP系列に二・四一カ月先行し、その波及の仕方は前者の一・〇九%の変動が後者の一%のやや縮小された変動に対応しており、ほぼ同程度の振幅変動比率で波及することが知られる。

もう少し長期的周期の周波数〇・〇七八七(周期一二・七カ月)の所にもコヒアレンスの極大値〇・六八二(タイムラグ二・一五カ月、ゲイン値一・三二)が

あり、前述とは逆にMBP系列がSTN系列に二・一五ヵ月先行し、拡大変動的(一%→一・三二%)に対応している。

また、短期的周期帯では、周波数〇・三四六(周期二・八九ヵ月)でのコヒアレソス〇・八四三(タイムラグマイナス〇・二一ヵ月、ゲイン一〇・九)と周波数〇・四七二(周期二・一一ヵ月)でのコヒアレソス〇・七七二(タイムラグ〇・四九八ヵ月、ゲイン一・六八)が両系列の強い関連を示している。前者は全周波数領域を通じてコヒアレソスの最大値を示しており、この周波数で両系列に最も強い相関関係(STN系列がMBP系列に〇・二一ヵ月先行し、縮小変動的 Δ 一〇・九%→一% ∇ に対応するという関係)のあることが知られる。後者の周波数〇・四七二の所では、MBPとSTNの両系列とも自己パワースペクトルの極大値を共通に示している点で興味深く、この周波数を持つ成分変動間の強い相関関係(MBP系列がSTN系列に〇・四九八ヵ月先行し、拡大変動的 Δ 一%→一・六八% ∇ に対応するという関係)が、両系列の総変動間の関係に少なからぬ比重で影響していることが知られる。

(19) 長期的周期帯では周波数〇・〇三一五(周期三一・七四ヵ月)のところでコヒアレソスの極大値〇・九四

〇が得られ、極めて強い回帰関係が検出される。ここでタイムラグはマイナス七・一一で、ゲインは一・五二と大きい。従って、AOP系列がSTN系列に七・一一ヵ月先行し、その波及の仕方はAOP系列の一・五二%の変動がSTN系列の一%の縮小された振幅変動に対応している。またこの先行遅行関係(つまりタウ統計量の符号)は前後の周波数帯(〇・〇一五七〇・〇三九四)にわたって同一で、しかもコヒアレソスも大きな値を維持していることから、極めて安定的な関係であることがわかる。更にこの〇・〇三一五の周波数帯はAOP系列の自己パワースペクトルの極大値でもあり、ドミナントな変動成分である。

また周波数〇・〇七八七(一二・七ヵ月周期)でもコヒアレソスの極大値〇・九五二(タイムラグマイナス五・三六ヵ月、ゲイン〇・五五二)がみられ、先ほどと同様な先行遅行関係が示される。

つぎに、中期的周期帯では周波数〇・一一〇(周期九・〇九ヵ月)のところでコヒアレソス〇・九七三という最大値が示され、タイムラグ二・六九ヵ月、ゲイン一・〇七となっている。従って先行遅行関係は逆にSTNが先行系列となる。

短期的周期帯では、周波数〇・三六二(周期二・七六ヵ月)の所でのコヒアレソス〇・九六八(タイムラ

グマイナス・三一カ月、ゲイン・三〇八）と周波数・四八八（周期二・〇四カ月）の所でのコヒアレンス・九三四（タイムラグ・〇・七四カ月、ゲイン・三七九）とが両系列間の強い関連を示している。両者で先行遅行関係は一定していない。

(20) 約三カ月近くの周期帯での先行遅行関係に関して、

第二表B欄の二・八九カ月周期のところ（コヒアレンス・八四三、タイムラグ推定値マイナス・二一一）に注目すると、本文と違ってSTN系列がMBP系列に先行していることになる。しかしこの周期の所では、(i)コヒアレンスは高いが、各々の系列のスペクトル密度は高くなく、従って両系列の全体的変動への影響は大きくない。更に(ii)このタイムラグ推定値の符号は隣接周期帯にわたって一定していない。(i)推定法を変えると数値が変動する等の理由から、サンプルエラーに近く不安定なものとみなし、ここでは採用しなかった。

(21) 筆者は以前に日本の牛肉市場についてスペクトル分析を試みたことがある。その結果によると、不明確ではあるが日本の乳雄肉の価格系列に三三カ月の周期が観察された。本稿でオーストラリアの牛肉価格系列（MBPとAOP）に三一・七カ月の周期が観察されているが、日本の乳雄肉はオーストラリアからの輸入肉と競合する意味から、両者に類似の周期がみられた

ことは興味深い（文献〔7〕、〔8〕）。

五 若干の帰結と残された課題

オーストラリアのビーフサイクルに関する本稿の分析では次のことがまとめられる。

(1) 課題「i」に対して、牛肉価格系列には約三年周期と約一年周期および約三カ月周期のドミナントな成分変動がみられた。また屠殺頭数の系列については、一〇年周期、一年周期の成分変動がドミナントであることが示された。

