

インドにおける米市場統合度と裁定統制

伊藤 成 朗

- はじめに
- I 基本的な考え方
- II 統制政策
- III 推計
- IV データ
- V 推計結果

おわりに

はじめに

経済が速やかに発展する上では、市場環境が整備され資源が効率的に配分されることが望まれる。市場環境の整備には様々な側面があるが、本論文で考察するのは市場の空間的カヴァレッジ、とくに、国内市場の統合度である。国内市場が統合されているかどうか知ることは、国全体をひとつの経済として捉えてよいのか、つまり、国全体のレヴェルで政策（たとえば産業政策、貿易政策など）を考えてよいのか、ということを知ることになる。

これ以外にも、穀物市場の統合度を知ることには、低所得国の食糧不足問題への対処方法に重要な示唆を与える [Ravallion 1987]。食糧の地域的過不足の解決を市場に任せて満足いく結果が得られるかどうかは、緊急性の高い課題である。本稿で取り上げるインドでは、市場が農村の貧困層に安価な食糧を十分に供給できない

という信念から、様々な介入が行われてきた。価格統制や作物の強制供出、州間の裁定統制などはその一例である。こうした政策がどの程度有効であり、市場の統合度にいかなる影響を与えていたか、食糧価格にどのような影響を与えてきたかは、食糧不足問題における市場と政府の役割を考える際に欠かせない知識となる。他にも、市場統合度の計測は、平時において農民が直面している需給変動の空間的規模を数量的に表わす作業にもなる。

以上のような問題意識から、本論文は、インドにおける米の地域市場を題材に、時系列的手法で国内市場の統合度を計測し、統制政策が統合度に与えた効果を数量的に評価することを目的とする。第I節では、市場統合度をどのようにして計るのか基本的な考え方を述べ、仮説と先行研究を示す。第II節では、市場統合に影響をもたらす可能性のある政府介入について簡単に展望する。第III節では、推計方法について議論し、内生性について配慮したSaikkonen (1991) の手法が示される。第IV節では、用いたデータについて説明する。第V節では推計結果を検討し、統制の効果を計測する。最後に本稿の発見と今後の課題を述べる。

I 基本的な考え方

1. 統合度計測の考え方

もしも、2つの地域市場が経済的に完全統合されていれば、2つの市場で成立する価格は等しくなるはずである。両市場において競争が完全であり、輸送費等のコストが存在しない場合には、両市場間で裁定取引が活発に行われ、裁定による超過利潤はゼロとなる。よって、両市場で成立する価格は均等する。

むしろ、現実には、隣接する2軒のスーパーでさえ同一商品に価格差があることから、完全な裁定活動というものは存在しない。よって、経済的な結びつきが緊密であったとしても、各地域市場価格は完全に均等せず、地域間価格差が何らかの確率過程に従うなどの緩やかな経済的統合を示すはずである。

このように、各地域市場の価格がどれだけ連動しているかに着目すれば、各地域市場間の経済的緊密性が把握できるはずである。とくに、とある市場に与えられた価格ショックは、その市場と統合されている市場にも伝わるはずである。よって、地域間価格差が一定範囲内に収まることは市場統合の必要条件といえる^{(注1)(注2)}。そこで、本論文では、価格データを用いて各地域市場間の経済的結びつきを測定する。

価格データのみを用いる方法には、以下のような長所と短所がある。長所は、まず第1に、価格が経済主体の行動を凝縮した情報であるため、裁定行動や地域ショックなどの結果をコンパクトに提供することである。第2には、価格は均質化した情報であるため、多くの地域、比較的長い期間で、相互に比較可能な形で入手可

能なことである。本論文のように広大な国を対象に時系列的手法を用いる際には、これらのメリットは大きい。

長所が価格の内生性のメリットであったのに対し、短所も価格が内生変数であることに起因する。つまり、データが内生変数のみであるということは、構造的な解釈を与えられず、資源配分の効率性が検討できない、ということでもある。たとえば、2つの地域の価格が連動している場合、競争均衡の結果である以外に、寡占的価格付けによって価格が連動している可能性 [Faminow and Benson 1990] や、政府が地域間価格差を解消しようとした努力の結果である可能性も否定できない。とくに、後述するように、食糧政策として米の取引を規制していたインドにおいては、後者の可能性を看過することはできない^(注3)。また、もしも、裁定行動とは無関係な確率的トレンドを共有している場合には、見せかけの相関を捉えている可能性を排除できない。

これらは重大な問題であるが、全国規模の長期統計としては価格以外に利用可能な情報が不足しているため、構造的な解釈を与えるのは困難であり、多くの研究が同様の制約から同じアプローチを用いている [Bassolet and Lutz 1999; Fafchamps and Gavian 1995; Goodwin and Schroeder 1991]^(注4)。また、政府による価格差「裁定」努力を考慮するため、介入の原資となる政府米貯蔵量を推計に含めることで一定の対処を行った。こうした制約は満足な計測を阻むものであるが、本稿の目的は市場の統合度の測定であり、裁定行動と無関係な確率的なトレンドを除去し、政府介入をコントロールした後は、価格だけで計測することができる。よって、

本論文では価格裁定式を推計する。

2. 仮説

本論文では、平価成立をもって市場が統合されていると見なす。具体的には、2種類の平価成立が考えられる。ひとつは各地域の価格水準が確率的に均等するもの、もうひとつは価格変動率が確率的に均等するものである（「確率的に」というのは、均等には誤差が伴うという意味である）。アナロジーとしては、前者は国際経済学における絶対的購買力平価、後者は相対的購買力平価に相当する。

地域 i と地域 l において

$$p_{i,t} = p_{l,t} + \varepsilon_{il,t} \quad (\text{絶対}),$$

$$g(p_{i,t}) = g(p_{l,t}) + \varepsilon_{il,t} \quad (\text{相対}).$$

ここで $g(\cdot)$ は変化率を示す。

通常のPPP推計式は以下の通りである。

$$\ln p_{i,t} = a + b \ln p_{l,t} + \varepsilon_{il,t}, \quad (1)$$

絶対的購買力平価説をテストするには、以下の帰無仮説をテストする。

$$H_0: a=0, b=1.$$

相対的購買力仮説については、 $\ln p$ の一階差分を用いて(1)式で同じ帰無仮説をテストすればよい。

本論文では「相対的」平価は取り上げず、「絶対的」平価のみをテストする。各地域市場価格はすべて非定常的で共和分テストが可能であり、非定常データを用いた推計の方が真のパラメタ a, b をより正確に推計できること (super-consistency), そして、多くの場合には「相対的」平価は「絶対的」平価を検討する共和分テストにネストされるからである(注5)。

3. 先行研究

PPPは国際経済学で最も盛んに実証されてきたトピックのひとつである [Rogoff 1996]。主

要通貨間PPPの実証研究が盛んなのは、石油ショックなどの特別な時期を除けば、裁定と無関係なトレンドを主要各国間で共有する可能性が少なくと考えられてきたためであろう。1980年代に入って共和分 (cointegration) の手法が開発されてからは、主要通貨間PPPの実証研究はさらに活発になった(注6)。共和分は非定常的な変数間の線形関係を吟味できるために、絶対仮説を直接検証できるメリットがあるためである。

開発と農業の分野でも、市場統合の実証研究は盛んに行われている。代表的なものをいくつか挙げると、Goodwin and Schroeder (1991) は米国における畜牛市場の統合度を計測している。彼らは1980年1月から87年9月までの週次データを用いている。サンプル期間が長いいため、さらに4つのサブサンプルに分割し、地域間価格の関係にサブサンプル間で変化があるか検討している。彼らが用いたのはADF (augmented Dicky-Fuller) テストによる共和分検定を含む7つのテストである。そして、合計280のテストのうち、155のテストで裁定関係を確認し、時間を通じて裁定関係にある地域数が増えていることも確認した。さらに、共和分検定の統計量を裁定に影響があると考えられる変数に回帰させ、距離と負の関係、精肉業者集中度と正の関係にあることを発見している。

Fafchamps and Gavian (1995) は、ニジェールにおける38カ所の地域市場の統合を検討している。15の家畜について1968年から98年までの月次データを集め、 38×37 通りの順列についてADFで共和分を検定し(注7)、82~94%の地域で共和分を棄却している。よって、著者たちは家畜市場の統合度は低いと結論している。

本論文と問題意識の近いBassolet and Lutz (1999) は、ブルキナ・ファソにおける全国穀物価格放送の影響を検討している。8つの地域市場から収集した1990年から95年の週次データを用い、ADFの共和分テスト、グレインジャー因果テスト、ペロンの構造変化テストを行った。この結果、全国放送が裁定行動に与える影響が有意ではないことを発見した。彼らは、情報だけでなく、物的インフラが国内市場統合に重要であることを強調している。

このように、先行研究の特徴は以下のようにまとめられる。

- ・週次または月次データを用いている。
- ・最も簡単な共和分のテスト（通常のOLS残差に対するADFテスト）を用いている。
- ・価格の内生性が考慮されていない。
- ・各地域・価格の仮説棄却比率によって全体的な結論を導いている。

以上の特徴に鑑み、本論文では以下のアプローチを取る。

本論文執筆の動機には、穀物市場がどれだけ敏速に食糧過不足に対応できるかを明らかにすることがある。食糧供給の効率性には、既存の貯蔵米をどれだけ敏速に再配分できるかに加え、価格シグナルを受け取った生産者がどれだけ機動的に販売行動を変化できるか、という2つの行動が背景に考えられる。このため、貯蔵米の全国総量が変わらず、生産者が販売意志を変更できる期間を観察の単位期間としてとることが望ましい。生産者の販売行動を考えると、最短期間は1カ月以上となるであろう。一方、穀物の大まかな作柄は収穫期の遅くとも四半期前には予測でき、同じ四半期には重要な生産意志決定も行われるため、市場や生産者が最新

の作柄情報に対応するのに要する時間は、長くとも四半期であろう。よって、市場がショックを伝える期間も1カ月から四半期が適切となる。本論文では、最大限の裁定行動を許容するため、データの単位期間は四半期とする。

次に、実際に市場が統合されている場合には価格が内生になることを考慮して、推計には直交投影（orthogonal projection）を適用する。内生バイアス除去には、直行投影を応用したSaikkonen (1991) の共和分推計方法を用いる。

最後に、考察の対象としてインドという広大な国を取り上げているため、各地域間の仮説棄却比率の平均値で一国全体の統合度を判断する方法は、各地域間の統合度の違いをぼやかすので望ましくない^(注8)。そこで本稿では、空間的取引統制（zoning restrictions）や州境など、人為的な障壁が裁定行動に与える影響に考察を限定する。

II 統制政策

以下では、本論文に関係する統制政策の概要を先行研究をもとに簡単に展望する。インドでは貧困対策の手段として、主要穀物の取引が政府によって統制されていた。本論文に関係する統制政策は、大きく分けて価格統制と裁定統制である。前者は貧困層に安価な食糧を供給する目的で行われ、後者はそれを補完するために行われた。先行研究では、価格統制は実効性が低く、裁定統制はいくらかの効力を持っていた、との結論が大勢を占めている。

1. 価格統制

価格統制はAgricultural Prices Commission (APC) を中心に策定されていた。APCは「公

正な」価格（“fair” prices）を決め、多肥料技術の採用を農民に奨励すべく、1965年に設立された。委員会は年に2回、穀物価格政策に関する報告書を提出し、政府の推奨買上価格を示すことになっていた [de Janvry and Subbarao 1986, 17]^(注9)。

米の価格統制には2つの方法が採られた。ひとつは、支持価格（support prices）であり、植え付け期前に公表される政府買上の最低価格である。もうひとつは、供出価格（procurement prices）であり、これは収穫期前に公表される実際の買上価格である。両者ともに年によって価格は変動させていた。穀物の支持価格を固定する政策は、1964年に開始される [Kahlon and Tyagi 1983, 281-285]。

価格統制が推計結果に与える影響を考えるためには、統制価格の下で取引される量をより細かく調べる必要がある。ここでは農業省の統計^(注10)から、調達量の州別内訳を見てみよう。

州別内訳で特徴的なのは、1970年代以降の調達比率が北部州で高いことである。これは北部州を中心に浸透した「緑の革命」の結果である。米における「緑の革命」の成果は、パンジャブ州、ハリアーナ州において最も著しい。パンジャブでは、1970年代には60年代前半の平均生産量の3倍以上の平均生産量を記録するようになった。1960年代中にパンジャブ州から分離したハリアーナ州においても、60年代後半と比較すると70年代平均で約2.5倍の増産を果たしている。政府主導で短期間に増産に成功した北部州においては生産に占める政府調達の比率は高く、パンジャブ州では1960年代平均で46%、70年代平均で81%、80年代平均で72%、ハリアーナ州では、それぞれ、21%、68%、

52%と推移している。

ただし、北部州の高調達比率は全体の調達比率を劇的に引き上げるには至っていない。北部州の全国生産量に占める割合が小さいためである。増産に成功した1970年代においても、パンジャブ州生産の全国比は4%未満であり、80年代でも8%を超えるだけである。ハリアーナ州においても、それぞれ、1.5%、2.3%である。逆に、同期間で全国の10%以上を生産する西ベンガル州での調達比率は1960年代と70年代を通じて3%台、80年代は1%未満であり、西ベンガルに匹敵する生産第2位のアンドラ・プラデーシュ州での調達比率は、7%、12%、17%である。このことから、一部の北部州では政府が価格を決定するほどの影響力を有しているものの、全体としては価格決定の主役は市場であることが期待される。よって、北部州では価格裁定を検知できない可能性があるが、その他の地域は政府調達の影響は大きくないと予想される。

政府調達は自発的な供出を旨として発足したが、1970年代初頭から大規模農を対象に部分的強制供出（graded levy）に変更された^(注11)。ただし、1970年代初頭までは、初物の市場価格が政府供出価格よりも高かったため、中央政府と州政府の調達量合計が全生産量の10%を超えることはなかった。1951～75年の政府調達シェア平均値は5.70%であった。

石油ショック以降は、肥料価格高騰により、委員会によって調達価格の引き上げが提言されるようになった。これを受けて、市場価格よりも低く推移していた1967～72年とは対照的に、初物の買上価格は73年になって30～40%引き上げられた。価格引き上げ後も1973～92年の平均調

達シェアは13%程度と少なく、各地で卸売市場は存続していた^(注12)。調達比率が低いままにとどまっている背景には、供出の対象となっていた大規模農民が強制供出の多くを（いろいろな方法で実質的に）免れていたことも原因している [Subbarao 1978; 1979]。

