

CREI

Discussion Paper Series

インドの貧困とリスク：

リスクシェアリングと異時点間消費平準化の
統合モデルによる検証

大阪市立大学大学院経済学研究科 助教授

佐藤 隆広

日本学術振興会

福味 敦

2007年3月27日

Discussion Paper No. 5

Center for Research on Economic Inequality (CREI)
Graduate School of Economics
Osaka City University

3-3-138 Sugimoto, Sumiyoshi-ku,
Osaka 558-8585, Japan

<http://www.econ.osaka-cu.ac.jp/CREI/index.html>

CREI Discussion Paper Series

インドの貧困とリスク：
リスクシェアリングと異時点間消費平準化の
統合モデルによる検証

大阪市立大学大学院経済学研究科 助教授

佐藤 隆広

日本学術振興会

福味 敦

2007年3月27日

Discussion Paper No. 5

経済格差研究センター(CREI)は、大阪市立大学経済学研究科重点研究プロジェクト「経済格差と経済学—異端・都市下層・アジアの視点から—」(2006~2010年)の推進のため、研究科内に設置された研究ユニットである。

インドの貧困とリスク：リスクシェアリングと異時点間消費平準化の統合モデルによる検証

佐藤隆広・福味敦

2007年3月27日

1 はじめに

過去 30 年間、インドでは、総人口に対する絶対的貧困者の割合を示す貧困比率が大きく低下している。ここでいう「絶対的貧困」とは農村で 1 日 2400 キロカロリー、都市で 1 日 2100 キロカロリーを摂取できない状況を指す^{*1}。こうした水準のカロリーを摂取できなければ、人間は仕事をしながら健康な生活を持続的に維持できない。このような定義に基づいて計測された貧困比率をみると、実際に、それは 1973 年の 54.9% から 1999 年の 26.1% と推移している。こうした貧困比率の大幅な低下は、インドの経済発展における重大な成果だと評価できるだろう。

しかしながら、絶対的貧困者総数は、同期間で、3 億 2100 万人から 2 億 6000 万人と 6000 万人弱の下落にとどまっており、依然として、インドでは絶対的貧困問題が深刻であることが確認できる。

インドの農村人口は総人口の 7 割を、農業部門は就業人口の 6 割を占めている。インドの絶対的貧困層の約 2 億人は農村に居住しており、その多くは土地を持たずに、肉体労働によって日々の生計を立てている低カーストの農業賃労働世帯である。また、耕地面積はわずかにその 3 割しか灌漑されておらず、残りの 7 割は天水に依存している。こうして、多くのインド国民とりわけ貧困層は、天候変動というリスクに絶えず晒されているのである。天候変動のほかにも、農産物や投入財の価格変動リスク、害虫や農産物の病気などが発生することによる収量リスク、各個人が直面する病気や怪我あるいは失業や解雇などの様々な「イデオシンクラティックリスク」(idiosyncratic risk) なども、ただでさえ劣悪な環境に置かれている貧困層に対して極めて深刻な影響を与えるであろう。

こうした文脈において、貧困層にとっておそらく最大の脅威は、天候変動などを引き金とする飢饉の発生であろう。幸運なことに、インドでは 1947 年の独立以来、飢饉が一度も発生したことがない。ここから、インドの絶対貧困層も、なんらかの方法によって自らが直面するリスクに対応していることが予想されるだろう。それでは、彼らはどのようなリスク対処策をとっているのであろうか。

Townsend (1994) は、農村においても各個別経済主体は以下のような 5 つのリスク対処策をとっていることを指摘している。第 1 に、農地の保有を空間的に様々な地域に分散させ、作物の多様化を行うこと、第 2 に、翌年へ穀物を保蔵すること、第 3 に、役畜や土地のような資産を購入したり、売却したりすること、第 4 に、農村の金貸しあるいは行商人から借入すること、一般的にいえば資金の貸借を行うこと、第 5 に、親戚から援

^{*1} Government of India, *Report of the Expert Group on Estimation of Proportion and Number of Poor*, 1993.

助や資金移転をしてもらうこと、などである。もちろん、以上のようなインフォーマルな方法でのリスク対応だけでなく、フォーマルな金融市場や保険市場などを通じたリスク対処も、市場経済の発達とともに重要になってきているのは間違いない。このほかにも、インド政府が行う様々な種類の貧困緩和計画や食糧配給制度などのセーフティネットも、各経済主体のリスク対処策の重要な一部を形成しているのであろう。

インド経済において、どの程度、保険市場が機能しているのについては、ICRISATのパネルデータを用いた Townsend (1994), Ravallion and Chaudohuri (1997), Ligon (1998), Ogaki and Zhang (2001), 黒崎 (2001: 第8章) や NCAER のパネルデータを利用した Maitra (2003) などが完全リスクシェアリング仮説のテストを行うことで分析している。これらの研究によれば、多くの定式化で完全リスクシェアリング仮説は棄却されるが、集計された消費に個別家計の消費がある程度連動していることから、部分的なリスクシェアリングの存在が認められている。また、ICRISAT データを用いた Bhargava and Ravallion (1993) や Ligon (1998) は恒常所得仮説のテストを行っている。恒常所得仮説が成立していれば消費は恒常所得と連動し、異時点間を通じて消費は平準化されているはずである。これらの研究は、インドでは恒常所得仮説すなわち異時点間消費平準化仮説が ICRISAT 調査農村の多くで成立していないことを明らかにし、金融市場の不完全性を示唆している。

これまでの研究の多くは、リスクシェアリングと異時点間消費平準化の区別を理論面でも実証面においても明示的には行っていなかった*2。リスクシェアリングがどちらかといえば、社会全体のリスクをプールすることでイデオシンクラティックショック (idiosyncratic shock) を相殺するという点で「横」における「事前の」リスク対処策であるのに対して、異時点間消費平準化は資金貸借すなわち金融市場を通じて通時的な消費平準化を実現するという点で「縦」における「事後の」リスク対処策であるといえるだろう。すなわち、前者が保険市場の機能を、後者が金融市場の機能を表わしているわけである。

本稿は、Asdrubali and Kim (2004) にしたがって、インドにおけるリスクシェアリング (すなわち「横」のリスク対処) と異時点間消費平準化 (すなわち「縦」のリスク対処) の区別に留意しながら、インドの各家計がどのようにリスクへの対応を試みているのかを実証的に検証することを目的とする。インドのマクロ経済を考える場合にも、保険市場や金融市場がどの程度インドで発達しているのか、個別家計の消費が集計された消費とどの程度連動しているのか、などを定量的に分析することは重要であろう。なぜなら、マクロ経済の様々なショックや政府と中央銀行が実施するマクロ経済政策などが、個別家計の厚生水準にどのような影響を与えることになるのかを考える上で、議論の前提になるからである。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、異時点間消費平準化と完全リスクシェアリングの解説を踏まえて、Asdrubali and Kim (2004) の統合モデルを説明する。第3節では、インドの州パネルデータを用いて、Asdrubali and Kim (2004) の統合モデルの観点からインドにおけるリスクシェアリングと異時点間消費平準化の程度を推定する。第4節では、本稿の要約を行うとともに、本稿の実証結果から引き出しているインドのマクロ経済にかかわる諸論点を指摘したい。

*2 その例外は、Ligon (1998) である。この研究は、私的情報 (private information) 仮説・恒常所得仮説・完全リスクシェアリング仮説の3つの仮説をそれぞれ対立するものとして把握し、実証分析の結果、プリンシパル=エージェントモデルに基づく私的情報仮説が最も説明力が高いことを明らかにしている。すなわち、この研究では、恒常所得仮説すなわち異時点間消費平準化仮説と完全リスクシェアリング仮説が対立するものとして把握されている。