(2) 課題「ii」、「iii」に対して、前節の(i)・(ii)が直接の帰結であるが、表現を変えて市場段階別にまとめると

(a) 三つの周期帯（三年、一年、三カ月）の総てについて、屠場―肉牛市場段階では雄成牛価格系列AOPが総屠殺頭数系列STNに先行し、そのラグは、三年周期の変動成分で七・一カ月、一年周期のそれで五・二八カ月、三カ月周期のそれで〇・〇八八九カ月（これは殆どラグなしとみなしてよからう）となっている。

(b) この二系列（AOP―STN）と牛肉卸売価格系列MBPとの関係については三つの周期帯で各々異なる。つまり三年周期の成分変動においては明確な関係は得られず、一年周期の成分変動においては、STN系列にMBP系列が二・四一カ月遅

行しているのに対し、三カ月周期の成分変動においてはMBP系列がAOP系列に〇・七八五カ月先行している。

この(a)と(b)について換言すると、短期的な三カ月周期の成分変動では、需要側の要因が強く作用し消費者に近い側の価格系列から生産者に近い系列へと変動が波及しているのに対し、一年周期の成分変動では、逆に生産者に近い側の価格系列から消費者に近い系列へと変動が波及する傾向のあることが示される。

(3)課題「IV」に対して、三つの時系列にみられた周期性は、アメリカでの分析結果(第一節参照)と類似しており、また三カ月周期の成分変動で肉牛価格が総屠殺頭数に僅かながら先行している点もアメリカでの分析結果に類似している。第二節で示した如く、オーストラリアの牛肉の五〇%強が輸出に回り、その流通経路も輸出業者による垂直的統合が進みつつあるという現状からして、輸出先の国内でのビーフサイクルが輸出需要の変動を通じてオーストラリアに反映されていることを推測させる(輸出需要連動型サイクル)。だが他方で生産期間の異なる多種の牛肉の異なる波動が複雑に絡み合っているオーストラリアのビーフサイクルには、アメリカやカナダには見られない周期帯にもドミナントな成分変動が幾つか見られた(国内動向連動型サイクル)。この様にオーストラリアの事情はこれら両国とは違って極めて複雑であり、これらの間の連関性について明

確な帰結を本稿に求めることは難しいけれども一応の対応関係のあることが確認される。

なお、残された課題として次の点があげられる。前述した如くオーストラリアでは各州ごとに輸出依存度が異なり、また肉種ごとに輸出比率が異なっている。それ故、州別のデータで肉種別に分析することにより、輸出先の国内における諸変動がどの様にオーストラリアに波及しているかを検討することが差し当たった残された課題である。いま一つの課題はランニングスペクトルという操作を用いて、政策変化のあった時点の前後でデータを区切り、その周期性およびラグ構造の変化を判定することである。引き続き別稿で分析したい。本稿では、より興味深いこれらの課題に対する研究の前段部分のみをノートの形で取りまとめたものである。第一次接近としての意義はあろうと思われる。

* 本稿で用いた資料(定常化する前の三つの時系列資料および生産流通構造の情報など)は、筆者が訪豪した際に、豪州での大学・研究機関、各種政府機関および若干の農家からインタヴューにより入手した資料・情報をもとに加工したものである。また計算に当たっては、総て大型電子計算機 HITAC-850 を使用した。

〔参考文献〕

- 〔1〕 岩田暁一『経済分析のための統計的方法』（東洋経済新報社、一九六七年）。
- 〔2〕 森田優三『経済変動の統計的分析』（一九六五年）。
- 〔3〕 藤井光昭『時系列解析』（コロナ社、一九七四年）。
- 〔4〕 Meyer R. A., "Time-Invariant Linear Filters for Seasonal Adjustment", *J. Am. Stat. Association*, Proceedings, Bus. and Eco. Statistic Section, 1971, pp. 455-458.
- 〔5〕 Longworth J. W., "*The Australian beef industry*", a paper prepared for an International Symposium on the problems concerning Japanese beef industry and the opinions of beef exporting countries. Tokyo, 1979.
- 〔6〕 Darryll E. Ray, "*The structure and concerns of the U. S. beef industry*", a paper presented for the same symposium as the above [5]. Tokyo.
- 〔7〕 加賀爪優「牛肉輸入政策における政策目標と政策手段」(『日本農業再編成に関する政策的研究(Ⅱ)』、京都大学農業政策研究会、一九七七年三月および同研究会報告資料)。
- 〔8〕 加賀爪優「牛肉輸入と価格安定化に関する政策的研究——日豪農産物貿易への制度論的接近——」(『農林業問題研究』第四六号、一九七七年三月)。
- 〔9〕 森田優三『統計概論(新版)』(日本評論社、一九六五年)。
- 〔10〕 朝日新聞社『牛肉——その高値構造を斬る——』(一九七八年)。
- 〔11〕 貿易日日通信社『飼料・畜産——価格変動予測事典』(一九七七年)。
- 〔12〕 国際食糧農業協会「世界食肉経済」(一九六六年)。
- 〔13〕 Granger, C. W. J., and Newbold, P., *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press, 1977.
- 〔14〕 Wilks, S. S., *Mathematical Statistics*, John Wiley, 1962.