このように、価格統制についてはその効力を疑問視する声が強い。本稿ではこうした意見を受け容れるものの、慎重を期して価格が固定された期間が多い都市はサンプルから除去することにする。

2. 裁定統制

中央政府による裁定統制は1951～76年に実施された。1960年代央まで近隣州との裁定は禁止されていなかったが、それ以降はすべての州間取引が禁止された。よって、この間、公式には政府のみが買い上げた米を不足州（高価格州）に移送していたことになる。

具体的に裁定統制は2つの段階を踏んで敷かれた [Krishna and Raychaudhuri 1981, 29-32]。最初に行われたのが広域システム (Large Zone System) である。これはいくつかの州がひとつの広域として区分され、域外との取引が禁止とされた。実行は1951/52年, 53/54年, 57/58～63/64年の各期間である。次に取られたのが、州域システム (Single-State Zone System) である^(注13)。各州が単一の地域として区分され、域外との取引が禁止された。実行は1964/65～74/75年である。その他の統制なしの期間は1954/55～56/57年, 76/77年以降である。このほか、一定期間内の貯蔵量に関する制限や、鉄道船舶等の輸送手段に関する許認可など、一連の政策が裁定統制の効力を高めるべく実施された。これらは統制の強度を示す情報となりうる

が、その詳しい内容を知ることができないので、裁定統制においてはこうした政策が等しく行われたと仮定して分析を行う^(注14)。

重要な政策課題でありながら、裁定統制の効果を数量的に測った研究は少なく、筆者の知る限りKrishna and Raychaudhuri (1981, 30) わずかひとつである。彼らは、各年の州間価格変動係数を広域裁定統制ダミー、州域裁定統制ダミー、全国米生産量に回帰させている。州間変動係数は政府および民間の裁定行動の関数であり、全国米生産量は一国全体の作柄を表わす。

推計結果は、裁定統制ダミーが両方ともプラスで有意であり、米の全国生産量がマイナスで有意であった。著者たちは、前者が統制の有効性、後者が政府米収集力の作柄への依存性、の証拠としている。なぜならば、前者は統制のために価格の連動が減少したと解釈しているからであり、後者は豊作年の価格のばらつきが少なくなるのは豊作年の市場価格低下によって収集力が高まり、より容易に政府が地域間価格差を少なくできるため、と解釈しているからである^(注15)。

Krishna and Raychaudhuri (1981, 30) の方法は、変動係数を用いることで非定常性にも対応でき、2つの統制ダミーを用いることで統制内容の違いにも対応している。しかし、価格の変動係数は地域価格を全国規模で集計して求めるため、彼らの研究は地域レベルの統合度の違いを反映できない。よって、地域ごとの統合度や、距離、州境などの効果は、測定することができないという難点がある。

III 推 計

1. 非定常性への配慮

各市場価格がどれだけ連動しているか測定する方法には、各価格間の共分散行列や、OLSで価格の連動を推計することが思い浮かぶ。しかし、OLS推計には内生性に加え、非定常性の問題がある。共分散行列の推計にも非定常性の問題がある。

内生性：もしも各市場が統合されているときには、各市場価格は同時決定されるため、説明変数は攪乱項と直交しなくなる。よって、推計される係数にはバイアスが発生し、一致性も失われる。

非定常性：(1)式のような関係が存在しないときに、OLSで(1)式を推計すると、得られたパラメタ推計値 (\hat{a}, \hat{b}) には収束すべき真の値 (a, b) が存在しない。しかし、データ $(p_{i,t}, p_{i,t'})$ が非定常的なときには、どのような真の値に対してテストしたかに関わらず、 F などの統計量は無限大に発散する(付論A参照)。よって、非定常データ間で共和分関係がないとき、OLSによる検定はいかなる帰無仮説も棄却するバイアスが生じ、見せかけだけ(“spurious”)に当てはまりの良い結果を出す [Granger and Newbold 1974; Phillips 1986]。

しかし、非定常データ間の線形関係を偏りなく推計可能な共和分推計では上述の問題は回避できる。それだけではなく、推計されるパラメタは超一貫性を持つ (super-consistent) ため、内生性によるバイアスは漸近的に無視できる。しかし、手元のサンプルサイズは有限なのでバ

イアスは残る。こうした場合に配慮し、ここでは(測定された)誤差項を説明変数と直交させることで、バイアスを少なくする手法を用いる。

すべての価格はトレンド項 δ_t を含んだ非定常性を棄却できなかった。また、一階差分 $\Delta p_{i,t}$ は定常的であった。つまり、

$$\Delta p_{i,t} = p_{i,t} - p_{i,t-1} = \delta_t + u_{i,t}, \quad (2)$$

は定常的である。一階非定常が確認されたので、以下では、Engle-Granger-Phillips-Ourialisの残余項ベースの共和分テストを用いる(注16)。この方法では、共和分が棄却できるか、共和分ベクターが帰無仮説 H_0 を棄却するか、の2ステップで統計的推論を行う。最初のステップで共和分が棄却されると、次には進まない。

まず、共和分をテストするためには、以下の推計式から残余項 $z_{i,t}^*$ を計算する。

$$\ln p_{i,t} = a_i + b_i \ln p_{i,t} + z_{i,t}^* \quad (3)$$

残余項 $z_{i,t}^*$ が定常的であれば、「 $p_{i,t}$ と $p_{i,t}$ は共和分ベクター $A' = (1 - b_i)$ によって共和分関係にある」という(注17)。残余項の定常性は、残余項をラグ値に自己回帰させることで判断できる。実際の残余自己回帰式は以下の通り。

$$\hat{z}_{i,t}^* = \rho \hat{z}_{i,t-1}^* + e_{i,t}$$

ここで $\hat{\cdot}$ は推計値を表し、 $\hat{z}_{i,t}^*$ は $z_{i,t}^*$ の推計値である。また、 $e_{i,t} \sim (0, \sigma_{e,i}^2)$ 、 $\sigma_{e,i}^2 < \infty$ を仮定する。残余項の定常性テストは、 p 次単位根検定 (p^{th} order unit root test) で用いられる手法でよい。ここでは系列相関に対して頑健なNewey and West (1987) の分散推計値 $\sigma_{NW,T}^2$ を用いたPhillips-Perron (PP) テストを用いる(注18)。自己相関に対して配慮するのは、需要の自己相関だけでなく、Deaton and Laroque (1996) が示したように在庫の存在によっても、価格の攪乱項は系列

相関を持つことが期待されるからである(注19)。

PPの Z_t 統計量は：

$$\begin{aligned} Z_{t,T} &= \left(\frac{\hat{c}_0}{\hat{\sigma}_{NW,T}^2} \right)^{\frac{1}{2}} t_T - \frac{1}{2} \frac{(T-1)\hat{\sigma}_\rho}{s} \frac{\hat{\sigma}_{NW,T}^2 - \hat{c}_0}{\hat{\sigma}_{NW,T}}, \\ &= \left(\frac{\hat{c}_0}{\hat{\sigma}_{NW,T}^2} \right)^{\frac{1}{2}} t_T - \frac{1}{2} \frac{1}{\sqrt{(T-1)^{-2} \sum_{i=2}^T \hat{u}_{t-1}^2}} \frac{\hat{\sigma}_{NW,T}^2 - \hat{c}_0}{\hat{\sigma}_{NW,T}}. \end{aligned}$$

ここで

$$\hat{c}_{jT} = \sum_{i=j+1}^T \frac{\hat{e}_i \hat{e}_{i-j}}{T-1}, \quad \text{for } j = 0, 1, \dots, q,$$

であり、 q は最大ラグ数、 s は残余自己回帰式の残余 2 乗和の根、 $\hat{\sigma}_\rho$ は残余回帰係数 ρ の OLS 標準誤差推計値：

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=2}^T \hat{e}_i^2}{T-2}}, \quad \hat{\sigma}_\rho = \sqrt{s^2 \left(\sum_{i=2}^T \hat{u}_{t-1}^2 \right)^{-1}},$$

であり、 t_T は通常の t 値 $\frac{\hat{\rho}-1}{\hat{\rho}}$ である。

共和分が棄却できない場合には、共和分ベクトルに関するテスト、つまり、当初の目的である帰無仮説のテストに進む。ここまで想定してきたように攪乱項が独立で系列相関もない場合、各価格が非定常的であったとしても、共和分が存在する限り、テストは通常のOLSと同じ手続きを踏む。OLSで得られた推計値を用いて F 値や t 値などの統計値を計算し、通常の F 分布と t 分布に応じて仮説検定すればよい。共和分関係にあれば、攪乱項 \hat{z}_{it} は定常的だから、その分散は通常の $\hat{\sigma}_\rho^2$ で推計でき、推計されたパラメタ $\hat{\beta} = (\hat{a}_i, \hat{b}_i)$ には収束すべき真のパラメタ β が存在する(注20)。検定においては、系列相関がない場合の分散推定値 $\hat{\sigma}_\rho^2$ ではなく、Newey-West 推計値 $\hat{\sigma}_{NW,T}^2$ を用いることで、系列相関の影響を除去する(注21)。

2. 内生性への配慮

さらに仮定を緩めることも可能である。付論 B で示されているように、(3)式において説明変数 $p_{i,t}$ と \hat{z}_{it} の共分散がゼロであると仮定するのは現実的ではない。なぜならば、内生であるために omitted variables が誤差項 \hat{z}_{it} に含まれてしまっている可能性に加え、各価格が確率的トレンドを共有している可能性があるためである。この内生性バイアスは漸近的には無視し得るが、サンプル数が有限な場合にはバイアスは残り、推計の効率性を損なう。本稿のようにサンプルサイズが時系列分析としては十分に長くない場合には、効率性の低下は無視し得ない。より現実的には、各期における攪乱項間の相関を許容すべきである。

この問題にはサイッコネンの手法が有効である。この手法では、 $p_{i,t}$ と \hat{z}_{it} を近似的に直交化 (orthogonalize) させることができるためである(注22)。直交化推計では、ラグおよびリード値の一階差分を加えて推計する。

$$p_{i,t} = \bar{a} + b p_{i,t} + \sum_{s=-r}^r b_{-s} \Delta p_{i,t-s} + \tilde{z}_{it}. \quad (4)$$

なぜ一階差分のラグおよびリード値を加えると直交化できるのか。内積 $\mathbf{X}'\mathbf{Y}$ が計算可能な 2 つの行列 \mathbf{X}, \mathbf{Y} があつたとき、一方の行列 \mathbf{Y} をもう一方の行列 \mathbf{X} がスパンする空間 $S(\mathbf{X})$ に線形投影するとしよう。すると、 \mathbf{Y} は $S(\mathbf{X})$ で説明できる部分 $\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y} = \mathbf{P}_X\mathbf{Y}$ と、投影残余 $[\mathbf{I} - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}']\mathbf{Y} = \mathbf{M}_X\mathbf{Y}$ とに分解することができる。線形投影なので、分解方法は通常のOLSと同じである。よって、OLSと同様に、投影残余 $\mathbf{M}_X\mathbf{Y}$ は説明された部分 $\mathbf{P}_X\mathbf{Y}$ と直交する。このことを利用すると、測定誤差 \hat{z}_{it} を(2)式の \hat{u}_{it} に投影させることで、両者を直交化させること

ができる。

(4)式では、測定残差 \hat{z}_{it}^* を $\{u_{t-s}\}_{s=-r}^r$ の空間に線形投影する直交分解を用いている。直交分解の式は

$$z_{it}^* = \sum_{s=-r}^r b_s u_{t-s} + \tilde{z}_{it},$$

であり、投影残差 $\hat{z}_{it}^* \sim (0, \sigma_z^2)$, $\sigma_z^2 < \infty$ を仮定する。ここで問題は u_{t-s} をどのように得るかであるが、(2)式から $\hat{u}_{t,t} = \Delta p_{t,t} - \delta_t$ を用いることができる。(3)式に代入すると、

$$\begin{aligned} p_{i,t} &= \left(a - \hat{\delta}_t \sum_{s=-r}^r b_{-s} \right) + b p_{l,t} \\ &\quad + \sum_{s=-r}^r b_{-s} \Delta p_{l,t-s} + \tilde{z}_{it}, \\ &= \bar{a} + b p_{l,t} + \sum_{s=-r}^r b_{-s} \Delta p_{l,t-s} + \tilde{z}_{it}, \end{aligned}$$

ここで $\bar{a} = a - \hat{\delta}_t \sum_{s=-r}^r b_{-s}$ である。 \bar{a} は定数項であるため、トレンド項なしの場合と同じ漸近的分布に従う。こうして(4)式が得られ、 $p_{l,t}$ と \hat{z}_{it}^* は直交化される。

共和分については、PPテストを用いることに変わりはない。共和分が棄却されてなければ、共和分ベクターのテストに進む。ここで必要な変更は、系列相関がある場合と同様、 F_T の算出に $\sigma_{NW,T}^2$ を用いることである。また、共通の確率的トレンドであるマクロショックをコントロールするため、推計式には全国消費者物価指数を加えた(注23)。

3. 政府介入への配慮

既述の通り、主な政府介入は価格統制、裁定統制、強制供出、政府貯蔵米放出などが認められる。

もしも、政府価格の上昇が市場価格に与える影響を一意に示すことができれば、政府によっ

て固定された価格も推計において有用な情報となる。しかしながら、政府価格と市場価格の関係は複雑であり、その関係を算出するためには、それぞれの取引規模に加え、購入者たる貧困層と非購入者である富裕層の需要パラメタが要求される [Hayami, Subbarao and Otsuka 1982, 首藤 1999]。本稿のような多数地域を対象とした分析で、こうした影響を定量的に示すのはその課題外である。よって、統制価格は固定値としての活用方法しかなく、変動を必要とする統計分析には有用な情報をもたらさないので推計には含めない。