2 完全リスクシェアリングと異時点間消費平準化の統合モデル

2.1 異時点間消費平準化

Blanchard and Fischer (1989: Chapter 6) を参考にして、恒常所得仮説すなわち異時点間消費平準化仮説を解説することにしよう。つぎのような家計の動学的効用最適化問題を考えることにしよう。

$$\begin{aligned} \max \sum_0^{\infty} \left(\frac{1}{1+\rho}\right)^t U_t(C_t) \\ \text{s.t. } A_{t+1} = (1+r)(A_t + Y_t - C_t) \end{aligned}$$

ここで、 ρ は時間選好率、 C は消費、 A は資産、 r は市場金利、 Y は所得を意味し、効用関数 U は 2 回微分可能で $U' > 0$, $U'' < 0$ という性質を持つ。すなわち、家計は、資産に関する遷移式を制約条件にして、消費から得られる効用の現在割引価値を最大にするように行動する。この動学的最適化問題を解くために、ベルマン方程式を以下のように定式化しておく。

$$\begin{aligned} V_t(A_t) = \max U_t(C_t) + \frac{1}{1+\rho} E_t[V_{t+1}(A_{t+1})] \\ \text{s.t. } A_{t+1} = (1+r)(A_t + Y_t - C_t) \end{aligned}$$

さらに、制約式を C_t について解いて、目的関数に代入すれば次式が得られる。

$$V_t(A_t) = \max \left\{ U_t(A_t + Y_t - \frac{A_{t+1}}{1+r}) + \frac{1}{1+\rho} E_t[V_{t+1}(A_{t+1})] \right\}$$

最適化のための FOC は、

$$-\frac{1}{1+r} U'_t(C_t) + \frac{1}{1+\rho} E_t[V'_{t+1}(A_{t+1})] = 0$$

となる。FOC はすべての t について成り立たなければならない。最適な A_{t+1} を元のベルマン方程式に代入して、 A_t で偏微分し包絡線定理を用いれば、

$$V'_t(A_t) = U'_t(C_t)$$

となる。これを 1 期先にはずせば、次式が得られる。

$$V'_{t+1}(A_{t+1}) = U'_{t+1}(C_{t+1})$$

上の式を FOC に代入して整理すれば、次式のオイラー方程式が得られる。

$$U'_t(C_t) = \frac{1+r}{1+\rho} E_t[U'_{t+1}(C_{t+1})]$$

オイラー方程式の直観的な意味は明らかである。左辺は今期の消費から得られる限界便益を、右辺は今期の消費を断念したならば得られたであろう次期の消費の限界便益を今期で評価したもの（すなわち今期の消費の限界費用）を意味する。すなわち、動学的効用最大化のためには、消費の限界便益と限界費用が釣り合うように消費の時間経路を選択しなければならない、ということである。

さて、効用関数を $U_t(C_t) = aC_t - bC_t^2$ と特定化し、 $r = \rho$ と仮定しよう。そうすれば、上の式は、

$$C_t = E_t[C_{t+1}] \quad (1)$$

となる。すなわち、消費の最適経路は、毎期同じ消費量を実現することである*3。つぎに、 T 期の予算制約式を取り上げることにする。

$$A_T = (1+r)(A_{T-1} + Y_{T-1} - C_{T-1})$$

この差分方程式は、後ろ向きに逐次代入して解くことができる。

$$\begin{aligned} A_T &= (1+r)(A_{T-1} + Y_{T-1} - C_{T-1}) \\ &= (1+r)[(1+r)(A_{T-2} + Y_{T-2} - C_{T-2}) + Y_{T-1} - C_{T-1}] \\ &\quad \dots \\ &= (1+r)^T A_0 + \sum_{t=0}^{T-1} (1+r)^{T-t} (Y_t - C_t) \end{aligned}$$

両辺を $(1+r)^T$ で割り、 $T \rightarrow \infty$ とすれば、

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \frac{A_T}{(1+r)^T} = A_0 + \sum_{t=0}^{\infty} (1+r)^{-t} (Y_t - C_t)$$

横断性条件から、左辺はゼロになる。したがって、不確実性のない場合の異時点間の予算制約式は、

$$\sum_{t=0}^{\infty} (1+r)^{-t} C_t = A_0 + \sum_{t=0}^{\infty} (1+r)^{-t} Y_t$$

となる。しかしながら、時点 0 において、将来の Y の値は分からないので、この予算制約式の両辺に対して期待値をとることにする。

$$E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty} (1+r)^{-t} C_t\right] = A_0 + E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty} (1+r)^{-t} Y_t\right]$$

さて、式 (1) から消費の最適経路は毎期同じ消費量を実現することであることがわかった。その消費量をいま C_0 で表記して、それを上の期待予算制約式に代入して、無限等比級数の和の公式を用いて整理すれば、次式が得られる。

$$C_0 = \frac{r}{1+r} (A_0 + E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty} (1+r)^{-t} Y_t\right]) \quad (2)$$

消費は、全資産すなわち保有資産と将来所得の期待値の線形関数となっていることがわかる。ある時点の一時的な所得の増大や減少は、生涯にわたる全資産を大きく変動させない限り、その時点の消費に影響を与えない。逆に、恒常的な所得の増大や減少は、生涯にわたる全資産を確実に変化させるので、消費もそれに応じて変動するわけである。こうした消費に関する捉え方が、恒常所得仮説である。

*3 $C_t = E_t[C_{t+1}]$ から当然 $C_{t+1} = E_{t+1}[C_{t+2}]$ も成り立っている。後ろの式を前の式に代入して、期待値繰り返しの公式 (いま、 X を確率変数とすれば $E_{t-1}[E_t[X]] = E_{t-1}[X]$ が成り立つ) を用いれば、

$$C_t = E_t[C_{t+1}] = E_t[E_{t+1}[C_{t+2}]] = E_t[C_{t+2}]$$

となる。同じような操作を各期については行えば、消費を毎期同じだけ消費することが最適消費経路となることがより理解しやすくなるだろう。

さて、異時点間の効用最大化問題の FOC から導出される $C_t = E_t[C_{t+1}]$ から $C_{t-1} = E_{t-1}[C_t]$ となることが明らかである。ここから、1 期間の消費変化は次式ようになる。

$$C_t - C_{t-1} = C_t - E_{t-1}[C_t]$$

式 (2) を用いて上の消費変化を計算すれば、

$$\begin{aligned} C_t - E_{t-1}[C_t] &= \left(\frac{r}{1+r}\right)(E_t[\sum_{k=0}^{\infty} (1+r)^{-k} Y_{t+k}] + A_t) - E_{t-1}[\left(\frac{r}{1+r}\right)(E_t[\sum_{k=0}^{\infty} (1+r)^{-k} Y_{t+k}] + A_t)] \\ &= \left(\frac{r}{1+r}\right)[\sum_{k=0}^{\infty} (1+r)^{-k} (E_t[Y_{t+k}] - E_{t-1}[Y_{t+k}])] \\ &= (1-\beta) \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k (E_t[Y_{t+k}] - E_{t-1}[Y_{t+k}]) \end{aligned} \quad (3)$$

ここで、期待値繰り返しの公式と $A_t = E_{t-1}[A_t]$ (状態変数 A_t は $t-1$ 期で決定されていることに注意) という関係を用いている。上の式をみると、右辺は、 t 期以降の将来所得の $t-1$ 期における期待値と、次の期になって明らかになった t 期以降の将来所得の期待値の差になっている。いわば、将来所得すなわち恒常所得に関する予測の誤りを意味しているわけである。これは、2.3 節の統合モデルを解説するときを利用する重要な関係式である。

2.2 完全リスクシェアリング

ここでは、Bardhan and Udry (1999: Chapter 8) を参考にして、完全リスクシェアリング仮説を解説する。保険の役割を強調するために、金融市場が存在せず、貯蓄や貯蔵などができず、所得が外生的に与えられるという状況を想定する。いま、社会には N 主体存在し、各主体を $i = 1, \dots, N$ とする。無限期間を想定し、各時点 $t = 0, 1, \dots, \infty$ とする。状態 (state) は S 種類起こるとし、各状態を $s = 1, \dots, S$ とし、それらが起こる確率を π_s で表わすことにする。状態 s において、主体 i は y_{ist} の所得を受け取る。 c_{ist} は状態 s で時点 t における主体 i の消費を示すことにする。

こうした社会におけるソーシャルプランナーによる動学的社会厚生最適化問題は、次式で与えられる。

$$\begin{aligned} \max \quad & \sum_{i=1}^N w_i \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \sum_{s=1}^S \pi_s u_{it}(c_{ist}) \\ \text{s.t.} \quad & \sum_{i=1}^N c_{ist} = \sum_{i=1}^N y_{ist}, \quad \forall s, t \end{aligned}$$

ここで、 w_i はソーシャルプランナーが社会的厚生上どれだけ主体 i に重きを置くかを示すウェイトを意味し、 $\sum w_i = 1$ とする。また、 β は割引因子 ($\beta = 1/(1-\rho)$) であり、単純化のために、全ての経済主体の割引因子を同一と仮定する。上記の最適化問題を解くために、ラグランジェ未定乗数法を用いることにする。

$$\max L = \sum_{i=1}^N w_i \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \sum_{s=1}^S \pi_s u_{it}(c_{ist}) + \sum_{s=1}^S \sum_{t=0}^{\infty} \lambda_{st} (\sum_{i=1}^N y_{ist} - \sum_{i=1}^N c_{ist})$$

c_{ist} , c_{jst} に関する 1 階の条件から、

$$\frac{u'_i(c_{ist})}{u'_j(c_{jst})} = \frac{w_i}{w_j}, \quad \forall i, j, s, t \quad (4)$$

が得られる．全ての主体で全ての時点において，上の式が成立する．この式から，全ての主体の限界効用が同時に変化することがわかる．このことは，全ての主体の消費水準も同時に変化することを意味する．さらに，各主体の限界効用は，その社会における平均限界効用の単調増加関数になる．ここから，各主体の消費水準そのものも，その社会における平均消費水準の単調増加関数になる*4．このとき，パレート効率的な資源配分においては，各個別主体の所得における一時的なショックが社会全体で完全にプールされるのである．

換言すれば，社会全体で集計された消費をコントロールした後では，各主体の消費がイデオシンクラティックショック (idiosyncratic shock) によって影響されることはないことを意味する．個別主体が直面する唯一のリスクは，社会全体が直面するマクロショックのみとなるのである．これが，完全リスクシェアリング仮説のベンチマークモデルである．

こうしたパレート効率的なリスクシェアリングは，アロー＝デブリュー証券 (状態依存型証券) が存在しているのであれば，厚生経済学の第2定理から，市場における競争均衡の結果として実現できることが知られている*5．

2.3 統合モデル

Asdrubali and Kim (2004) にしたがって，統合モデルを解説することにする．いま，リスクプール後の主体 j の t 期の可処分所得を，次のように定式化する．

$$\bar{Y}_{jt} \equiv \lambda Y_t + (1 - \lambda) Y_{jt} \quad (5)$$

ただし， $Y_t = (1/J) \sum Y_{jt}$ である．リスクシェアが存在しないとき， $\lambda = 0$ ，完全リスクシェアリングのとき $\lambda = 1$ となる．2.2 節で検討したように，リスクシェアリングが完全な場合，各個別経済主体の消費は社会全体の平均消費のみに依存し，個別主体自らの所得とは無関係に決定されることがわかった．こうした完全リスクシェアリング仮説の含意から，たとえば，式 (5) で定式化したように，個別経済主体の所得が社会全体の平均所得と等しい場合 (すなわち $\lambda = 1$ のケース) をもって，完全リスクシェアリングが成立しているとみなすことができる．

異時点間消費平準化が完全なとき，主体 J は恒常所得 (permanent income) を消費し，異時点間消費平準化が行われていないとき，その主体は現在所得 (current income) を消費する．いま， γ を消費の平準化を行うために使用された恒常所得の一部，すなわち異時点間消費平準化の程度として定義する．このとき，主体 J の消費の変化分は次式で表わされる．

$$\Delta C_{jt} = \mu_j + (1 - \gamma) \Delta \bar{Y}_{jt} + \gamma \bar{\epsilon}_{jt} \quad (6)$$

ただし， $\bar{\epsilon}_{jt} \equiv (1 - \beta) \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k (E_t[Y_{jt+k}^-] - E_{t-1}[Y_{jt+k}^-])$ である．ここで，2.1 節の式 (3) が利用されていることに注意すれば， $\bar{\epsilon}_{jt}$ は $t - 1$ 期から t 期への期待恒常所得の変化分を意味する．これを，Asdrubali and Kim (2004) は恒常所得におけるイノベーション (innovation) と呼称している．

この式より， $\gamma = 0$ (異時点間消費平準化が皆無) のとき，消費の変化分は現時点での可処分所得の変化と等しくなり， $\gamma = 1$ (異時点間消費平準化が完全) のとき，期待恒常所得の変化分すなわち恒常所得のイノベ-

*4 この点については，Bardhan and Udry (1999) の邦訳書における当該箇所の訳注を参照されたい．

*5 分権経済における競争均衡の詳細については，Udry (1994) を参照されたい．

ションと等しくなる。前者の場合，社会全体の平均消費あるいは個別経済主体の所得に対するショックは消費を変化させる。後者の場合，恒常所得を変化させるような激しいショックが発生しない限り，消費は変化しない。 $0 < \lambda < 1$ のとき，消費の変化分は，現在所得の変化と期待恒常所得の変化分の加重平均となる。

式 (6) と同様に，社会全体の平均消費の変化分は次式ようになる。

$$\Delta C_t = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \Delta C_{jt} = \mu + (1 - \gamma) \Delta Y_t + \gamma \epsilon_t \quad (7)$$

ただし， $\mu = (1/J) \sum \mu_j$ ， $\epsilon_t = (1/J) \sum \bar{\epsilon}_{jt}$ である。式 (5)(6)(7) を使って，主体 j の消費変化を次式のように書き換えることができる。

$$\Delta \bar{C}_{jt} = \tilde{\mu} + \lambda \Delta C_t + (1 - \lambda)(1 - \gamma) \Delta \bar{Y}_{jt} + \eta_{jt} \quad (8)$$

ただし，

$$\begin{aligned} \tilde{\mu} &\equiv \mu_j - \lambda \mu \\ \eta_{jt} &\equiv \gamma(\bar{\epsilon}_{jt} - \lambda \epsilon_t) = \gamma(1 - \lambda) \epsilon_{jt} \\ \epsilon_{jt} &\equiv (1 - \beta) \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k (E_t[Y_{ji+k}] - E_{t-1}[Y_{jt+k}]) \end{aligned} \quad (9)$$

である。すなわち，主体 J の消費の変化分は，社会全体の平均消費の変化分，主体 J の所得の変化分，主体 J の期待恒常所得の変化分からなることがわかる。ここで，期待恒常所得の変化分が予測誤差を表わしているとみなし，それが平均ゼロで分散一定の正規分布にしたがうことを仮定しよう。すなわち，確率モデルにおける誤差項とみなすのである。そこで，上記の式を用いて係数を推定すれば，異時点間消費平準化とリスクシェアリングの程度を同時に定量的に分析することができる。

さて，式 (8) で， λ が 1 に近づくにつれ，個別主体の消費変化は社会全体の平均消費の変化に接近し，リスクシェアリングの度合いを高める。 $\lambda = 1$ の場合，個別主体の所得変化はなんらその消費変化に影響を与えないことがわかる。 $\lambda < 1$ のとき， γ が 1 に近づけば近づくほど，消費変化は恒常所得のイノベーションに接近し，異時点間消費平準化の程度が高まる。さらに， λ と γ がともにゼロに近づくにつれ，消費変化は個別主体の当期の所得変化に接近するのである。ところで，異時点間消費平準化が完全な $\gamma = 1$ のとき，必ずしも，完全リスクシェアリングが同時に成立しているわけではない。リスクシェアリングと異時点間消費平準化の間には，こうした非対称性が存在しているのである。