農業省の統計からは貯蔵米量に加え、調達量と放出量も得ることができる。調達量と放出量が供給と需要の双方に直接影響を与えることから、これらの変数を推計に加えることが望ましい。しかし、データは1974年までしか公開されていない。また、政府と民間業者が価格安定と利潤最大化のゲームを展開していると考えられると、両変数は均衡の一部であり内生である。たとえば、 t 時点において、生産量 q_t 、民間貯蔵量 S_t^P 、政府貯蔵量 S_t^G を状態変数とし、政府は調達 r_t 、放出 i_t 、民間は供給 s_t を決定するとすれば、それぞれ $r_t^*(s_t^*, i_t^* | q_t, S_t^P, S_t^G)$, $i_t^*(s_t^*, r_t^* | q_t, S_t^P, S_t^G)$, $s_t^*(r_t^*, i_t^* | q_t, S_t^P, S_t^G)$ という戦略を採るのである。これらを解くと、 $r_t^*(q_t, S_t^P, S_t^G)$, $i_t^*(q_t, S_t^P, S_t^G)$, $s_t^*(q_t, S_t^P, S_t^G)$ という誘導型が導出される。均衡において外生変数は状態変数だけであり、戦略 $\{r_t, i_t\}$, $\{s_t\}$ は内生である。よって、推計においては、調達量、放出量、民間供給量の誘導型として、人口1人当たり全国生産量、州別生産量、人口1人当たり政府貯蔵米量の3変数を加え、政府介入をコントロールする。

IV データ

月次の米価格は農業省が発行する *Agricultural Prices in India* から入手した。価格は各都市の卸売市場ごとに集められている。当初のサンプルでは1955～93年、66市場をカバーしていた。1950年代の統制政策開始直前から90年代に入っ
ての経済自由化の開始前までをサンプルに含めるため、このような長期のサンプル期間とした。

40年近い長期のデータを用いるため、構造変化が推計に与える影響について考える必要がある^(注24)。Perron (1989) に始まり、数多くの関心を集めている構造変化を含む推計方法は、構造変化の時期をどのように特定するか、という問題を解決しなくてはならない。石油ショックのように構造変化の時期が明らかな場合には特定はやさしいが、緑の革命のように時間を通じて新技術が徐々に浸透していくプロセスであると、構造変化の時期を推計しなくてはならない。構造変化をサンプル内に含む場合、共和分の結果は構造変化時期を正確に特定できることに依存するため、本推計に難しい問題をもたらすといわざるを得ない。

しかし、幸いなことに、米の裁定における構造変化を推計において模することは容易である。米の裁定における構造変化とは、生産量の変遷とそれを支える流通制度の変化であろう。このことに関連して、緑の革命により、北部州が生産量を10年ほどで飛躍的に増やしたことはすでに述べた。流通制度も、政策による変化の他には、生産量に応じて変化することが期待される。本稿のように流通に関する変数がない場合にも、州別と全国の生産量と政策を推計に加

えることで、流通制度の変化を間接的に考慮していると解釈可能である。よって、政府介入をコントロールするために加えた裁定統制ダミー、州別生産量、全国生産量は、生産や政策によって引き起こされる構造変化をコントロールしているという側面もある。こうした解釈に則り、本稿では構造変化を考慮した推計方法は採らないことにする。

前節で述べたように、データには、統制政策の影響で1970年代央の大都市圏を中心に価格変動がないものや、欠損が存在する。次節で用いる時系列分析では、データが欠損なしに連続していることが望ましい。市場統合度を測定するために必要なサンプル数を確保するため、月次データの季節平均を取って四半期データに変換した。もしも3カ月中ひとつしかサンプルがないときには、その値を季節平均とした。

欠損や固定された価格は本論文の目的に意味のある情報をもたらさないため、価格が統制されている時期や前四半期と価格が同じ四半期はすべてサンプルから排除した。期間数 T 不足の市場をサンプルから除去すると、残った市場数は45で、データ全体の T の平均値は非直交化推計で102.96、サイッコネンの直交化推計で85.33であった^(注25)^(注26)。よって、推計する方程式数は1980である。各都市においてデータの欠落している時期が異なるため、双方で一致した時期のみを用いて推計を行う。最終的なサンプルの地理的分布は表1の通り^(注27)。

V 推計結果

1. 共和分の検定

図1が共和分のテスト結果である。横軸には

表1 サンプル都市数と州

州	AP	BI	GU	HI	MP	MN	KA	OR	PU	UP	WB
数	6	6	2	1	6	1	5	4	1	8	5

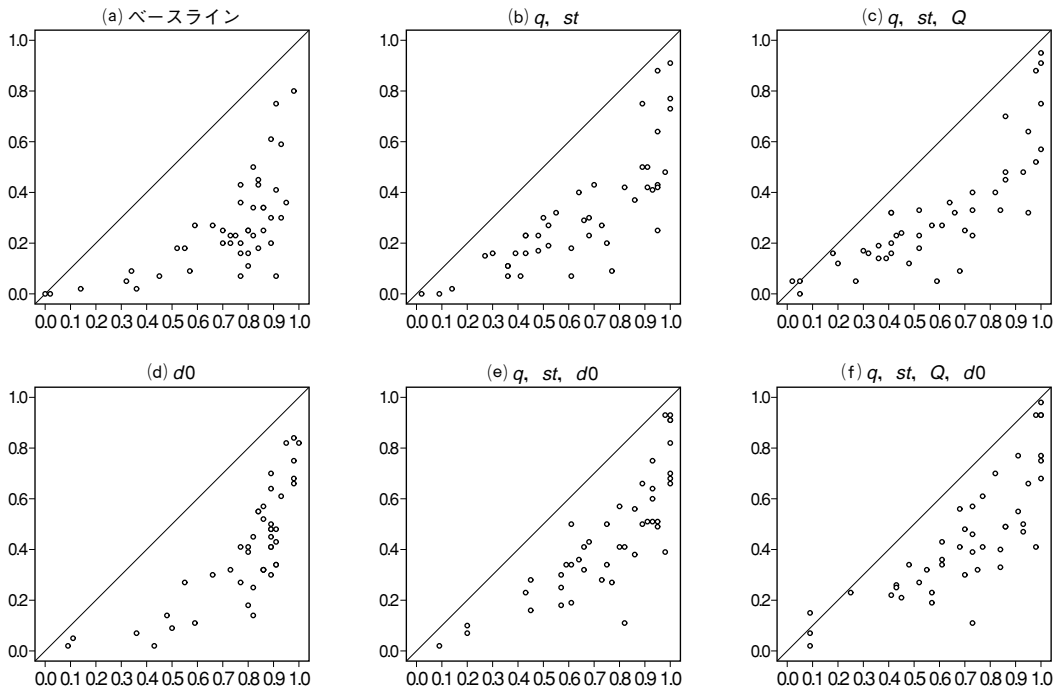
(注) 略号の意味は以下の通り。AP：アンドラ・プラデーシュ州，BI：ビハール州，GU：グジャラート州，HI：ヒマチャル・プラデーシュ州，MP：マディヤ・プラデーシュ州，MN：マニプール州，KA：カルナタカ州，OR：オリッサ州，PU：パンジャブ州，UP：ウッタル・プラデーシュ州，WB：西ベンガル州。

通常の推計方法（非直交化推計）で共和分関係にあると判断された都市数を全都市数44（=45-1）で割った比率，縦軸には直交化推計で共和分関係にあると判断された都市数の比率をとった散布図である。各図は，(a)統制ダミーや介入変数のないベースライン推計と，(b)介入変数の州別生産量 q と政府貯蔵米量 st を加えたもの，(c)介入変数として q, st のほかに国民1

人当たり全国生産量 Q を入れたもの，(d)統制ダミー $d0$ を加えたもの，(e) $q, st, d0$ を加えたもの，(f) $q, st, Q, d0$ を加えたもの，という計6通りの組み合わせを示してある。

図1の(a)で確認できるように，(3)式の非直交化ベースライン推計では，ばらつきがあるものの，過半の都市が80%近い都市と共和分関係にあることが分かった。多くの都市で共和分関係

図1 共和分テスト結果



(注) 横軸は非直交化推計 U ，縦軸は直交化推計 S の非棄却率。非棄却率は $\frac{\text{非棄却数}}{\text{全都市数}}$ 。都市数は45，1955～93年サンプル。図中の点が一都市の非棄却率を表す。非直交化ベースライン推計は $p_{i,t} = a_i + b_i p_{i,t} + z_i u_{i,t}$ ，直交化ベースライン推計は $p_{i,t} = a_i + b_i p_{i,t} + \sum b_s \Delta p_{i,t} + z_i u_{i,t}$ 。統制ダミーは切片ダミー $d0$ ，介入変数は州生産量 q ，国民1人当たり政府貯蔵米量 st ，国民1人当たり生産量 Q 。

表2 サンプル都市と州

	非直交化推計						直交化推計					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)
平均値	0.71	0.64	0.59	0.78	0.75	0.70	0.26	0.32	0.32	0.40	0.45	0.45
変動計数		-3.83	-2.27	1.38	5.50	-24.00		2.50	2.83	0.64	0.84	0.89
相関関係		0.59	0.55	0.89	0.59	0.52		0.77	0.70	0.92	0.72	0.70

が確認された一方で、他都市とほとんど共和分関係にない都市が2つ(ダーラドゥン[Dehradun], アムリツァ [Amritsar]) がある。ダーラドゥンは背後にヒマラヤが控えており、統制下に活発な交易を行うのには地理的に不向きである。パンジャブ州にあるアムリツァは米生産の中心地であるが、パンジャブ州の政府買付比率は過半を超えており、第Ⅱ節で予想された通り、活発な裁定行動は困難である。サンプル都市全体での共和分比率の平均は71%であった。

頑健性を確かめるために、ベースライン推計に裁定統制ダミーと介入変数を加えた結果が(b)から(f)までの散布図である。当初、裁定統制ダミーは、切片ダミー、弾力性(傾斜項)ダミー、その両方、の3つをすべてのケースについて推計した。切片と弾力性の両方についてダミーを入れると、推計値が有意でないことが多く、しかも、その他の推計パラメタを非有意にする傾向があったので排除した。その他2つのダミーはそれぞれの結果に大きな違いはなかったので、以下では切片ダミーのケースを取り上げている。

推計式に介入変数の州生産量と政府貯蔵米量の2つを含めた(b)では、共和分比率は平均で64%であり、国民1人当たり全国生産量を加えた(c)では59%である。介入変数を含めると、共和分が失われる傾向があることが見てとれる。一

方、推計式に裁定統制の切片ダミーを入れた(d)では、ベースラインに比べて大部分の都市で共和分比率は高まる。サンプル平均で78%である。統制ダミーと介入変数2つを同時に加えた(e)では75%に上昇し、統制ダミーと介入変数が3つの(f)の場合には70%である。介入変数、統制ダミー、統制ダミーと介入変数を加えた場合に、各都市の共和分比率がベースライン推計(1)式からどれだけ一様に変化したかを見るために、各都市のベースラインとの共和分比率の差の変動係数と、ベースラインとの相関係数を計算した。その結果は、それぞれ、(b)-3.83と0.59、(c)-2.27と0.55、(d)1.38と0.89、(e)5.50と0.59、(f)-24.00と0.52となった(表2)。これらはすべて平均値変化以上の標準偏差変化であり、共和分比率の相関も高いとはいえないため、各都市の共和分比率は一様に変化したとはいえない。このように、非直交化推計では統制ダミーや介入変数を加えると、各都市の共和分比率がばらばらに影響を受け、頑健ではないことが分かる。

(4)式の直交化推計では、共和分関係にある都市の比率がサンプル全体の平均で26%まで低下し、非直交化推計とは著しく異なる結果となった。直交化推計に裁定統制ダミーを入れた場合(j)では平均で40%に上昇し、すべての都市で10%ポイント程度の比率の上昇が見られた。非

直交化では共和分比率が低下した介入変数のみを含めた場合には、2変数を加えた場合(h)にも3変数を加えた場合(i)にも32%に上昇し、介入変数と統制ダミーを加えるとこれも(k), (l)それぞれ、45%に上昇した。直交化推計では、介入変数を2つにしても3つにしても、共和分比率や次項で検討する推計値はほとんど変化しない結果となった。直交化推計のベースラインである(4)式との変化を見ると、変動係数と相関係数は、それぞれ、(h)2.50と0.77, (i)2.83と0.70, (j)0.64と0.92, (k)0.84と0.72, (l)0.89と0.70であり、非直交化推計よりも各都市の変化のばらつきが少なく、より頑健であることが分かる。

これらの結果からはいくつかの点が明らかになる。まず、内生性を考慮しない通常の共和分推計では、非定常な価格同士が安定的な線形関係を持つことを過剰に認める傾向があることである。つまり、誤差項から共通の攪乱要素を取り除かないと、本稿のような比較的小さなサンプルサイズでは、価格の共振動を共和分として過剰に評価してしまう。漸近的には無視し得るバイアスが、有限サンプルでは相当規模の違いをもたらしたといえる。また、非直交化推計の場合には、ダミーや介入の効果は各都市一様ではなく、推計方法として頑健ではないことが示された。

次に、すべての推計方法において切片および弾力性に裁定統制ダミーを導入すると共和分関係が増えるため、裁定統制のあった年には価格差解消のスピード(切片)や価格連動の程度(弾力性)が変化することが分かる。これはダーラドンやアムリッツァといった特定の都市だけでなく、全体的に見ても裁定統制が裁定行動に影響していたことを意味するので、統制が

一定程度有効であったことを示唆している。

最後に、非直交化推計でも直交化推計でも、各都市の共和分比率に大きなばらつきがあることから、地域によって市場統合度には違いがあることが分かる。このことは市場統合度を全国平均だけで測った場合には、地域的なばらつきの情報が失われることを示唆している。