実際の推定にあたっては，自然対数をとった次式も用いることにする。

$$\Delta \ln C_{jt} = \tilde{\mu} + \lambda \Delta \ln C_t + (1 - \lambda)(1 - \gamma) \Delta \ln Y_{jt} + u_{jt} \quad (10)$$

さて，つぎに以下の 2 点に注意を払っておきたい。第 1 は異時点間消費平準化が存在しない場合の推定式，第 2 は統合モデルが正しい場合のパラメータ条件である。

第 1 点目について，これまでの完全リスクシェアリング仮説に関する実証分析も，基本的には式 (8) や式 (10) と形式的に同一の推定式を用いて行われている。たとえば，黒崎 (2001：第 8 章) の場合は，先見的に異時点間消費平準化が存在しない，すなわち $\gamma = 0$ と仮定して式 (10) を推定しているとみなすことができる。その場合，式 (10) は次式ようになる。

$$\Delta \ln C_{jt} = \tilde{\mu} + \lambda \Delta \ln C_t + (1 - \lambda) \Delta \ln Y_{jt} + u_{jt} \quad (11)$$

ここで確率誤差項 e_{jt} は、各個別経済主体の選好ショック (preference shock) を表わすものとして解釈できる。実際、インドの ICRISAT や NCAER のデータを用いて完全リスクシェアリング仮説を検証している Townsend (1994), Ravallion and Chaudhuri (1997), Ogaki and Zhang (2001), Maitra (2003) などは暗黙のうちに $\gamma = 0$ を仮定しているとみなすことができる。

第 2 点目について、いま、仮に推定された λ が、統合モデルが前提としているように 0 から 1 の値をとったとしよう。この場合、 Y_{jt} の推定係数がプラスでそれを今 K とすれば、 γ が 0 から 1 の値をとるためには $K < 1 - \lambda$ が成立していなければならない。仮に、 $K > 1 - \lambda$ となった場合、 γ は統合モデルでは割合を表わすパラメータであるにもかかわらずマイナスの値をとってしまう。次節の実証分析の結論を先取りして言えば、統合モデルが正しいかどうかを判断するうえでこのパラメータ条件が重要になってくる。

3 実証分析

3.1 データ

本稿の実証分析で用いるデータは、1983 年から 2004 年までの州パネルデータである。分析にあたって利用する主要な変数はつぎの 3 つである。

一人当たり実質州別消費額 (C_{it})：農業労働者消費者物価指数を用いて州別一人当たり平均月額消費額を実質化し、それに 12 ヶ月を乗じて州別一人当たり平均年間消費額を算出している。1994 年までの州別農業労働者消費者物価指数と州別一人当たり平均家計消費については Ozler, Datt, and Ravallion(1996) の世界銀行のインドの貧困と成長データベースを、1995 年以降の州別農業労働者物価指数については Indiatat 社のデータベース^{*6} を、州別一人当たり平均月額家計消費額についてはインド全国標本調査 (National Sample Survey: NSS) レポートから収集した^{*7}。

一人当たり実質全国消費額 (C_t)：一人当たり実質消費額と全く同様の手続きで、変数作成を行った。これに代替するものとして、中央統計局 (Central Statistical Organization: CSO) の国民所得統計 (*National Account Statistics*) から得られる民間最終消費額がある。しかしながら、この民間最終消費額の系列は CSO による恣意的な前提に基づく加工を経て作成されているため、消費水準の系列としての信頼性が NSS のそれと比較して劣っていると考えられる^{*8}。したがって、本稿ではこの消費系列を利用しないことにした。

一人当たり実質州所得 (Y_{it})：CSO の Website から 1980 年系列と 1993 年系列の純州内生産 (NSDP: Net State Domestic Products) と粗州内生産 (GSDP: Gross State Domestic Products) データをとった^{*9}。そこで両系列を結合して、1983 年から 2004 年までの州ごとの時系列データを作成した。通常であれば、資本減耗分を控除した「純」概念が可処分所得と整合的ではあるが、インドでは資本減耗率についてもベンチマーク調査によって決定された一定の減耗率を前提としているため、実証分析ではこの 2 つの州所得概念を併用す

^{*6} <http://www.indiatat.com/>

^{*7} <http://mospi.nic.in/>

^{*8} NSS の消費データと国民所得統計の民間最終消費データのどちらがより信頼できるのかについては、インド国内外で論争がある。多くの研究者は NSS の消費に軍配を上げていることを指摘しておく。極めて多数の研究があるが、ここではその参考文献として Deaton (2005) のみを挙げておくことにする。

^{*9} <http://mospi.nic.in/>

る。さらに、サンプル期間後半において、ビハール州・MP 州・UP 州の 3 州において州の分割が起こっており、ジャルカンド州・チャティスガル州・ウッタランチャル州が新たに誕生している。そこで、時系列上の連続性を確保するために、分割後のビハール州・MP 州・UP 州と新たに誕生した 3 州をそれぞれ結合して、分割前の州の定義による実質州所得の時系列を作成した。しかしながら、分割前と分割後で比較してみると、明らかに、州所得の系列に大きな構造変化が存在していることが判明した。その原因は不明であるが、それが実体を表わす構造変化ではなく、CSO による統計作成上の不備あるいは定義の変更であるとみなして、ここでは結合したデータを用いず、かわりに、分割後のビハール州・MP 州・UP 州をそのまま分割前の 3 州と同様に扱うことにした。この場合も、原因は不明であるが、すくなくとも一人当たり州所得でみる限り、構造変化の存在は確認されない。

NSS の消費系列については、1983 年の 38 次、1986 年の 42 次、1987 年の 43 次、1989 年の 45 次、1990 年の 46 次、1992 年の 48 次、1993 年の 50 次、1994 年の 51 次、1995 年の 52 次、1997 年の 53 次、1998 年の 54 次、1999 年の 55 次、2000 年の 56 次、2001 年の 57 次、2002 年の 58 次、2003 年の 59 次、2004 年の 60 次の NSS の標本調査が一次資料であるので、時系列方向でのサンプル期間は 17 年である。実際には、実証分析では階差をとるのでサンプル期間は 16 年になる。また、上でみたように、このデータは、NSS の消費に関する標本調査が複数年次で行われていないため、時系列方向でみると途中で連続していない期間が複数存在している。

また、分析の対象となる州については、AP、アッサム (Assam)、ビハール (Bihar)、グジャラート (Gujarat)、ハリヤナ (Haryana)、カルナタカ (Karnataka)、ケララ (Kerala)、MP、マハラシトラ (Maharashtra)、オリッサ (Orissa)、パンジャブ (Punjab)、ラジャスタン (Rajasthan)、タミルナード (Tamil Nadu)、UP、西ベンガル (West Bengal) などからなる主要 15 州である。この主要 15 州以外は、一貫したデータを取ることができない。したがって、実証分析における最大の観測数 (NOB) は 16 年に 15 州を乗じて 240 個になる。これらの変数の記述統計量を示しているのが、第 1 表である。

/

[第 1 表]

/

この記述統計量から以下の諸点を指摘しておこう。第 1 に、州消費の平均と全国消費のそれが合致していないが、これはデリーをはじめとする連邦直轄地、ジャム・カシミール州、HP 州、北東辺境州などが州パネルデータから除外されていることによる。第 2 に、消費性向はおよそ 40% から 50% 程度であることがわかる^{*10}。第 3 に、標準偏差についてみると所得のそれが消費に対して極めて高い値をしめしている。州消費と比較すると、所得の標準偏差は約 3 倍から 4 倍に達する。ここから、所得の変動に対して消費は相対的に安定的であることがわかるだろう。

3.2 推定結果

/

[第 2 表][第 3 表]