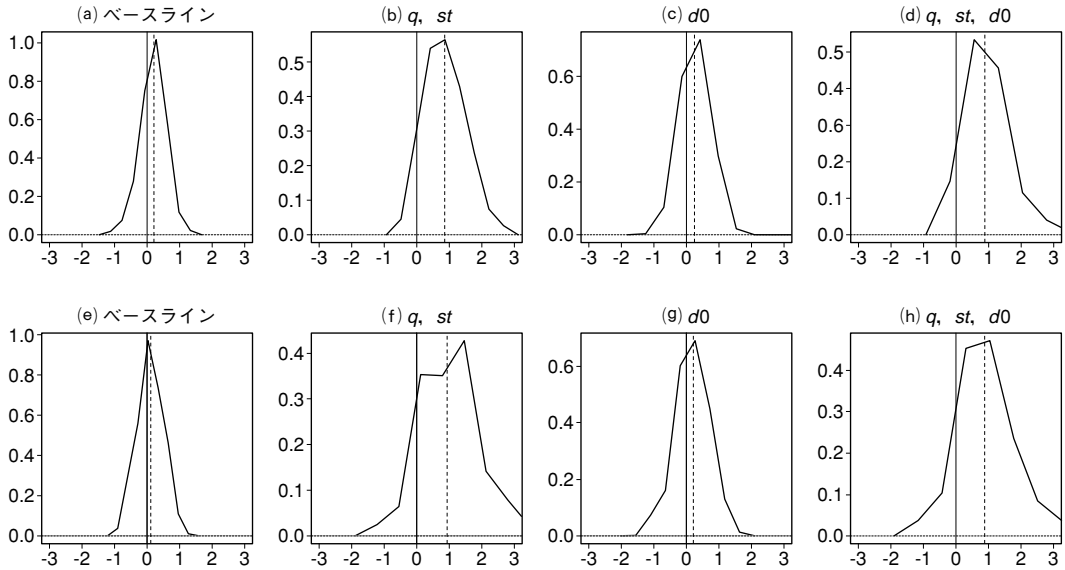
2. 帰無仮説の検定

次に、共和分ベクターの値を概観するために、すべての市場における推計値を集めて分布図を描いたものが図2、4である。共和分の結果が介入変数に全国生産量 Q を含めた場合と含めない場合とではほぼ同じであったので、以下では Q を含めていない。また、共和分が棄却された場合には、推計された共和分ベクターは見せかけの相関を示すだけなので、分布図には共和分が棄却されなかったものだけを用いている。

非直交化推計における切片項 a の分布は、(a)ベースラインではその中央値^(注28)が0.21というゼロよりも高い値を中心に分布しており、裁定に関わる固定費用にも地域差があることを示している。(c)裁定統制ダミーのみを入れると、中央値は0.27となり、(b)介入変数のみを加えると分布はプラス方向にずれて0.84、(d)統制ダミーと介入変数を同時に加えると0.87となる。統制や政府介入などを考慮したときに切片の値が増えることから、どのような価格水準においても、政府介入は価格差を一定以内に収める機能を果たしていたと考えられる^(注29)。

裁定の限界費用を示す切片推計値は、移出州(産地)か移入州(消費地)かに応じてその符号が逆転するはずである。そこで、都市 i の属する州が都市 l の属する州に対して、米を移出している場合、移入している場合、同州である場

図2 切片推計値 \hat{a}



(注) 上段は非直交化推計, 下段は直交化推計。d0は切片ダミー, qは州生産量, stは政府貯蔵米量を推計に含む。

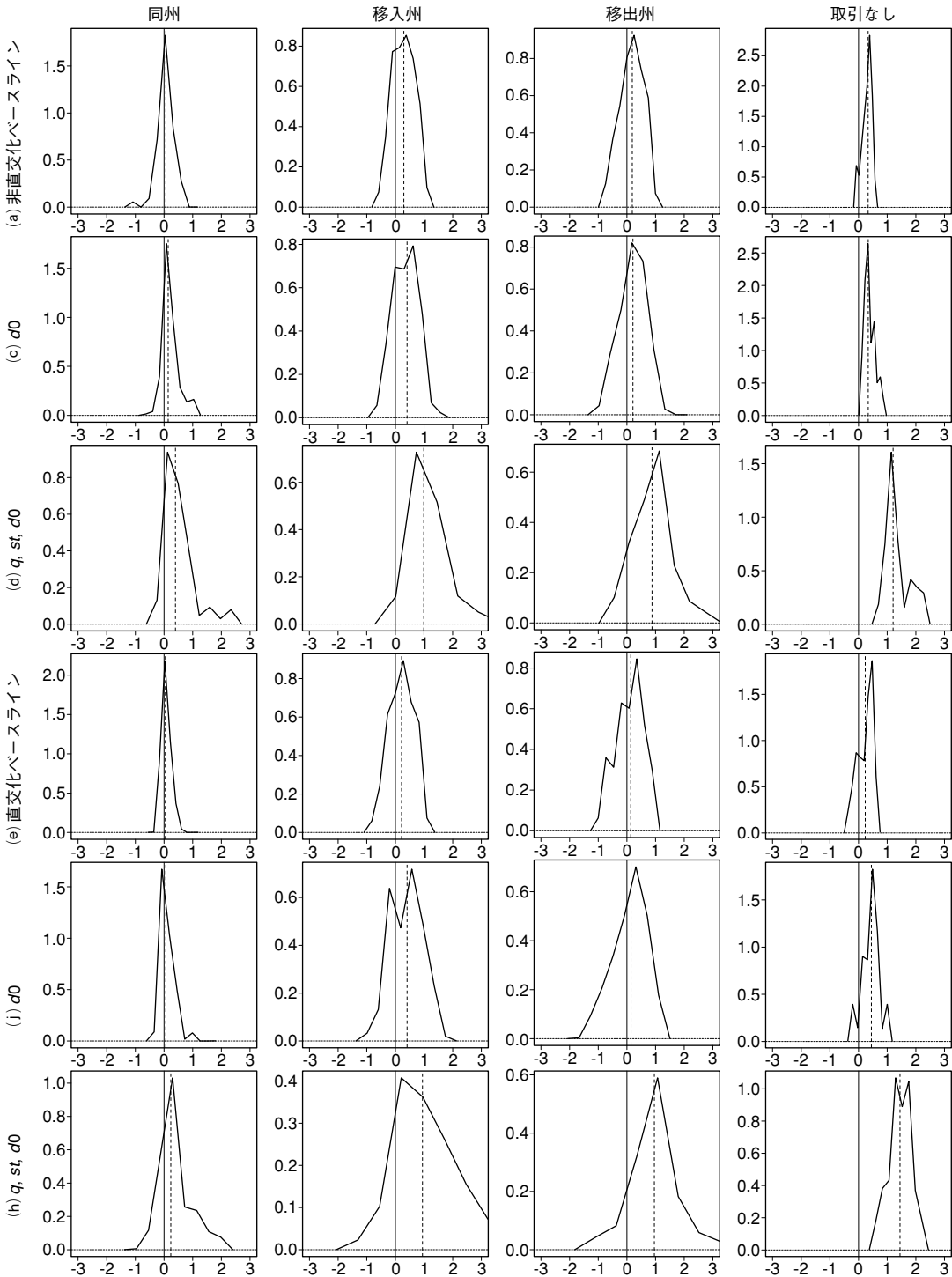
合に分けて分布図を描いたのが図3である。ベースラインの同州の場合には分布の範囲も狭く、中央値はゼロ近傍の0.12である。移出州では分布範囲が広がっており、中央値も0.19と若干高く、裁定限界費用が同州どうしよりも高いことを示唆している。移入している場合には、中央値は0.30であり、分布の範囲も移出のときと同じように広がっている。取引なしの場合には、37という小サンプルの限定はあるものの、中央値が0.34と最も大きくなっている。これらの傾向は、裁定ダミーがあるときや介入変数があるときも同じであることから、政府が価格差を一定内に収める機能を果たしていたことが確認できる。このように、符号の逆転は確認できなかったものの、中央値では移入州の裁定限界費用が同州や移出州よりも高いことが示された。これらは産地と消費地の間の競争的な裁定関係と矛盾しない結果である。

図4にあるように、非直交化推計の共和分ベ

クターの b の中央値は、ベースラインが0.90で最も1に近く、統制ダミーを加えると0.88であり、介入変数を加えると0.69、介入変数に統制ダミーを加えても0.69となる。このように、非直交化推計では、統制ダミーが弾力性推計値に与える影響は小さく、介入変数が与える影響が大きい。これは政府の政策に価格を連動させる効果があり、ベースライン推計では b の値を過大に推計していたことを示している。

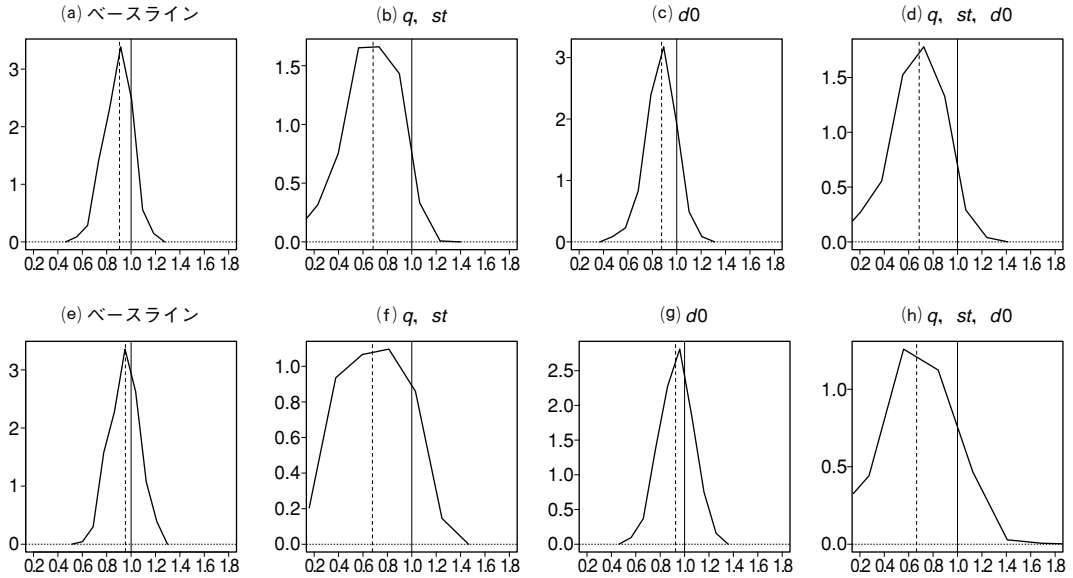
推計値を同州、移入州、移出州、取引なしで分類したのが図5である。同州では中央値が0.96、移入州で0.92、移出州では0.86、取引なしでは0.89である。他のケースからも確認できるように、同州の中央値が最も1に近く、移出州よりも移入州の方が1に近いという結果は、統制ダミー、介入変数を加えた場合も変わらなかった。ただし、全体の分布を描いた図4で確認したように、統制ダミーや介入変数を加えた場合には、すべてのカテゴリにおいて分布範囲が

図3 a, 同州, 移入州, 移出州



(注) 共和分推計において被説明変数 pi の都市 i が説明変数 pl の都市 l と同州または取引なしか、 l の所属する州から移入を行っているか、移出を行っているかで区分。州間取引データは Ministry of Agriculture, *Bulletin on Food Statistics* 各号で掲載されている1960~74年のデータを用いた。 $d0$ は切片ダミー、 q は州生産量、 st は政府貯蔵米量を推計に含んでいることを示す。

図4 傾斜推計値 \hat{b}



(注) 図2と同じ。

広がると同時に分布全体がマイナス方向にシフトする傾向がある。

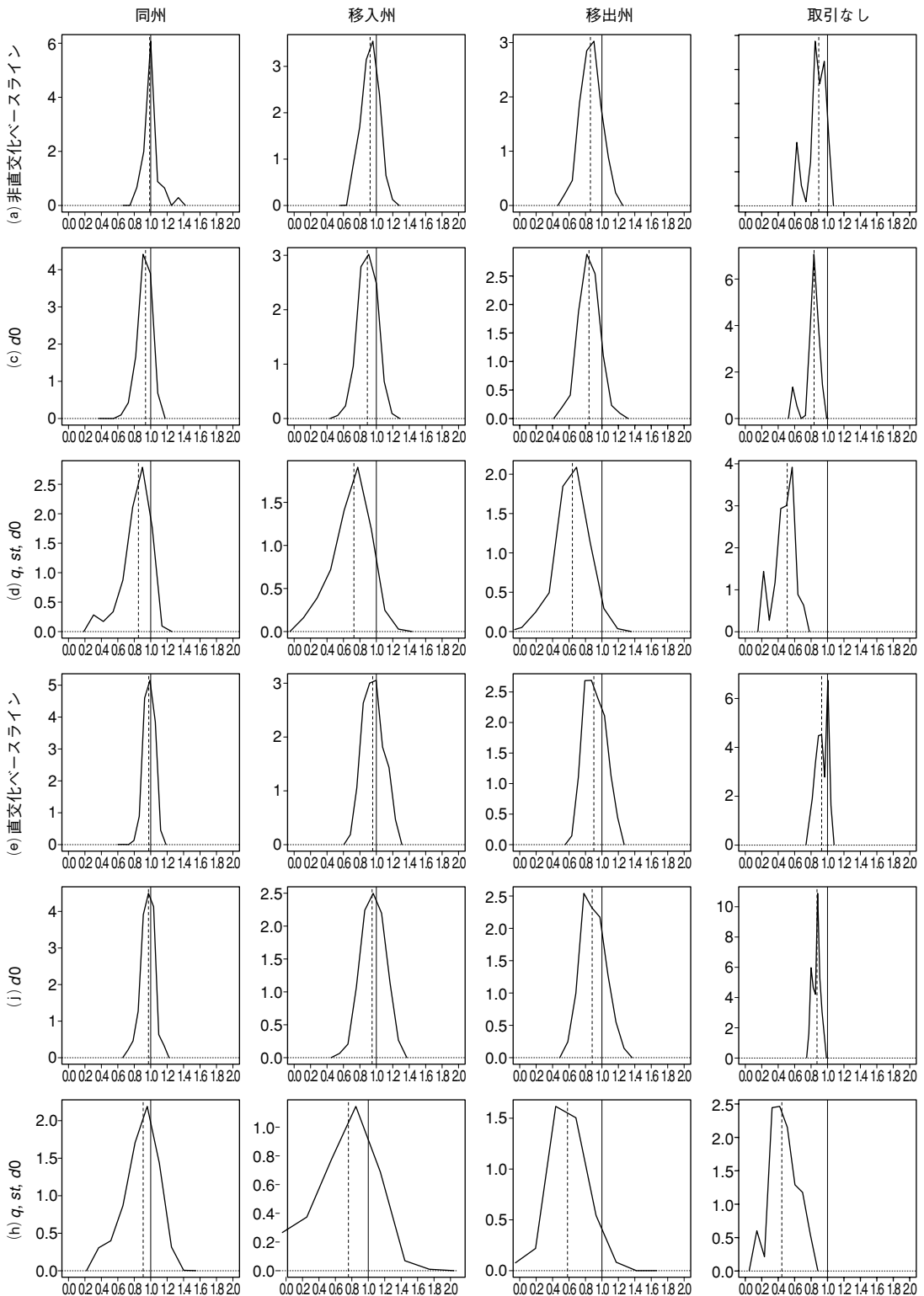
政府の政策変数を含めると切片項の値が増え、弾力性項の値が減るということは、政策の影響を除去したときには、価格差が増え、価格連動も損なわれることを示している。政府介入をコントロールした後の価格の動きは、市場の裁定を反映していると考えられるので、価格差解消と価格連動には政府介入と市場裁定の双方が重要な役割を果たしていたと解釈できよう。ただし、ここで注意すべきは、これが市場裁定機能が不十分であったという証拠にはならないことである。既述のように、市場の裁定は政府介入を考慮しながら行われる。よって、政府が部分的に価格差を解消してしまうと、市場が解消できる部分は限定的にならざるを得ない。市場が部分的にしか価格差を解消しないのは、政府介入を所与としたときには合理的な反応であり、そもそもの市場の裁定機能が不十分であっ

たかは判断できない。

さらに、州を大規模市場と小規模市場に区分して分布を描いたのが図6、7である。ここで大規模市場とは、州の生産+移入-移出を米支出として考え、1960~74年の平均米支出が同時期の全国平均よりも多い州とし、少ない州を小規模市場とした^(注30)。小規模市場は価格がほぼ外生であり、他市場の価格変化に敏感に反応することが期待され、大規模市場ではその反応の度合いが小さいことが期待される。描いた図によれば、切片項は市場規模で大きな差はない。弾力性を表わす傾斜項は、期待されたとおり、中央値は小規模市場で1近傍で、大規模市場ではより小さい値であった。ここから、PPPは小規模市場でより成立しやすいことが分かる。小規模市場が価格を所与とすることを考えると、このことは予想通りである。

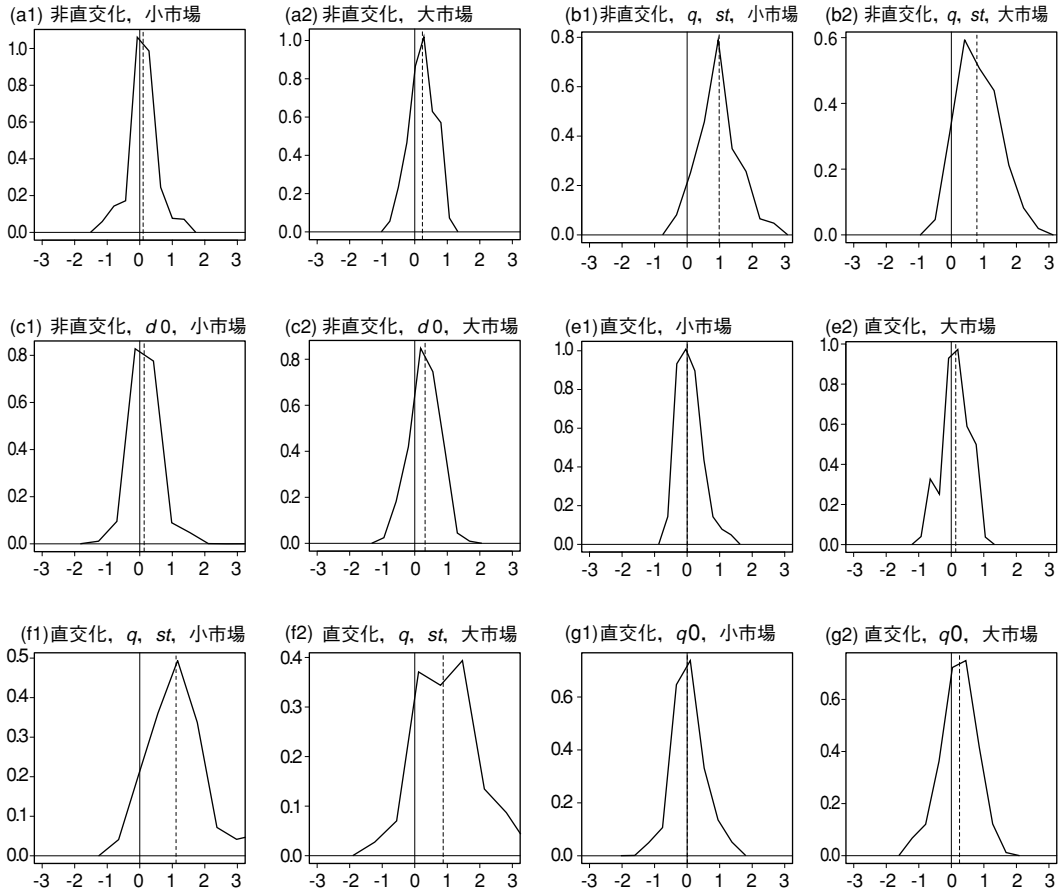
直交化推計では、推計方法を考察した時点で予測された通り、切片については非直交化推計

図5 b, 同州, 移入州, 移出州



(注) 図3と同じ。

図6 a, 市場規模

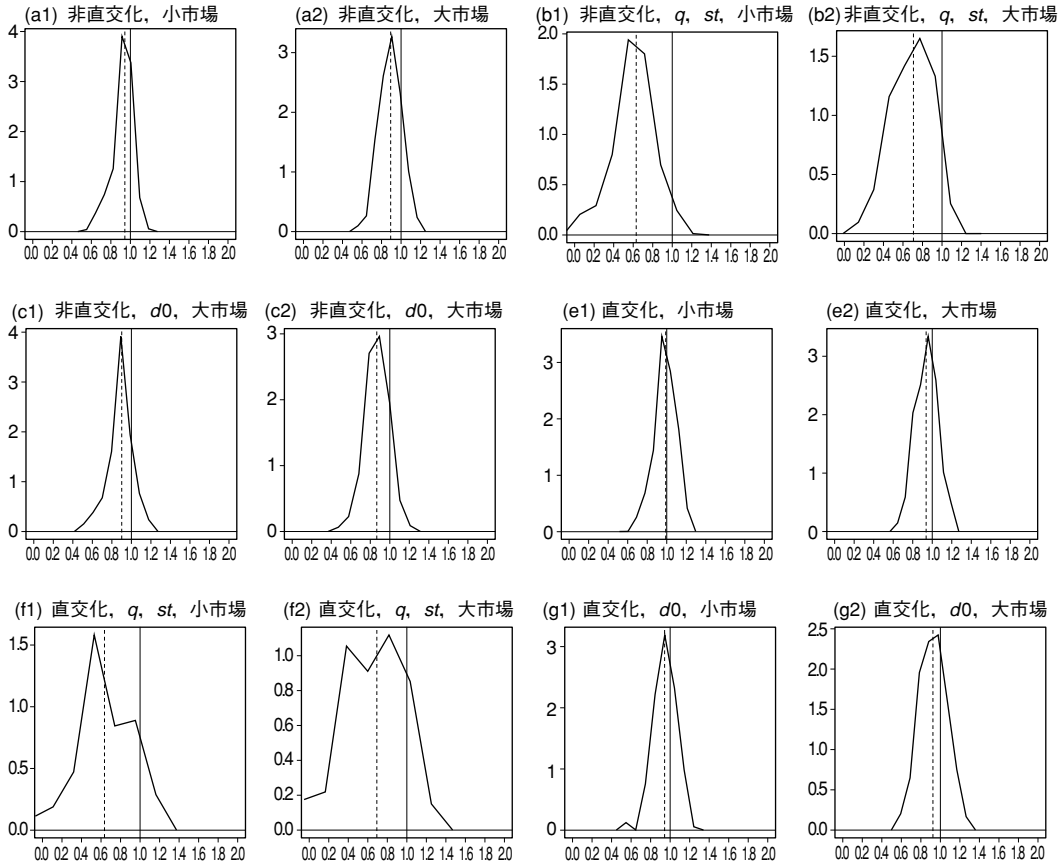


(注) 共和分推計において被説明変数 pi の都市 i の属する州が、全国の1州当たり平均生産量を上回れば大規模州、下回れば小規模州とした。州生産量データは Ministry of Agriculture, *Bulletin on Food Statistics* 各号。

よりもゼロ近傍により集中し、全カテゴリの中央値は0.12である。各カテゴリ内でもこれは同様であり、同州は0.05、移入州は0.22、移出州は0.13、取引なしでは0.32である。 b の中央値が0.96と非直交化推計よりも、わずかではあるが1に近づいている。カテゴリ別の中央値は、同州で0.98、移入州で0.96、移出州で0.90、取引なしで0.93である。統制ダミーや介入変数を加えた場合には、非直交化推計同様に分布はマイナス方向に移動するが、非直交化推計に比べて直交化推計の方が中央値が1に近い結果となった。

推計値の信頼性を確かめるために、帰無仮説の95%水準での非棄却数を全都市数44に対する比率としてみたのが図8の(a)~(c)である。図の縦軸は直交化推計、横軸は非直交化推計である。共和分同様、散布図は右下に集中しており、大部分の都市で直交化推計で帰無仮説棄却が多いことが分かる。ベースライン推計における t テストによる $a=0$ の非棄却率と $b=1$ の非棄却率は近似した結果であり、非直交化推計でサンプル全体の平均でそれぞれ、70%、70%、直交化推計でそれぞれ、11%、14%であった。

図7 b, 市場規模



(注) 図6と同じ。

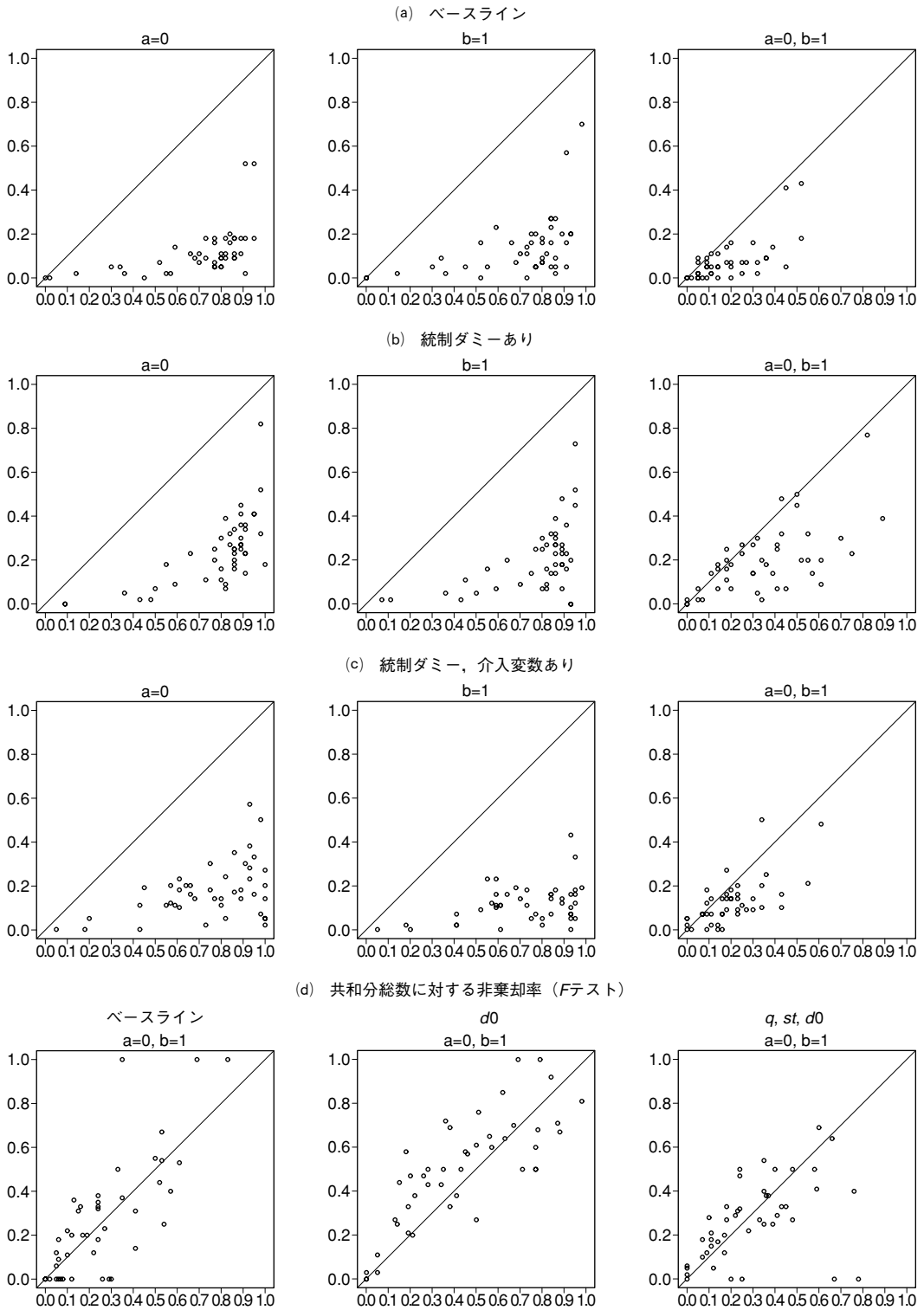
両者を同時に検定した F テストでは帰無仮説の棄却がより多くなっており、非直交化推計で平均17%、過半の都市で帰無仮説が90%以上も棄却された直交化推計では、平均は7%であった。統制ダミーがある場合や介入変数をさらに加えた場合においても、非棄却率の分布は近似しており、帰無仮説が一般的に棄却される傾向に変わりはない。

直交化推計の方が棄却率が高い理由は、共和分関係自体が直交化推計ではより多く棄却されているためである(注31)。共和分が棄却された都市ペアの推計値は見せかけの相関を示している

だけなので、その値を検討することは意味がない。それでは、共和分関係にあると判定された都市間では、帰無仮説が棄却される比率はどちらの方が高いであろうか。

このことを確認するために、帰無仮説の非棄却数を共和分関係の成立数に対する比率としてとったのが図8の(d)である。分母が小さくなるので双方ともに非棄却率は高まるはずであるが、 F テスト(注32)による非棄却率はほぼ同一、または、直交化推計の方が若干高い。よって、共和分関係にある地域間に限定すれば、直交化推計において「絶対的」平価を支持する結果が

図8 帰無仮説の非棄却率 (CPI)



(注) 検定は、a: $a=0$, b: $b=1$, c: $a=0, b=1$ 。

より多く示されたと考えてよい。これは図2，4において直交化推計の分布図が帰無仮説の値近傍により集中していた，という結果を再確認するものである。差分項の追加によって誤差項同士の相関が除去され，除去前には見せかけだけの共和分関係が棄却されるようになったが，共和分関係においてはより正確な推計が可能になったことを反映していると考えられる。