/

第 2 表と第 3 表は、本稿のベンチマークとなる推定結果を示している。第 2 表ではレベルの階差変数を、第

^{*10} ただし、国民所得統計における民間最終消費は NSS 全国消費を上回っており、近年その乖離幅を拡大させている。

3 表では自然対数値の階差変数を利用している。第 2 表をみると、州所得概念にかかわらず、OLS 推定 (1) では、全国消費はプラスで有意な変数であるのに対して、州所得はプラスであるものの 10% 水準でも有意な変数ではないことがわかる。OLS 推定 (2) では、各変数は階差変数であるものの、州固定効果が存在している可能性を考慮して推定した固定効果モデル (Least Square Dummy Variable Model: LSDV) の結果を示している。これによっても、全国消費はプラスで有意であるが、州所得はその概念にかかわらずプラスであるものの有意な変数ではない。こうした OLS の問題点としてまず第 1 に考えられるのは、州消費と州所得との同時方程式バイアス問題である。国民所得会計の最もシンプルな恒等式である $Y \equiv C + I$ を思い起こせば、このことはただちに理解できるであろう。したがって、OLS では内生変数である州所得の推定量は不偏性と一致性を満たさないわけである。

そこで、本稿は、前期の州所得を当期の州所得の操作変数として用いることで、この内生性問題に対処したい。その結果が、2SLS 推定 (1) である。1 段階目の OLS の結果は省略しているが、前期の州所得は、全てのケースで 1% 水準で統計的に有意な変数であることを報告しておく。2SLS 推定 (1) は、OLS 推定 (1) と同じ定式化にもとづくものである。この結果によれば、全国消費は NSDP と GSDP の両ケースにおいてプラスで 1% で統計的に有意な変数である。これに対して、州所得は、OLS 推定 (1) と比較すれば大きな値になっているが、10% 有意水準でも有意な変数ではない。

次に検討する 2SLS 推定 (2) は、OLS 推定 (2) に対応している。表には載せていないが、1 段階目の OLS の結果によれば、前期の州所得は統計的に 1% 水準で有意な変数である。2SLS 推定 (2) の結果をみると、全国消費の値が NSDP も GSDP ともに 0.76 となっており、1% 水準で統計的に有意であり、かつ、州所得の値が NSDP で 0.34、GSDP で 0.36 となっておりそれぞれ 10%、5% 水準で有意となっていることがわかる。各変数は階差変数であるが、インド各州の多様性を考慮に入れた州固定効果モデルがより適切なモデルであると考え、ここでは 2SLS 推定 (2) の結果を最重視したい。

つぎに、自然対数値の階差変数を用いた実証結果を示している第 3 表を見ると、第 2 表とほぼ同様の結果であることがわかる。ただし、レベルの階差変数を用いた場合と比べて、全国消費の係数がより小さく、州所得の係数がより高くなっている。それぞれ、およそ 0.1 ポイント程度、値が異なっている^{*11}。

リスクシェアリングの程度を表わす λ は全国消費の係数で表わされるので、それは以上の結果から明らかのように 0.68 – 0.76 の範囲にあるわけである。 $\lambda = 1$ という帰無仮説を、州固定効果モデルを二段階最小二乗法で推定したケースで検証してみると、すべてのケースで帰無仮説は棄却された^{*12}。すなわち、 $\lambda = 1$ という完全リスクシェアリング仮説はインド経済においては棄却される。これは、インド農村のパネルデータである ICRISAT データや NCAER データを利用した研究と整合的な結果である。

つぎに、 γ を式 (8) と式 (10) に基づいて州所得の推定係数と λ から計算してみると、マイナスの値になる(後掲の第 4 表と第 5 表を参照されたい)。統合モデルが正しければ、 λ は 0 から 1 の範囲の値をとるはずである。しかしながら、推定結果によれば λ はマイナスであるので、統合モデルが前提としている異時点間消費平準化仮説が成り立っていないと結論付けられる。すなわち、このことは、インドにおいては、事後的なショックに対応して個別経済主体が消費平準化を行うために必要な金融市場が未発達である、ということを示唆して

^{*11} Asdrubali and Kim (2004) は、式 (10) の自然対数の階差変数での推定式の方が式 (8) のレベルの階差変数でのそれよりも一般的であるとして、前者の推定式を用いている。しかしながら、本稿では定式化に対する推定量の頑健性をチェックするためにどちらの推定結果も記載することにする。

^{*12} 第 2 表の 2SLS 推定 (2) で、NSDP のときで $F(1, 208) = 13.34$ 、GSDP のときで $F(1, 208) = 12.37$ となりそれぞれ 1% 水準で統計的に有意である。さらに、第 3 表の 2SLS 推定 (2) で、NSDP のときで $F(1, 208) = 5.42$ となり 5% 水準で統計的に有意、GSDP のときで $F(1, 208) = 2.80$ となり 10% 水準で統計的に有意となる。

いる。

つぎに、インドにおけるリスクシェアリングや異時点間消費平準化の度合いを、どのように評価すればよいであろうか。そこで、インドの推定結果を、Asdrubali and Kim (2004) の米国、OECD および EU との実証結果とつきあわせてみよう。彼らが用いたデータは、米国については 1963 年から 1990 年の州パネルデータ、1960 年から 1990 年の 22 カ国の OECD 諸国と 15 カ国の EU 加盟国の国別パネルデータである。Asdrubali and Kim (2004) の Table 4.1 によれば、リスクシェアリングの程度を表わす λ は米国で 0.53–0.65、OECD で 0.38–0.51、EU で 0.41–0.58 となっている。異時点間消費平準化の程度を表わす γ は米国で 0.32–0.45、OECD で 0.10–0.22、EU で 0.13–0.21 となっている。ここから、インドの州パネルデータと時期が大きくずれるものの、先進国内や先進国間におけるリスクシェアリングの程度よりもインド国内におけるそれの方が高いことが判明する。通常、保険市場の発展の程度は、先進国の方が途上国よりも高いと考えられるが、ここではそうした通念とは異なる興味深い結果が得られた。

つぎに、インドでは異時点間の消費平準化がなされていないことが明らかになったが、OECD や EU においてもそれほど高い値をとっているわけではない。せいぜい、これらの地域でも異時点間消費平準化の程度は 10–20% 程度に過ぎない。金融市場が発達している先進国においても、この程度の大きさであることから、インドで $\gamma = 0$ と判断するのは決して不自然なことではないことが確認できるだろう。

さらに、ICRISAT データを用いて完全リスクシェアリング仮説を検証している黒崎 (2001: 第 8 章) も、その推定式は式 (10) と形式的には同一であるため、そこでの推定パラメータから λ と γ を求めることができる。ただし、ICRISAT データがマハラシトラ州・AP 州・カルナタカ州の 3 州における 1975 年から 1984 年までの農村世帯のパネルデータであり、本稿の 1980 年代から 2000 年代までの州パネルデータとはデータの性格が著しく異なっていることに注意を払う必要がある。そのことを念頭においたうえで、黒崎 (2001) の表 8-6 を見ると、レベルの階差変数でみると λ が 0.74、 γ が 0.26、自然対数値の階差変数でみると λ が 0.56、 γ が 0.48 となっている。リスクシェアリングの程度は本稿の推定結果と類似した値をとっているが、異時点間消費平準化の程度については、ICRISAT が調査対象とした地域は米国並みに高い値になっている。異時点間消費平準化の程度について、こうした対照的な結果になった原因については今後さらに検討する必要があるだろう。

次に、サンプル期間の変更に対して、ベンチマークの推定結果がどの程度変化するのかを検証してみたい。とくに、NSS の標本調査が分析対象期間において 1984 年・1985 年・1988 年・1991 年と実施されておらず、サンプルの期間前半においてデータが不連続になっているケースが集中して存在している^{*13}。そこで、サンプル期間を新しい順と古い順から 1 つずつ取り除くことにして、推定結果がサンプル期間の変更に対してどれくらい依存するのかを確認したい。そこで、本稿のベンチマークである州固定効果モデル (第 2 表と第 3 表の 2SLS 推定 (2) のケース) を用いた推定を行った。その結果を取りまとめたのが、第 4 表と第 5 表である。第 4 表がレベルの階差変数を、第 5 表が自然対数値の階差変数を利用した推定結果を示している。なお、第 1 段階目の OLS では、全てのケースにおいて、操作変数である前期の州所得は統計的に有意な変数であったことを報告しておく。