以上から暫定的にいえることは，数としては厳密な意味でのPPPはほとんどの都市で成立していない，ということである。インドのような広大な国では容易に想像できることであるが，様々な要因が裁定に関わる無視し得ないコストとして存在するためである。たとえば，裁定統制や価格統制以外にも，取引量に比例的な輸送費，情報伝達が不十分であること，将来価格に関する不確実性，貯蔵コストなどである。

こうした取引費用は a に含まれるべきものであるが，本推計では $b=1$ も多く棄却された。 $b=1$ でなければ，ひとたび価格差が発生すると，その価格差はいずれ無限大に発散する。こうしたことは現実には発生していないため，本推計方法には何らかの欠陥があったと考えるべきである。 b の推計値を歪める原因として考えられるものは，たとえば，Key, Sadoulet and Janvry (2000) が分析したような取引量と無関係な固定的な取引費用（たとえば情報収集費用など）の存在^(注33)，Hansen (2000) らが考察したような攪乱項がより複雑な時系列プロセスに従う場合，データに計測誤差が含まれる場合，などである。前2者の拡張は，それぞれ，取引量，より高頻度の価格データという新たなデータを要するため，本稿ではこれらの推計作業に移ることはせず，共和分関係の有無に着目した

分析に進みたい。

3. 共和分成立の要因

厳密にPPPが成立しないとはいえ，いくつかの都市のペアでは，内生性を除去した後も，共和分関係にあることが確認された。つまり，厳密な裁定関係になくとも，確率的なトレンドを共有しており，何らかの緩やかな裁定関係にあることが想像される。そこで本項では，共和分検定の結果を所与として，その成立がどのような要因で左右されるのか考えよう。

ここで検討する変数は同州ダミーと距離という地理変数である。推計では，共和分の関係にあるか否かの二項変数 CI を同州ダミー D と各都市間の距離 L に回帰し，州境が共和分成立に有意に影響を与えているかテストする。同州ダミー D_{il} とは，都市 i と都市 l が同じ州に位置しているときに1の値をとり，それ以外は0の値をとる変数である。都市間距離は地図上の座標を用い，高低差や実際の道路距離は考慮していない。以下では，最尤法でプロビット・モデルを推計した^(注34)。

$$CI_{il} = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases} \quad \text{with Pr} = \begin{cases} \Phi(\gamma_0 + \gamma_1 D_{il} + \gamma_2 L_{il}) \\ 1 - \Phi(\gamma_0 + \gamma_1 D_{il} + \gamma_2 L_{il}) \end{cases}$$

非直交化推計による共和分結果が表3の(a)から(e)，直交化推計は(g)から(1)である。それぞれの推計値の有意性は，不均一分散が棄却できない場合は不均一分散に頑健な標準偏差でテストした。

推計結果はわれわれの直感に比較的合致したものとなった。まず，定数項が非直交化推計でより大きいのは，共和分関係を過剰に認める傾向を反映している。非直交化推計で裁定統制ダミーがない場合には，距離や州境に関係なく，共和分が約84%の確率ですべての都市ペアで成

表3 共和分と地理変数

	非直交化推計				直交化推計			
	(a)	(b)	(d)	(e)	(g)	(h)	(i)	(k)
定数項	0.990** (0.078)	0.349 (0.074)	1.311** (0.084)	0.658** (0.078)	-0.091 (0.078)	-0.320** (0.075)	0.366** (0.074)	0.018 (0.072)
同州	0.326** (0.126)	0.397** (0.112)	0.263** (0.139)	0.310** (0.12)	0.478** (0.106)	0.424** (0.105)	0.293** (0.106)	0.429** (0.105)
距離	-0.054** (0.007)	-0.001 (0.007)	-0.061** (0.008)	0.000 (0.008)	-0.074** (0.008)	-0.025** (0.007)	-0.076** (0.008)	-0.023** (0.007)
logL	-1109.383	-1221.945	-956.564	-1053.307	-1006.620	-1152.738	-1197.821	-1277.404
不均一分散	非棄却	棄却	非棄却	棄却	棄却	棄却	非棄却	棄却

(注) かつこ内は分散不均一に対応した頑健な標準偏差。**は99%水準で有意。サンプル数は1806。Wald testによれば、全てのモデルで全推計値=0は95%有意水準で棄却された。

立することを定数項推計値は示している。これに対し、直交化推計の裁定統制ダミーなしの場合には、この確率を示す項の推計値はゼロとの差が有意ではなく、50%まで低下してしまう。裁定統制ダミーが考慮されている場合には、2つの推計方法においていずれもこの確率は上昇する。

同州ダミーは、すべての推計方法で有意であった。ただし、非直交化推計と対応する直交化推計で比べると、推計値は直交化推計の方が大きく、標準誤差も小さい。直交化推計で裁定統制ダミーが考慮されていない場合、同州であることは都市ペアが共和分関係にある確率を50%から65%にまで高める。裁定統制ダミーが考慮されている場合には、64%から75%にまで高まる。

裁定統制が考慮されているときの同州ダミーは、同州であることに起因するが裁定統制とは異なる裁定促進要因を反映するはずである。よって、裁定統制ダミーなしでの上昇分15%ポイントと裁定統制ダミーありでの上昇分11%を比

較すると、裁定統制の強度が均一という前提の下では、統制の量的なインパクトは共和分成立確率を4%ポイント引き下げる程度であった、と解釈できる(注35)。ただし、注26で述べたように、サンプルセレクションにより、推計値が統制の本来のインパクトを過小評価している可能性は否定できない。

距離変数の推計値は大半が有意に負であり、距離が長くなるにつれて共和分関係が損なわれる傾向にあることが示された。これは距離が裁定を阻む要因となっていることを示している、と解釈できる。ただし、非直交化推計で介入変数を加えた(b)と(e)では、距離の効果は有意ではない。また、直交化推計でも、介入変数を加えると距離の効果は有意ながらも減少する。このように、介入を考慮しないと距離が共和分不成立に与える影響は増えるため、介入は距離の裁定阻害効果を増やしていた、と解釈できる。全サンプルの距離の平均値で評価すると、非直交化推計の裁定ダミーなしの場合、距離が導入されると共和分確率は91%から81%まで低下し、

直交化推計の裁定ダミーなしの場合には、65%から41%にまで低下する。

州境が裁定を妨げることを示す以上の結果は、州レベルでの集計に正当性を与えるという意味で、Krishna and Raychaudhuri (1981)の結果を追認するものといえる。しかし、政府の介入が距離による裁定阻害効果を高めていることから、より細かな地域割りで集計を行うことの必要性をも示唆しているともいえる。

おわりに

本稿では、内生性バイアスに配慮した共和分の手法を用いて、インド各都市の米市場が裁定関係にあるのか、どの程度の裁定が働いているのか、裁定に州境や距離はどのような影響を与えるのかを検討した。推計結果は、内生性バイアス除去後には多くの都市間で共和分関係が失われること、残った共和分関係にある都市間では完全な裁定は成立しにくい、非直交化推計よりも帰無仮説がより多く支持されること、介入を考慮すると民間の裁定は不完全にとどまること、距離とは独立に州境や裁定統制が裁定関係を損なう効果があること、政府介入が距離による裁定阻害要因を高めていること、などを明らかにした。

これらは直接的に統制政策の効果を検証するものではない。しかし、州境という行政的障壁が距離とは独立に裁定を妨げていたことは、インド政府の裁定統制が効力を有していたことを意味する。同時に、介入を考慮した際に市場による裁定が不完全になるという結果は、政府介入が価格差を一定範囲内に収め、価格連動を助けていたことを意味する。これらは、インド政

府による介入が、各地域市場の統合に効果を発揮していたことを示すものである。

しかし、政府介入の効果が確認されたということは、市場の機能が不十分であったことと同じではない。政府が米輸送をするのであれば、その行動を前提として裁定行動を抑えるのが民間のトレーダーとしては合理的になるからである。さらに、州を超えると価格の連動（共和分）が失われるという結果は、政府介入が市場統合に貢献しているものの、その度合いが不十分であったことを物語っている。これらのことから、インド政府が追求していた目標、各地における安価で効率的な食糧供給、が実現できていたかには疑問が残る。この疑念は、農民の生産を一定とした仮定の下での疑念であるので、統制が生産意欲に与えた影響を考慮すると、その疑念はさらに強まるであろう。

最後に、今後の課題を述べる。本稿では、裁定行動が不完全にしか成立していないことが示された。裁定が完全ではないのは、固定費用 a に地域差があり、いくつかの地域ではその値がかなりの大きさに達していることが原因のひとつである。これは裁定行動が価格差に応じて非線形に変化することを意味する。つまり、価格差が固定費用 a を超えない限り、裁定行動は利潤をもたらさないため、都市間の裁定は停滞する一方、価格差が a を超えると、活発な裁定が開始される。これは裁定行動が2つのレジームを持ち、各レジーム間でパラメタの値が異なることを意味する。たとえば、価格差が a を超えないレジームでは b はゼロに近く、 a を超えるレジームでは b は1に近づく、などである。

自己回帰プロセスがある閾値を境にした2つのレジームに属する場合のモデリングは、

threshold autoregression (TAR) と呼ばれ、Tong (1983) などに始まって、近年ではHansen (2000), Caner and Hansen (2001) 他が興味深い拡張を行っている。これはBaulch (1997a; 1997b) と異なり、輸送費データを必要とせず、データが定常的である必要もない。ただし、本推計のように短いサンプルでは、複数のレジームスイッチを含むTARプロセスの推計は適していない。

裁定が不完全な理由をもうひとつ挙げるとすれば、限界的に可変的な取引費用の存在がある。現実においてそうであるように、価格 p_{it} と取引量が相関していれば、こうした費用の存在は b の推計値にバイアスをもたらす。2都市間の取引量のマクロ的な情報が入手可能であれば、こうしたバイアスは除去可能である。

取引に関するミクロ的な情報が利用可能になれば、裁定主体の構造的なモデルの推計が可能になり、政策効果を理論により忠実に計測することもできる。この場合、全国レベルの推計ではなく、特定の地域の広域市場との関係でも、市場環境整備の実態が浮き彫りにできることであろう。データ確保、TARプロセス推計、取引量の推計への導入も含め、今後の課題としたい。

(注1) ただし、価格差が一定範囲内に収まっていたとしても、裁定行動とは無関係な確率的トレンドを共有していることで、見かけ上だけ相関している場合がある。よって、これは十分条件ではない。以下に述べる「短所」を参照のこと。

(注2) 以下で用いる共和分の手法は、裁定に関わる米の買入・売却以外の費用（輸送や貯蔵などの費用）が非定常な場合には、実際に市場が統合されていても統合を棄却することがあり得るとされる

[Barrett 1996]。輸送費用を含まない推計においては、輸送費用の非定常部分は残差項に含まれるので、共和分の定義に従えば、確かに統合された市場間でも共和分は棄却される。

しかし、統合された市場間で、価格が輸送費の影響を受けないことがあるだろうか（統計学的にはありえても、経済学的にあり得るだろうか）。仮にあるとすれば、それは米を一方的に移出し続ける「大国」の産地だけであろう。米を移入する地域や「小国」の産地は輸送費の影響を受ける。インドにおいては、米の有数の産地であるパンジャブ、ハリアーナの各州でも、微量ながら米をほぼ毎年移入しており、小麦（ナン）消費の多い北部に位置するパンジャブやハリアーナは、米の消費地として小規模である。米生産でトップにランクされるアンドラ・プラデーシュ、西ベンガル、ビハールの各州も、毎年米を移入している。よって、各地域の価格は、多少なりとも輸送費の影響を被っていると考えられる。仮に輸送費用が非定常であれば、このことは各価格が裁定に関係する共通の確率的トレンドを共有するということであり、共和分関係をより強く示す方向に働く。輸送費用が定常であれば、輸送費用は定数項に反映され、共和分は統合の必要条件となる。

むしろ、統計学的な問題がないとしても、適切な輸送費用を明示的に含めれば、推計はより効率的になり、推計結果の曖昧さを取り除くことができるなど、望ましいことが多い。残念ながら、筆者はサンプル都市間の輸送費用データを全期間入手できなかったため、本稿の推計では、輸送費用が価格に影響していない場合には、過剰に統合を棄却しているかもしれない。しかし、もしも輸送費用等が全国的に非定常であれば、本稿の推計は大部分の都市ペアの統合を棄却するはずである。本稿の推計結果はそうした傾向を示していないため、価格に反映されない輸送費用の非定常性の影響は強くないとも考えられる。輸送費用を用いた例としては、Baulch (1997a) がある。貯蔵量等を含めた仮想的数値例としては、Deaton and Laroque (1996) を参照のこと。

(注3) この点に対処することの重要性についてはレフェリーにご指摘いただいた。記して感謝し

たい。

(注4) もしも、各地域における輸送量と貯蔵量のデータを併せて用いれば、競争均衡下の裁定の効率性についてより正確な推計が可能になる [Baulch 1997a, b; 黒崎 2001, 第7章]。また、財価格は、地域間裁定(移動)による空間的な相関以外にも、異時点間裁定(保蔵)による時系列的な相関を有するのが一般的である。よって、明示的にこれらの変数を用いて推計することが望ましい。むしろ、本稿のように価格のラグ値を含めることで、推計において異時点間裁定の効果を捉えることは可能である。しかし、当然のことながら、貯蔵量という状態変数を含める方が経済理論と整合的であり、推計も効率的になるため、異時点間の最適化行動の推計には望ましい。これらは今後の課題としたい。

(注5) 厳密には、Baulch (1997a) が指摘するように、輸送費など a に含まれるべき取引の限界費用が非定常的などときには、裁定関係があっても共和分が棄却される。この場合には、「相対的」平価で $a=0$ をテストすることで、輸送費が非定常的か判断できる。

(注6) たとえば、Abuaf and Jorion (1990), Kim (1990), Kugler and Lenz (1993), MacDonald (1993) など。最近の研究では Taylor (2001; 2002), Pedroni (2001) も参照のこと。

(注7) 組み合わせではなく順列を用いるのは、 $p_i = a + bp_j + e$ と $p_i = c + dp_i + u$ の2つの推計式において、一般に $b \neq d^{-1}$ だからである。スケーラーのOLS公式から、

$$\hat{b}_{ii}/\hat{b}_{ii} = \frac{\sum_{t=1}^T (p_{i,t} - \bar{p}_i)(p_{i,t} - \bar{p}_i)}{\sum_{t=1}^T (p_{i,t} - \bar{p}_i)^2} \Bigg/ \frac{\sum_{t=1}^T (p_{i,t} - \bar{p}_i)(p_{i,t} - \bar{p}_i)}{\sum_{t=1}^T (p_{i,t} - \bar{p}_i)^2} = 1.$$

同様に

$$\hat{a}_{ii}/\hat{a}_{ii} = \frac{\bar{p}_i - \hat{b}_{ii}\bar{p}_i}{\bar{p}_i - \hat{b}_{ii}\bar{p}_i} = 1.$$

(注8) これに関わる論点は、一橋大学経済研究所の黒崎卓氏に教示された。記して謝意を表したい。

(注9) 1980年代に需給バランスがおおむね達成されると、APCは現在の Commission for Agricultural

Costs and Prices (CACP) に改編され、当初の増産目的から多様化に政策の重点が移っていった。

(注10) Ministry of Agriculture, *Bulletin on Food Statistics* 各年版。本稿で示す調達量は、州政府と中央政府の調達量の合計。生産量、調達量ともに第4四半期から始まる収穫年 (crop-year) を取っている。

(注11) 多くの州で供出は耕地面積別に行われていたのが一般的であった。

(注12) Hayami, Subbarao and Otsuka (1982) の推計によれば、強制供出は市場供給を減らし、結果的に供出がない場合よりも市場価格を引き上げたとされる。また、首藤 (1999) は、これに密接に関連する Dantwala-Mellor 命題の成立条件を静学モデルで検討している。

(注13) Union Territory を除く全州が北部、西部、南部、東部の4ゾーンに分割され、それぞれ3~4つの州を擁していた。

(注14) このほか、州政府による裁定統制も実施されていた。農業省 (*Bulletin on Food Statistics* 各年版、巻末付録) によれば、州域システム移行後に統制はより徹底され、州内の郡 (district) 間の裁定統制まで行うに至っている。各州政府の裁定統制は、個々の事情に応じて決定されているので全体的な傾向を述べるのは難しいが、総じて見ると1970年代末にかけては裁定禁止や許認可が増えてタイトになり、それ以降は課徴制 (課税) を採用するなど緩和傾向にある。ただし、緩和されたとはいえ、中央政府による1977年の自由化以降も裁定統制を解かない州が多数あり、90年代に入っても全ての州が統制解除しているわけではない。このため、郡レベルの統制を考慮することが望ましいが、本稿では中央政府による裁定統制のみを検討対象とする。なぜならば、まず、個別的な統制であるため、州間および時間を通じて統制内容に均質性を期待することもできない。さらに、より根元的な問題として、これら州政府の裁定統制はサンプル期間ほぼ全てにかかっており、その効果を統計的に識別することができないからである。州政府の統制は、本稿においては切片項において時間を通じて不変の効果のみが測定されている。

(注15) ただし、米の全国生産量が有意であったことは、民間の米収集能力が作柄に依存していることを併せて捉えた可能性もある。

(注16) 共和分 で用いられることの多いもうひとつの手法、ジョハンセンの最尤法は本論文では用いない。ジョハンセンの方法は、システム・アプローチ (FIML) であり、一組の変数間だけでなく、複数の変数間の均衡関係を同時に推計できるという大きな長所がある。たとえば、第3の都市を介した均衡関係がある場合には、3本の cointegrated-VAR を用いると正確な関係が推計できる。この長所により、ジョハンセンの方法がエングル=グレインジャーの方法よりも優れていることはよく指摘されることであり [たとえば Davidson 2001 を参照のこと]、筆者も少なからず同意するところである。しかし、都市数が45の本推計においては、この長所を発揮することはできない。なぜならば、第1に、均衡関係にある都市の数を先験的に決めることはできないため、できる限り多くの都市を同時に推計することが求められる。計算能力上、一度に推計可能な方程式の次元数は限られているのに加え、検定統計量分布表においても最大で5次元までしか算出されていないからである。最大の5都市の共和分関係を同時に推計するとしても、45都市のうち5都市を選ぶ基準を見つけることは難しく、全ての5都市の組み合わせを推計することになる。さらに、全ての5都市の組み合わせの検定結果が、相互に整合的である保証はない。第2に、複数の共和分空間 (cointegrating spaces) が推計されたとき、その経済学的解釈が困難だからである。エングル=グレインジャーの方法では、システムの一部分を切り取って推計するという問題があるが、所与の都市ペアについては、推計結果の解釈に曖昧さは残らない。また、サイッコネンの方法は内生性を回避しているため、第3の価格のような共通の攪乱項による推計の歪みや偏りを防ぐことができる。ただし、ジョハンセンの方法に伴う解釈の難しさを逆手に取ることで、市場統合を計測する試みも近年見られる。たとえば、González-Rivera and Helfand (2001) は、複数の共和分空間が推計された場合には市場が統合しておらず、ひと

つだけ共和分空間が推計されたときのみ市場が統合されている、と解釈している。

(注17) 共和分ベクター A' が $(1 - b_{it})$ なのは、データベクター $\mathbf{p}' = (p_{it}, p_{lt})$ との内積をとることで定常的になることが共和分の定義だからである。つまり、

$$A'p = (1 - b_{it}) \begin{pmatrix} p_{it} \\ p_{lt} \end{pmatrix} = a_{it} + z_{it}^*$$

が定常的であれば、 p_{it} と p_{lt} は共和分関係にある。つまり、推計された z_{it}^* が定常的であれば、共和分関係は棄却されない。

(注18) Newey-West estimator は

$$\hat{\sigma}_{NW,T}^2 = \hat{\sigma}_{0,T}^2 + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{1+q}\right) \hat{\sigma}_{j,T},$$

ここで

$$\hat{\sigma}_{j,T} = \sum_{t=j+1}^T \frac{\hat{\epsilon}_t \hat{\epsilon}_{t-j}}{T-1} \quad \text{for } j=0, 1, \dots, q,$$

である。

(注19) p 次単位根検定には、augmented Dickey-Fuller (ADF) テストが用いられることが多い。しかし、真の自己相関の次元 p を知らない場合には、次元数を考えられる最大にとって推計することになり、徒らにパラメタ数を増やす結果となる。本推計でもそうであったように、ADFテストの検定結果は次元数の設定に敏感である。これらの理由から、本推計ではPPテストを用いた。

(注20) 付論 A にあるように、パラメタの取束レートが T であるため、 F の分子に含まれる2つの $(R\hat{\beta} - r)$ が真の値の下でゼロに取束せずに分布を持つためには、それぞれ T を乗じる必要がある。このことで分母のスケーリング行列で用いた T^2 がキャンセルされる。そして、誤差項分散推計値には s_T^2 をそのまま使うため、通常の F 値を用いることができる。つまり、漸近的に以下のことを示すことができる。

$$m \times F_T \xrightarrow{p} \text{plim} \left(\frac{\sigma_T^2}{s_T^2} \right) \times \chi^2(m).$$

ここで F_T サンプルから計算された F 値、 m は自由度である。

(注21) 系列相関がない場合には $s_T^2 \xrightarrow{p} \sigma^2$ なので、 F 値は通常通り計算された値を用いればよい。

しかし、系列相関がある場合には、 s_{ϵ}^2 は真の分散 σ^2 に収束しない。一方、 $\hat{\sigma}_{NW,T}^2 \xrightarrow{p} \sigma^2$ である。

(注22) Phillips and Hansen (1990)の“fully modified” least squares (FMLS)を用いる方法も考えられる。FMLSとサイッコネンの方法は、ともに直交投影によって内生性バイアスを除去したデータを用いてOLSを推計する共通点がある。違いは、直交投影される変数が説明変数 $p_{i,t}$ (サイッコネン)か、被説明変数 $p_{i,t}$ (FMLS)かである。ただし、両者のうちいずれがより精緻な推計結果を得られるか、確たる傾向は報告されていない。本稿データをFMLSで推計したところ、結果は非直交化推計とあまり変わらなかった。よって、ここではその結果を報告しない。FMLSについては、Hamilton (1994, 608-610)や Davidson and MacKinnon (1993, 717-719)なども参照のこと。

(注23) 物価指数 cpi で価格をデフレートせずに推計式に直接加えるのは、デフレートすることで共通のトレンドを埋め込むのを避けるためである。デフレートされた価格はログを取ると $\ln p_{i,t} - \ln cpi_t = a + b(\ln p_{i,t} - \ln cpi_t) + z_{i,t}$ となり、 b を1に近づけるバイアスをもたらす。

(注24) 匿名レフェリーから指摘をいただいた。記して感謝したい。

(注25) 除去の基準は以下の通り。サンプルから2都市を選び、データが重なる期間が60未満の都市が50以上ある都市をまず除去し、次に20以上の都市を除去、次は5、0と進んだ。

(注26) 慎重を期すならば、以上のサンプルセレクションは、卸売取引が活発で、価格統制の緩い地域を残すフィルター役割を果たした、と考えるべきかもしれない。しかし、価格が固定されていること自体は、価格統制がとくに厳しいことを必然的に意味しない。固定価格の存在は、超過需要と同規模の米供給能力が政府にあったことを示すにすぎず、各都市間でその超過需要規模の違いがある以上、価格固定に必要な価格統制実施の強度も異なるからである。むしろ、固定価格は自由価格取引を無効にするような政府の米供給努力があったこと、つまり、裁定統制努力が強かったことを示す、と考えるべき

である。裁定統制努力の強かった地域を除去する本稿では、推計値には裁定統制効果の過小評価バイアスの可能性があることを念頭に考察を進めることにする。また、取引の活発な地域のみを残すことは、ある程度は避け得ないバイアスである。なぜならば、実際に成立している市場のデータを用いる以上、市場が成立できる一定規模以上の情報しか得られないからである。

(注27) 州と都市名のリストは付論Cを参照のこと。

(注28) 平均値よりも中央値を用いるのは、アウトライヤーに対してより頑健な推測を行うためである。ただし、多くの場合では、平均値と中央値が大きく乖離することはなかった。

(注29) このことは以下のように理解できる。各州生産量、政府貯蔵米残高、全国生産量は、 i の属する州での政府米放出量 g_i の誘導型として推計に加えられる。つまり、 $p_i = a + bpl_i + cg_i + zu$ となっており、 g_i を加えない場合には $cg_i + zu$ が残差である。貯蔵量が一定のときには、 i への放出量 g_i が増えると l への放出量 g_l が減るため、 $c < 0$ を仮定すると、 $\text{cov}[pl, zu] = \text{cov}[pl, cg] = \text{cov}[-cg_l, cg] = \text{cov}[-g_l, g] \geq 0$ となる(政府介入によって価格は連動する傾向にある)。よって、介入変数なしの場合には、 \hat{b} は真の値よりも過大推計となるため、切片推計値は逆に過小に推計される。

(注30) 同時期以外の米支出は、各州の移出、移入が公開されていないために計算できなかった。しかし、1970年代には緑の革命の成果は顕著に現われており、さらに、北部西部小麦食・南部東部米食の習慣は時代を通じて急激に変わらないので、この時期だけの市場規模区分がそれ以降の次期を含めた市場区分と大きく変わるとは考えにくい。

(注31) ダミーや介入変数を加えると、推計値が帰無仮説の値から離れる傾向があるのにもかかわらず、図8において非棄却率が高まっているのは、これらのケースがベースライン推計よりも共和分関係にある比率が高いからである。

(注32) t テストも行ったが、 $a = 0$ と $b = 1$ の非直交化比率の非棄却率はほぼ1であった。つまり、共

文献リスト

和分関係にある限り、 t テストのほとんどの場合において帰無仮説が棄却できていない。直交化推計では、共和分関係を前提とすると帰無仮説非棄却率が高まるものの、共和分関係と t テストの帰無仮説の非棄却は同一ではなかった。非直交化推計の t テストが帰無仮説をほとんど棄却できないということは、非直交化推計の精度が高くないことを勘案すると、非直交化推計の t テストのパワーが低いことを示唆する。そもそも、より多くの情報を活用する F テストの方がパワーがより大きいことから、考察は F テストに限定して行う。

(注33) たとえば、あるトレーダーが産地市場 i にある米 q_i を $p_{i,t}$ で購入し、輸送費用 tuq_i を支払って消費市場 l で $p_{l,t}$ の値段で売却するとしよう。両市場での逆需要関数が線形で、同様のトレーダーが多数存在し、相互にクールノー競争を行うと仮定すれば、ナッシュ均衡においては $p_{l,t} = tu + p_{i,t}$ が成立する。ここで固定費用 F_{il} があるとすれば、利潤ゼロの条件は

$$p_{l,t} = tu + p_{i,t} + \frac{F_{il}}{q_i} \text{なので、均衡価格は固定費用を加味}$$

したものとなる。固定費用項 $\frac{F_{il}}{q_i}$ は回帰残差 $z_{il,t}$ に含まれるので、推計される b_{il} には過小推計バイアスが発生する。この例に見られるように、固定費用を考慮しないと $b = 1$ が棄却される可能性が高くなり、固定費用を考慮した推計には実際の取引量が必要になる。

(注34) 2乗項、州ごとに値の異なる切片など、いくつかの特定化で推計したが、表3の特定化以外は当てはまりがよくなかった。また、ロジット・モデルも推計したが、プロビットと推計値に際だった差がないのでここでは報告しない。ロジット推計では基準化の逆数に $\frac{2}{3}$ を用いた [Godfrey 1988, 208]。また、Godfrey (1988, 210) のラグランジ乗数テスト (LM2) でテストし、95%有意水準で均一分散を棄却した場合には、最尤法推計で得た不均一共分散行列の推計値 (ヘッシアン) を用いている。

(注35) 裁定統制の強度が年や州によって異なれば、このような単純な比較はできない。

〈日本語文献〉

首藤久人 1999. 「インド穀物市場における州間移動自由化と政府買い上げ制度」『農業経済研究』第71巻第1号：1-13.

黒崎卓 2001. 『開発のミクロ経済学：理論と応用』一橋大学経済研究所和文叢書No.50 岩波書店.

〈英語文献〉

Abuaf, Niso and Phillippe Jorion 1990. “Purchasing Power Parity in the Long Run.” *Journal of Finance* Vol. 45, Issue 1 (March): 157-174.

Barrett, Christopher B. 1996. “Market Analysis Methods: Are Our Enriched Toolkits Well Suited to Enlivened Markets?” *American Journal of Agricultural Economics* Vol. 78, No. 3 (August): 825-829.