/
[第 4 表][第 5 表]
/

*13 その他に NSS の標本調査が実施されていないのは、1996 年だけである。

表中のサンプル期間 1986-2004 年で、第 2 表と第 3 表のベンチマークの結果を再掲している。第 4 表と第 5 表をみると、どちらも定性的な結果が類似しているのので、以下の諸点をまとめて指摘しておきたい。第 1 に、サンプルを古い順から除外していくと全国消費の係数が 1 に近い値をとるようになる。ちょうど、それに対応して州所得の係数がゼロである確率が高まり、理論が想定する結果が得られる。これに対して、サンプルを新しい順から外していくと全国消費の係数自体はそれほど変化しないが、州所得の推定係数が有意ではなくなる。こうした対照的な結果になった理由としては、不連続なサンプル期間の存在が推定結果に影響を及ぼしている可能性があることと、最近年になればなるほどインドの保険市場が発達してリスクシェアリングの程度が高まってきていることの 2 つが考えられる。ここでは、そのことを指摘しておくにとどめ、どちらがより妥当な仮説であるのかについては、今後の検討課題にしよう。第 2 に、 γ が 0 から 1 の範囲をとるケースは極めて限られている。サンプル期間を変更しても、依然として、異時点間消費平準化仮説はインドでは成立しないわけである。

最後に、 λ で測られるリスクシェアリングが、特定の特徴をもつ州によって異なる可能性を検討したい。とくに、ここではインドのなかでも最貧困でもあり、複数の社会発展指標でも後進的ないくつかの諸州に注目する。ビハール州・MP 州・ラジャスタン州・UP 州はヒンディー語で「病氣」を意味する「BIMARU」州と呼称されている。BIMARU 州は、貧困比率・平均余命・乳幼児死亡率・識字率などの社会発展指標でも後進的であり、一人当たり所得も低い。女性の社会的進出も遅れており、カースト間や宗教間の強い対立も存在している。さらに、ここでは、BIMARU 州以外にも、最貧困州の一つであるオリッサ州も取り上げる。これらの貧困州は、社会的発展と社会的統合の度合いが他州と比較すればかなり遅れていると考えられる。

それぞれの州あるいはこれらの州グループを 1 とし、それ以外の州をゼロとするダミーを用いて、リスクシェアリングの程度がこれらの貧困州でどのように異なるのかを検証しよう。そこで、この貧困州ダミーに全国消費を乗じた変数を説明変数に追加する。この新しい説明変数がマイナスの値をとれば、貧困州においてはリスクシェアリングの程度が他州と比較して脆弱であることがわかる。この分野でこうした係数ダミーを用いた先行研究としては、黒崎 (2001: 第 8 章) があることを指摘しておく。第 6 表が、貧困州ダミーを用いた推定結果を示したものである。推定にあたっては、これまでと同じく操作変数を前期の州所得とした州固定効果モデルを用いている。

/

[第 6 表]

/

第 6 表によれば、すべてのケースで全国消費と州所得の係数がプラスで有意な変数であることがわかる。貧困州ダミーと全国消費の交差項は有意ではないものの、ビハール州のケースを除いて一貫してマイナスの値をとっている。ビハール州・MP 州・ラジャスタン州・UP 州・オリッサ州すべてを含む貧困州ダミーの場合には、マイナスで有意な変数となっている。この結果によれば、これらの貧困州はリスクシェアリングの程度がインド全体と比較すれば 34 - 47% ポイントも低下しているのである。1980 年代以降、インド経済は年率平均 5 - 6% もの経済成長も持続させてきているが、これらの貧困州は例外的に経済成長のスピードが遅いことも知られている。したがって、この推定結果は、社会におけるリスクシェアリングが (1) 社会的発展や社会的統合の度合いと関係していること、(2) 消費の安定化だけではなく経済成長にとっても重要である可能性があること、などを示唆している。

4 おわりに

本稿は、Asdrubali and Kim (2004) の理論的フレームワークに基づいて、事前的なリスク対処である「リスクシェアリング」と事後的なリスク対処である「異時点間消費平準化」の区別に留意し、インドにおける家計のリスクへの対応をインドの州パネルデータを用いて実証的に分析した。リスクシェアリングがイデオシンクラティックリスクを社会全体でプールすることによってリスクを事前にコントロールするという意味で「横」の（あるいは「水平」的な）リスク対策であるのに対して、異時点間消費平準化が事後的に発生したショックを金融市場を通じた資金貸借によって対応し消費を安定化させるという点で「縦」の（あるいは「垂直」的な）リスク対策である、と考えることができる。本稿の推定結果から、以下の諸点が明らかになった。

第 1 に、完全リスクシェアリング仮説は棄却された。しかしながら、インド全国の消費に各州の消費が連動していることから、一定程度のリスクシェアリングの存在が認められた。リスクシェアリングの程度は先進国と比較しても相対的に高く、インドの ICRISAT 調査農村とほぼ同じくらいであることが判明した。先進国と比較しても高い水準のリスクシェアリングが達成されている原因の一つとして考えられるのは、保険契約における逆選択やモラルハザードがインドで起こりにくいことである。血縁・地縁・カーストなどの社会的紐帯が先進国より重要視されているインド社会においては、相互に情報を共有しあっており、逆選択やモラルハザードなどの機会主義的な行動をとることが未然に阻止されるのであろう。仮に誰かが機会主義的行動をとった場合にも、そのような行動をとったことを共同体が即座に知り、それに対して様々な社会的制裁を課すことが容易であると考えられる。

第 2 に、異時点間消費平準化仮説は棄却された。このことは、インドで異時点間の消費を平準化するために必要な金融市場が未発達であることを示唆している。先進国においても異時点間消費平準化の程度は 10% 程度と低い場合があるので、こうした結果が得られたこと自体は不自然ではないように考えられる。しかしながら、ICRISAT 調査農村におけるその値は、金融市場が最も発達していると考えられている米国に匹敵するぐらいに大きな値をとっている。こうした乖離が生まれた原因については、今後より深く検討する必要があるだろう。

第 3 に、リスクシェアリングの程度が最近になればなるほど高くなっている可能性がある。しかしながら、これについては別の解釈も可能であるので、この点についても今後より詳細に検討する必要がある。

第 4 に、リスクシェアリングは社会的発展や社会的統合が遅れている貧困州でより脆弱である。このことは、社会的発展や社会的統合などの「非経済的」要因が個別経済主体の安定的な消費水準の実現を阻んでいる可能性があることを示唆するものである。

最後に、本稿の実証分析から、社会全体の消費と個別主体の消費が一定程度連動していることがわかったが、このことはマクロ経済ショックやマクロ経済政策が個別経済主体に大きな影響を確実に与えることを同時に意味する。しかも、実証分析の結果から得られるひとつの可能性として、近年になるほどますます全体の消費と個々の消費の連動性が強まっていることが示唆された。このことから、インドにおいて、社会厚生を安定化のためのマクロ経済政策の重要性が高まってきているのかもしれない。さらに、インドでは、事後的に消費の平準化を個別経済主体が行うための金融市場が未発達であることも、本稿の実証分析から明らかになった。すなわち、個別経済主体は深刻な金融制約に絶えず直面しているのである。もちろん、マクロ経済政策でこうした金融制約そのものを取り除くことは容易な仕事ではないので、金融市場や金融制度の発達をサポートするうえで政府と中央銀行が果たす独自の役割があるように考えられる。さらに、マクロ経済政策では対応が困難