Bassolet, Boubié and Clemes Lutz 1999. “Information Service and Integration of Cereal Markets in Burkina Faso.” *Journal of African Economies* Vol. 8, No. 1: pp. 31-51.

Baulch, Bob 1997a. “Transfer Costs, Spatial Market Arbitrage, and Testing for Food Market Integration.” *American Journal of Agricultural Economics* Vol. 79, No. 2 (May): 477-487.

———1997b. “Testing for Food Market Integration Revisited.” *Journal of Development Studies* Vol. 33, No. 4 (April): 512-534.

Caner, Mehmet and Bruce E. Hansen 2001. “Threshold Autoregression with a Unit Root.” *Econometrica* Vol. 69, No. 6 (November): 1555-1596.

Davidson, James 2001. *Econometric Theory*. Blackwell, Malden.

Davidson, Russel and James G. MacKinnon 1993. *Estimation and Inference in Econometrics*. New York: Oxford University Press.

de Janvry, Alain and K. Subbarao 1986. *Agricultural Price Policy and Income Distribution in India*. Delhi: Oxford University Press.

- Deaton, Angus and Guy Laroque 1996. "Competitive Storage and Commodity Price Dynamics." *Journal of Political Economy* Vol. 104, No. 5 (October): 896-923.
- Fafchamps, Marcel and Sarah Gavian 1995. "The Spatial Integration of Livestock Markets in Niger." *Journal of African Economies* Vol. 5, No. 3: 366-405.
- Faminow, Merle D. and Bruce L. Benson 1990. "Integration of Spatial Markets." *American Journal of Agricultural Economics* Vol. 72, No. 1 (January): 49-62.
- Godfrey, L. G. 1988. *Misspecification Tests in Econometrics: The Lagrange Multiplier Principle and Other Approaches*. Econometric Society Monographs No. 16. Cambridge: Cambridge University Press.
- González-Rivera, Gloria and Steven M. Helfand 2001. "The Extent, Pattern, and Degree of Market Integration: A Multivariate Approach for the Brazillian Rice Market." *American Journal of Agricultural Economics* Vol. 83, No. 3 (August): 576-592.
- Goodwin, Barry K. and Ted C. Schroeder 1991. "Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets." *American Journal of Agricultural Economics* Vol. 73, No. 2 (May): 452-464.
- Granger, Clive W. J. and Paul Newbold 1974. "Spurious Regressions in Econometrics." *Journal of Econometrics* Vol. 2, No. 2 (July): 111-120.
- Hamilton, James D. 1994. *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Hansen, Bruce E. 2000. "Sample Splitting and Threshold Estimation." *Econometrica* Vol. 68, No. 3 (May): 575-603.
- Hayami, Yujiro, K. Subbarao and Keijiro Otsuka 1982. "Efficiency and Equity in Producer Levy of India." *American Journal of Agricultural Economics* Vol. 64, No. 4 (November): 655-663.
- Kahlon, A. S. and D. S. Tyagi 1983. *Agricultural Price Policy in India*. New Delhi: Allied Publishers.
- Key, Nigel, Elizabeth Sadoulet and Alain de Janvry 2000. "Transaction Costs and Agricultural Household Supply Response." *American Journal of Agricultural Economics* Vol. 82, No. 2 (May): 245-259.
- Kim, Yoonbai 1990. "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach." *Journal of Money, Credit and Banking* Vol. 22, Issue 4 (November): 491-503.
- Krishna, Raj and G. S. Raychaudhuri 1981. "Agricultural Price Policy in India: A Case Study of Rice." *Indian Economic Journal* Vol. 28, No. 3 (Jan.-Mar.): 16-34.
- Kugler, Peter and Carlos Lenz 1993. "Multivariate Cointegration Analysis and the Long-Run Validity of PPP." *Review of Economics and Statistics* Vol. 75, No. 1 (February): 180-184.
- MacDonald, Ronald 1993. "Long-Run Purchasing Power Parity: Is It for Real?" *Review of Economics and Statistics* Vol. 75, No. 4 (November): 690-695.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West 1987. "A Simple Positive Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix." *Econometrica* Vol. 55, No. 3 (May): 703-708.
- Pedroni, Peter 2001. "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels." *Review of Economics and Statistics* Vol. 83, No. 4 (November): 727-731.
- Perron, Pierre 1989. "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis." *Econometrica* Vol. 57, No. 6 (November): 1361-1401.
- Phillips, Peter C. B. 1986. "Understanding Spurious Regressions in Econometrics." *Journal of Econometrics* Vol. 33, No. 3 (December): 311-340.
- Phillips, Peter C. B. and Bruce Hansen 1990. "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes." *Review of Economic Studies* Vol. 57, Issue 1 (January): 99-125.
- Quandt, Richard E. 1972. "A New Approach to Estimating Switching Regressions." *Journal of American Statistical Associations (Applications)* Vol. 67, No. 338 (June): 306-310.

- Ravallion, Martin 1987. *Markets and Famines*. New York: Oxford University Press.
- Rogoff, Kenneth 1996. “The Purchasing Power Parity Puzzle.” *Journal of Economic Literature* Vol. 34, Issue 2 (June): 647–668.
- Saikkonen, Pentti 1991. “Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions.” *Econometric Theory* Vol. 7, Issue 1 (March): 1–21.
- Subbarao, K. 1978. *Rice Marketting System and Compulsory Levies in Andhra Pradesh*. Delhi: Allied Publishers.
- 1979. “Producer Levy, Evasion and Income Loss: Empirical Evidence from Coastal Districts of Andhra Pradesh.” *Economic and Political Weekly* Vol. 14: A2–A8.
- Taylor, Alan M. 2001. “Potential Pitfalls for the Purchasing-Power-Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean-Reversion Tests of the Law of One Price.” *Econometrica* Vol. 69, No. 2 (March): 473–498.
- 2002. “A Century of Purchasing Power Parity.” *Review of Economics and Statistics*. Vol. 84, No. 1 (February): 139–150.
- Tong, Howell 1983. *Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis*. New York: Springer Verlag.
- [付記] 本論文は2000年度にアジア経済研究所で実施された研究会「アジア農業開発政策の新世紀への展望」(山本裕美主査)の成果の一部である。本研究所開発研究部部内研究会に参加された近藤則夫氏, 上の農業研究会に参加された各委員, とくに黒崎卓氏(一橋大学経済研究所), 本誌2名のレフェリーの方々には有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝したい。ただし, 本論文に残る誤りは全て筆者の責任である。また, 推計にはGNUの \mathcal{R} ウィンドウズ版(ver 1.4.1), 原稿組版には $\text{L}^{\text{A}}\text{T}_{\text{E}}\text{X}2_{\epsilon}$ 日本語ウィンドウズ版(角籐版 web2c), dviドライバにはdvioutを用いた。これらオープンソース・ソフトの開発者, ヴァージョン維持者の方々に深く感謝したい。

(アジア経済研究所開発研究部)

付論A 検定統計量のスケーリング

以下の議論はPhillips (1986), Hamilton (1994, 557-561, 564-568) を参照している。説明変数 $p_{l,t}$ が一階非定常 $[I(1)]$ なとき、その全変動:

$$\mathbf{p}' \hat{\mathbf{p}} = \begin{pmatrix} T & \sum p_{l,t} \\ \sum p_{l,t} & \sum p_{l,t}^2 \end{pmatrix}, \quad \mathbf{p} = \begin{pmatrix} 1 & p_1 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & p_L \end{pmatrix}$$

が発散しないためには、以下のようなスケーリングが必要になる。

$$\begin{aligned} & \begin{pmatrix} 1 & T^{-\frac{3}{2}} \sum p_{l,t} \\ T^{-\frac{3}{2}} \sum p_{l,t} & T^{-2} \sum p_{l,t}^2 \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} T^{\frac{1}{2}} & 0 \\ 0 & T^1 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} T & \sum p_{l,t} \\ \sum p_{l,t} & \sum p_{l,t}^2 \end{pmatrix} \\ & \quad \times \begin{pmatrix} T^{\frac{1}{2}} & 0 \\ 0 & T^1 \end{pmatrix}^{-1}, \\ &= S^{-1}(\mathbf{p}' \mathbf{p}) S^{-1}. \end{aligned}$$

ここでスケーリング行列 S^{-1} は

$$S^{-1} = \begin{pmatrix} T^{\frac{1}{2}} & 0 \\ 0 & T^1 \end{pmatrix}^{-1}$$

である。仮説 $\beta' = (a_{il}, b_{il}) = (0, 1)$ を検定する F 値は,

$$\mathbf{R} = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix}, \quad \mathbf{r} = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix},$$

において

$$\begin{aligned} mF_T &= (\hat{\mathbf{R}} \hat{\mathbf{r}}) \left[s_T^2 (\mathbf{0} \ \mathbf{R}) \begin{pmatrix} T & \sum p_{l,t} \\ \sum p_{l,t} & \sum p_{l,t}^2 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{R} \end{pmatrix} \right]^{-1} \\ & \quad \times (\hat{\mathbf{R}} \hat{\mathbf{r}}) \end{aligned}$$

であるが、この大かっこ内の行列は下記のように

に変形できる。

$$\begin{aligned} & T^{-2} s_T^2 (\mathbf{0} \ \mathbf{R}) \begin{pmatrix} T & p_{l,t} \\ \sum p_{l,t} & p_{l,t}^2 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{R} \end{pmatrix}, \\ &= T^{-2} s_T^2 (\mathbf{0} \ \mathbf{R}) S \begin{pmatrix} T & p_{l,t} \\ \sum p_{l,t} & p_{l,t}^2 \end{pmatrix}^{-1} S \begin{pmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{R} \end{pmatrix}, \\ &= T^{-2} s_T^2 (\mathbf{0} \ \mathbf{R}) \left[S^{-1} \begin{pmatrix} T & p_{l,t} \\ \sum p_{l,t} & p_{l,t}^2 \end{pmatrix} S^{-1} \right]^{-1} \begin{pmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{R} \end{pmatrix}, \\ &= T^{-2} s_T^2 (\mathbf{0} \ \mathbf{R}) \begin{pmatrix} 1 & T^{-\frac{3}{2}} \sum p_{l,t} \\ T^{-\frac{3}{2}} \sum p_{l,t} & T^{-2} \sum p_{l,t}^2 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{R} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

ここで中央の $(\mathbf{0} \ \mathbf{R})$ と $\begin{pmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{R} \end{pmatrix}$ で挟まれた項は有

限の行列に収束するが、 $T^{-2} s_T^2$ はゼロに収束する。よって、通常の F 値を計算すると、逆行列中において s_T^2 を T^2 で除すことになる。一階非定常変数の分散は $\frac{s_T^2}{T}$ で有限値として得られるため、さらに T を除すとゼロに収束する。一方、分子の $\mathbf{R} \hat{\beta}$ は $O_p(T^{-\frac{1}{2}})$ である \hat{a}_{il} が抜け落ち、 $O_p(1)$ の \hat{b}_{il} だけが残り有限である。このように、分子が有限で分母がゼロに収束するため、 F_T は無限大に発散する。このように、意味のある漸近分布を得るためには、 $T^{-1} F_T$ を用いなければならない。

付論B 推計式の導出と仮定

われわれが想定するのは、すべての $i \neq l$ の組み合わせにおける、以下のシステムである。ここで重要な仮定は、攪乱項 $(z_{il,t}^*, u_{l,t})$ の共分散がゼロということである。

$$\begin{aligned} p_{i,t} &= a_{il} + b_{il} p_{l,t} + z_{il,t}^*, \\ p_{l,t} &= \delta_l + p_{l,t-1} + u_{l,t}, \end{aligned} \tag{B1}$$

ただし、

$$\begin{pmatrix} z_{i,t}^* \\ u_{i,t} \end{pmatrix} = \mathcal{L}(L) \begin{pmatrix} \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{i,t} \end{pmatrix},$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{i,t} \end{pmatrix} \stackrel{i.i.d.}{\sim} \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_i^2 & 0 \\ 0 & \sigma_i^2 \end{pmatrix} \right],$$

そして $\sigma_i^2 < \infty$, $\sigma_i^2 < \infty$ であり,

$$\mathcal{L}(L) = \sum_{s=0}^{\infty} \mathcal{L}_s^* = \sum_{s=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \Psi_{ii,s}^* & 0 \\ 0 & \Psi_{ii,s}^* \end{pmatrix}$$

である。ここで Ψ_s^* すべての s について正値定符号であり、 $\sum_{s=0}^{\infty} \Psi_{ii,s}^*$ は絶対値において和が存在するものと仮定する。

(B1) 式の 2 番目の式は $p_{i,t}$ がドリフト (トレンド項) δ_t つきの単位根過程に従うことを示している。1 番目の式は、 $p_{i,t}$ が $p_{i,t}$ と線形関係にあること、つまり、定常的な $z_{i,t}^*$ の下では $p_{i,t}$ も必然的に非定常になることを意味している。

(B1) 式で $p_{i,t}$ と $z_{i,t}^*$ が相関していないということは、(B2) 式において 2 つの攪乱項 ($z_{i,t}^*$, $u_{i,t}$) の共分散がゼロと想定するに等しい。

$$\text{cov}[p_{i,t}, z_{i,t}^*] = \text{cov}[u_{i,t}, z_{i,t}^*] = 0.$$

この仮定はマクロショックや内生性による omitted variables の存在を考えると現実的ではない。よって、本文で示したようなバイアス除去の方法が必要となる。

付論 C サンプル都市

- ・アンドラ・プラデーシュ州
Nellore, Hyderabad, Nizamabad, Kakinada, Vijayawada, Tadepalligudem.

- ・ビハール州
Patna, Gaya, Ranchi, Dumka, Jamshedpur, Jayanagr.
- ・グジャラート州
Rajkot, Bulsar.
- ・ヒマチャル・プラデーシュ州
Mandi.
- ・マディヤ・プラデーシュ州
Indore, Rajgarh, Jabalpur, Durg, Raipur, Jagdalpur.
- ・マニプール州
Imphal.
- ・カルナタカ州
Bangalore, Bellary, Mysore, Shimoga, Nandgarh.
- ・オリッサ州
Sambalpur, Balasore, Cuttack, Jeypore.
- ・パンジャブ州
Amritsar.
- ・ウッタール・プラデーシュ州
Dehradun, Saharanpur, Kanpur, Allahabad, Lucknow, Azamgarh, Varanasi, Nowgarh.
- ・西ベンガル州
Matiahat, Sainthia, Contai, Balurghat, Siliguri.