であると予想される，リスクに対して脆弱な社会集団や地域に対しては，別途，きめの細かいセーフティネットを政府は整備する必要があると言えるだろう．

5 参考文献

- 黒崎卓 2001 『開発のミクロ経済学』岩波書店．
- Asdrubali, P. and S. Kim 2004 "Incomplete Intertemporal Consumption Smoothing and Incomplete Risk Sharing," <http://econpapers.repec.org/>.
- Bardhan, P. and C. Udry 1999 *Development Microeconomics*, Oxford University Press(『開発のミクロ経済学』東洋経済新報社，2001年)．
- Bhargava, A. and M. Ravallion 1993 "Does Household Consumption Behave as a Martingale?" *Review of Economics and Statistics* 75(3), pp. 500-504.
- Blanchard, O. J. and S. Fischer 1989 *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press(『マクロ経済学講義』多賀出版，1999年)．
- Deaton, A. 2005 "Data and Dogma: The Great Indian Poverty Debate," <http://www.princeton.edu/>.
- Ligon, E. 1998 "Risk Sharing and Information in Village Economics," *Review of Economic Studies* 65, pp. 847-864.
- Maitra, P. 2003 "Are the Poor More Vulnerable to Income Shock?" in R. Jha (ed.) *Indian Economic Reforms*, Palgrave Macmillan.
- Ogaki, M. and Q. Zhang 2001 "Decreasing Relative Risk Aversion and Tests of Risk Sharing," *Econometrica* 69(2), pp. 515-526.
- Ozler, B., G. Datt, and M. Ravallion 1996 *A Database on Poverty and Growth in India*, The World Bank.
- Ravallion, M. and S. Chaudhuri 1997 "Risk and Insurance in Village India: Comment," *Econometrica* 65(1), pp. 171-184.
- Townsend, R. M. 1994 "Risk and Insurance in Village India," *Econometrica* 62(3), pp. 539-591.
- Udry, C. 1994 "Risk and Insurance in a Rural Credit Market," *Review of Economic Studies* 61(3), pp. 495-526.

第1表 変数の記述統計量

	観測数 (NBO)	平均	標準偏差	最小	最大
州消費: C_{it}	255	4252	1076	2290	7587
全国消費: C_t	255	4097	449	3251	4810
州所得: Y_{it} (NSDP)	255	8531	3536	2728	17864
州所得: Y_{it} (GSDP)	255	9660	4059	3034	20397
ΔC_{it}	240	87	430	-1114	1631
ΔC_t	240	93	298	-431	789
ΔY_{it} (NSDP)	240	371	533	-1053	2189
ΔY_{it} (GSDP)	240	431	557	-1075	2303

注) 1993年価格表示で, 単位はルピーである.

第2表 推定結果(被説明変数:州消費(ΔC_{it}))

	OLS推定								2SLS推定							
	Y=NSDPのケース				Y=GSDPのケース				Y=NSDPのケース				Y=GSDPのケース			
	(1)		(2)		(1)		(2)		(1)		(2)		(1)		(2)	
	係数	t値		係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	
全国消費(ΔC_t)	0.69	8.31 ***	0.68	8.07 ***	0.69	8.32 ***	0.69	8.08 ***	0.77	6.49 ***	0.76	7.08 ***	0.80	5.49 ***	0.76	7.03 ***
州所得(ΔY_{it})	0.02	0.44	0.01	0.12	0.03	0.61	0.01	0.27	0.50	1.30	0.34	1.85 *	0.70	1.20	0.36	2.00 **
(州ダミー)																
Assam			-37.55	-0.27			-34.89	-0.25			96.73	0.56			109.77	0.62
Bihar			-14.05	-0.10			-10.48	-0.08			126.09	0.70			158.04	0.85
Gujarat			-1.82	-0.01			-3.72	-0.03			-31.36	-0.19			-62.60	-0.38
Haryana			55.79	0.40			54.36	0.39			57.82	0.36			41.36	0.26
Karnataka			-32.30	-0.23			-33.13	-0.24			-30.51	-0.19			-37.87	-0.23
Kerala			98.31	0.71			97.54	0.71			93.41	0.59			84.61	0.52
MP			-31.65	-0.23			-29.38	-0.21			55.80	0.33			74.12	0.43
Maharashtra			22.72	0.16			20.47	0.15			-29.42	-0.18			-56.08	-0.34
Orissa			-18.40	-0.13			-16.32	-0.12			71.12	0.42			82.39	0.48
Punjab			23.07	0.17			22.77	0.17			48.72	0.31			50.64	0.31
Rajasthan			-39.74	-0.29			-38.40	-0.28			23.48	0.14			35.21	0.21
Tamil Nadu			30.81	0.22			29.82	0.22			14.01	0.09			3.09	0.02
UP			-0.71	-0.01			1.91	0.01			106.87	0.62			123.58	0.70
West Bengal			19.58	0.14			19.68	0.14			18.80	0.12			21.76	0.13
定数項	15.27	0.49 0.63	15.92	0.16	11.15	0.35 0.73	11.95	0.12	-169.32	-1.10	-145.33	-1.01	-287.42	-1.09 0.28	-177.02	-1.17
NOB	240		240		240		240		225		225		225		225	
F値	34.51 ***		4.22 ***		34.62 ***		4.23 ***		21.31 ***		3.29 ***		15.88 ***		3.24 ***	

注) 州ダミーの基準はAP州としている。

***, **, *は、それぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で統計的に有意であることを意味する。

第3表 推定結果(被説明変数:州消費($\Delta \ln C_{it}$))

	OLS推定								2SLS推定									
	Y=NSDPのケース				Y=GSDPのケース				Y=NSDPのケース				Y=GSDPのケース					
	(1)		(2)		(1)		(2)		(1)		(2)		(1)		(2)			
	係数	t値		係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値			
全国消費($\Delta \ln C_{it}$)	0.64	8.31 ***		0.64	8.08 ***	0.64	8.32 ***	0.64	8.08 ***	0.68	7.17 ***	0.68	6.99 ***	0.70	7.13 ***	0.69	6.99 ***	
州所得($\Delta \ln Y_{it}$)	0.00	0.04		-0.01	-0.06	0.01	0.10	0.00	0.00	0.45	1.59	0.43	1.73 *	0.59	1.77 *	0.54	1.95 *	
(州ダミー)																		
Assam				-0.01	-0.27			-0.01	-0.26			0.01	0.29			0.01	0.33	
Bihar				0.00	0.02			0.00	0.02			0.02	0.44			0.02	0.58	
Gujarat				0.00	-0.08			0.00	-0.08			0.00	0.11			0.00	0.08	
Haryana				0.00	0.06			0.00	0.06			0.01	0.37			0.01	0.38	
Karnataka				-0.01	-0.23			-0.01	-0.23			0.00	-0.05			0.00	-0.07	
Kerala				0.01	0.31			0.01	0.31			0.01	0.35			0.01	0.35	
MP				-0.01	-0.19			-0.01	-0.18			0.00	0.10			0.01	0.18	
Maharashtra				0.00	0.10			0.00	0.10			0.01	0.21			0.01	0.18	
Orissa				0.00	0.05			0.00	0.06			0.01	0.18			0.01	0.21	
Punjab				0.00	-0.12			0.00	-0.12			0.01	0.28			0.01	0.35	
Rajasthan				-0.01	-0.35			-0.01	-0.35			0.00	-0.06			0.00	-0.02	
Tamil Nadu				0.01	0.22			0.01	0.22			0.01	0.20			0.01	0.20	
UP				0.00	-0.02			0.00	-0.02			0.01	0.30			0.01	0.35	
West Bengal				0.01	0.17			0.01	0.17			0.00	0.12			0.00	0.11	
定数項	0.00	0.64		0.01	0.24	0.00	0.58	0.01	0.22	-0.01	-0.99 0.32	-0.02	-0.65	-0.02	-1.26 0.21	-0.03	-0.83	
NOB	240		240		240		240		225		225		225		225		225	
F値	34.6 ***		4.15 ***		34.6 ***		4.15 ***		26.42 ***		3.22 ***		25.87 ***		3.21 ***		3.21 ***	

注) 州ダミーの基準はAP州としている。
 ***, **, *は、それぞれ1%水準, 5%水準, 10%水準で統計的に有意であることを意味する。

第4表 サンプル期間を変更した場合の推定結果(被説明変数:州消費(ΔC_{it}))

サンプル期間	Y=NSDP					Y=GSDP				
	全国消費(ΔC_t)		州所得(ΔY_{it})		γ	全国消費(ΔC_t)		州所得(ΔY_{it})		γ
	λ	t値	係数	t値		λ	t値	係数	t値	
1986-2004	0.76	7.08 ***	0.34	1.85 *	-0.38	0.76	7.03 ***	0.36	2.00 **	-0.53
1987-2004	0.76	6.91 ***	0.31	1.88 *	-0.30	0.77	6.88 ***	0.34	2.02 **	-0.44
1989-2004	0.77	6.58 ***	0.55	2.36 **	-1.43	0.77	6.40 ***	0.49	1.90 *	-1.09
1990-2004	0.75	6.59 ***	0.42	1.74 *	-0.66	1.02	9.24 ***	0.26	1.16	16.59
1992-2004	1.01	9.38 ***	0.23	1.07	30.33	0.79	6.47 ***	0.59	2.48 **	-1.75
1993-2004	1.10	9.68 ***	0.31	1.34	4.15	1.10	9.59 ***	0.33	1.38	4.26
1994-2004	1.11	8.54 ***	0.48	1.57	5.35	1.12	8.27 ***	0.53	1.60	5.45
1986-2003	0.74	7.03 ***	0.27	1.59	-0.06	0.75	6.99 ***	0.30	1.76 *	-0.18
1986-2002	0.74	6.97 ***	0.23	1.23	0.12	0.74	6.94 ***	0.26	1.39	0.01
1986-2001	0.76	6.88 ***	0.30	1.53	-0.24	0.76	6.82 ***	0.32	1.66 *	-0.34
1986-2000	0.77	7.00 ***	0.22	1.13	0.06	0.77	6.97 ***	0.23	1.26	-0.02
1986-1999	0.75	6.61 ***	0.22	1.16	0.11	0.76	6.58 ***	0.23	1.28	0.04
1986-1998	0.25	1.46	0.31	1.62	0.59	0.26	1.49	0.33	1.77 *	0.56

注) 第1表の2SLS推定(2)と同一の推定方法による。

第5表 サンプル期間を変更した場合の推定結果(被説明変数:州消費($\Delta \ln C_{it}$))

サンプル期間	Y=NSDP					Y=GSDP				
	全国消費($\Delta \ln C_t$)		州所得($\Delta \ln Y_{it}$)		γ	全国消費($\Delta \ln C_t$)		州所得($\Delta \ln Y_{it}$)		γ
	λ	t値	係数	t値		λ	t値	係数	t値	
1986-2004	0.68	6.99 ***	0.43	1.73 *	-0.35	0.69	6.99 ***	0.54	1.95 *	-0.76
1987-2004	0.68	6.75 ***	0.42	1.73 *	-0.33	0.70	6.76 ***	0.53	1.93 *	-0.75
1989-2004	0.68	6.71 ***	0.66	2.12 **	-1.08	0.70	6.74 ***	0.82	2.30 **	-1.70
1990-2004	0.66	6.78 ***	0.31	1.08	0.08	0.67	6.79 ***	0.44	1.31	-0.33
1992-2004	0.95	10.41 ***	0.00	0.00	0.98	0.95	10.38 ***	0.06	0.21	-0.29
1993-2004	1.05	11.20 ***	0.06	0.26	2.37	1.05	11.20 ***	0.10	0.38	3.16
1994-2004	1.04	10.78 ***	0.16	0.59	5.11	1.04	10.77 ***	0.20	0.65	5.94
1986-2003	0.68	6.82 ***	0.37	1.47	-0.16	0.69	6.82 ***	0.49	1.70 *	-0.56
1983-2002	0.68	6.64 ***	0.33	1.14	-0.04	0.69	6.63 ***	0.45	1.36	-0.44
1983-2001	0.68	6.45 ***	0.43	1.36	-0.38	0.69	6.43 ***	0.56	1.56	-0.84
1983-2000	0.69	6.41 ***	0.42	1.27	-0.36	0.70	6.39 ***	0.54	1.45	-0.79
1983-1999	0.68	6.03 ***	0.42	1.26	-0.30	0.69	6.04 ***	0.53	1.42	-0.69
1983-1998	0.18	1.08	0.52	1.57	0.37	0.63	1.71 *	0.20	1.16	0.47

注) 第1表の2SLS推定(2)と同一の推定方法による。

第6表 全国消費と貧困州ダミーの交差項を追加した場合の推定結果

被説明変数: 州消費(ΔC_{it}) Y=NSDPのケース	(1) Bihar	(2) MP	(3) Rajasthan	(4) UP	(5) Orissa	(6) BIMARU	(7) BIMARU+Orissa
	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数
全国消費(ΔC_t)	0.77 ***	0.80 ***	0.77 ***	0.77 ***	0.79 ***	0.86 ***	0.91 ***
全国消費(ΔC_t)×貧困州ダミー	-0.23	-0.61	-0.17	-0.14	-0.51	-0.37	-0.47 **
州所得(ΔY_{it})	0.34 *	0.33 *	0.34 *	0.34 *	0.32 *	0.36 **	0.35 *
F値	3.07 ***	3.21 ***	3.17 ***	3.08 ***	3.21 ***	3.20 ***	3.36 ***

被説明変数: 州消費(ΔC_{it}) Y=GSDPのケース	(1) Bihar	(2) MP	(3) Rajasthan	(4) UP	(5) Orissa	(6) BIMARU	(7) BIMARU+Orissa
	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数
全国消費(ΔC_t)	0.78 ***	0.80 ***	0.78 ***	0.77 ***	0.80 ***	0.86 ***	0.91 ***
全国消費(ΔC_t)×貧困州ダミー	-0.19	-0.58	-0.18	-0.12	-0.52	-0.34	-0.45 *
州所得(ΔY_{it})	0.37 **	0.36 **	0.37 **	0.36 **	0.35 *	0.38 **	0.38 **
F値	3.03 ***	3.17 ***	3.12 ***	3.03 ***	3.16 ***	3.16 ***	3.30 ***

被説明変数: 州消費($\Delta \ln C_{it}$) Y=NSDPのケース	(1) Bihar	(2) MP	(3) Rajasthan	(4) UP	(5) Orissa	(6) BIMARU	(7) BIMARU+Orissa
	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数
全国消費($\Delta \ln C_t$)	0.68 ***	0.72 ***	0.70 ***	0.69 ***	0.71 ***	0.76 ***	0.81 ***
全国消費($\Delta \ln C_t$)×貧困州ダミー	0.00	-0.49	-0.28	-0.15	-0.38	-0.30	-0.37 *
州所得($\Delta \ln Y_{it}$)	0.43 *	0.43 *	0.44 *	0.43 *	0.40 *	0.48 *	0.46 *
F値	3.03 ***	3.12 ***	3.12 ***	3.02 ***	3.10 ***	3.10 ***	3.20 ***

被説明変数: 州消費($\Delta \ln C_{it}$) Y=GSDPのケース	(1) Bihar	(2) MP	(3) Rajasthan	(4) UP	(5) Orissa	(6) BIMARU	(7) BIMARU+Orissa
	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数
全国消費($\Delta \ln C_t$)	0.69 ***	0.73 ***	0.71 ***	0.70 ***	0.72 ***	0.77 ***	0.81 ***
全国消費($\Delta \ln C_t$)×貧困州ダミー	0.07	-0.48	-0.28	-0.13	-0.40	-0.26	-0.34 *
州所得($\Delta \ln Y_{it}$)	0.53 *	0.54 *	0.55 **	0.54 *	0.51 *	0.58 **	0.57 **
F値	3.02 ***	3.10 ***	3.11 ***	3.01 ***	3.09 ***	3.09 ***	3.18 ***

注) 貧困州ダミーは該当する貧困州を1, それ以外をゼロをとる。t値や州固定効果の結果を省略した。また、全てのケースでNOB=240である。