

植物油脂原料の国際市場における
価格伝達と市場支配力

中島 亨

目次

第1章 課題設定.....	7
1.1 はじめに.....	7
1.2 関連先行研究.....	8
1.3 研究動機.....	9
1.4 課題設定.....	11
1.5 本研究の構成.....	12
第2章 植物油脂原料の国際市場構造.....	14
2.1 世界と日本の植物油脂需要.....	14
2.1.1 世界の植物油脂需要.....	14
2.1.2 日本の油脂需要.....	14
2.2 パーム油の国際市場構造.....	18
2.2.1 パーム油とは.....	18
2.2.2 パーム油の国際需給.....	19
2.2.3 インドネシアのパーム油輸出産業.....	27
2.2.4 マレーシアのパーム油輸出産業.....	27
2.2.5 インドネシアとマレーシアに関する経済学的研究.....	29
2.3 大豆の国際市場構造.....	31
2.3.1 大豆の用途.....	31
2.3.2 国際大豆需給.....	31
2.3.3 米国の大豆輸出産業.....	35
2.4 菜種の国際市場構造.....	36
2.4.1 菜種とは.....	36
2.4.2 菜種の国際需給.....	36
2.4.3 カナダの菜種輸出産業.....	40
補論A インドネシアにおけるオイルパーム市場の成熟化とその効果.....	44
A.1 はじめに.....	44
A.2 オイルパーム産業の展開.....	45
A.3 北スマトラ州とジャンビ州の比較.....	45
A.3.1 両州の概要.....	45
A.3.2 北スマトラ州.....	47
A.3.3 ジャンビ州.....	48
A.4 小括.....	50

第3章 植物油脂原料の国際市場における非対称価格伝達の実証分析.....	52
3.1 非対称価格伝達.....	52
3.1.1 非対称価格伝達とは.....	52
3.1.2 非対称価格伝達の要因.....	54
3.1.2.1 市場支配力.....	54
3.1.2.2 調整費用.....	55
3.1.2.3 探索費用.....	56
3.1.2.4 その他の要因.....	58
3.1.3 非対称価格伝達のシミュレーション分析.....	59
3.1.3.1 シミュレーション・モデル.....	59
3.1.3.2 シミュレーション結果.....	60
3.1.3.3 小括.....	63
3.2 非対称価格伝達の推計モデル.....	64
3.2.1 はじめに.....	64
3.2.2 非共和分モデル.....	64
3.2.3 共和分モデル.....	65
3.2.4 共和分閾値自己回帰モデル.....	67
3.2.5 ローリング・ウィンドウ法.....	70
3.3 インドネシアおよびマレーシアのパーム油輸出市場.....	76
3.3.1 はじめに.....	76
3.3.2 データ.....	76
3.3.3 単位根検定.....	78
3.3.4 非対称価格伝達の実証分析.....	79
3.3.5 小括.....	86
3.4 米国産大豆の輸出市場.....	88
3.4.1 はじめに.....	88
3.4.2 データ.....	88
3.4.3 単位根検定.....	90
3.4.4 TAR モデル推計結果.....	90
3.4.5 ローリング TAR 推計結果.....	92
3.4.6 小括.....	100
3.5 カナダ産菜種の輸出市場.....	101
3.5.1 はじめに.....	101
3.5.2 データ.....	101
3.5.3 単位根検定.....	104
3.5.4 TAR モデル推計結果.....	104
3.5.5 ローリング TAR 推計結果.....	106

3.5.6 小括	113
第4章 植物油脂原料主要輸出国の市場支配力に関する実証分析.....	114
4.1 産業組織論と市場支配力の推計	114
4.1.1 市場支配力とは	114
4.1.2 古典的産業組織論	115
4.1.3 新しい実証的産業組織論	117
4.2 残余需要モデル.....	120
4.2.1 はじめに	120
4.2.2 残余需要モデルとは	121
4.2.3 残余需要モデルの理論展開	123
4.2.4 残余需要弾力性とマークアップの関係.....	125
4.2.5 残余需要弾力性の推計	126
4.2.6 ローリング推計と市場支配力指数.....	127
4.3 インドネシアおよびマレーシアのパーム油輸出	129
4.3.1 はじめに	129
4.3.2 データ	129
4.3.3 推計手法	130
4.3.4 残余需要モデル推計結果	132
4.3.4.1 インドネシア産パーム原油	132
4.3.4.2 インドネシア産パーム精油	132
4.3.4.3 マレーシア産パーム原油	133
4.3.4.4 マレーシア産パーム精油	134
4.3.5 小括	139
4.4 米国の大豆輸出.....	143
4.4.1 はじめに	143
4.4.2 データ	143
4.4.3 総サンプル推計	144
4.4.4 ローリング推計	151
4.4.5 ウィンドウ・サイズの比較	158
4.4.6 小括	162
4.5 カナダの菜種輸出.....	164
4.5.1 はじめに	164
4.5.2 データ	164
4.5.3 総サンプル推計	165
4.5.4 ローリング推計	171
4.5.5 ウィンドウ・サイズの比較	178

4.5.6 小括	181
補論 B 米国の大豆輸出における市場支配力と価格伝達—時系列モデルを用いて—	183
B.1 はじめに.....	183
B.2 モデル.....	183
B.3 実証分析.....	185
B.3.1 データ	185
B.3.2 単位根検定	186
B.3.3 実証モデル	187
B.3.4 分析結果	188
B.4 小括	190
第 5 章 植物油脂原料の国際市場構造と市場成果の比較分析.....	192
5.1 市場構造と非対称価格伝達.....	192
5.1.1 パーム油	192
5.1.2 大豆	194
5.1.3 菜種.....	195
5.2 市場構造と市場支配力.....	198
5.2.1 パーム油	198
5.2.2 大豆	198
5.2.3 菜種.....	200
5.3 非対称価格伝達と市場支配力.....	203
5.3.1 パーム油	203
5.3.2 大豆	205
5.3.3 菜種.....	209
第 6 章 結論.....	213
6.1 分析結果.....	213
6.2 結論と含意.....	215
6.3 本研究の意義.....	217
6.4 今後の課題.....	217
参考文献.....	219
謝辞.....	228

第1章 課題設定

1.1 はじめに

近年、世界的に食料価格が高騰している。食料価格指数の推移をみると（図 1-1）、2007 年後半から 2008 年中頃にかけて上昇が著しく、その後 2009 年にかけて 2007 年前半の水準に戻ったが、2009 年半ば以降上昇に転じ、特に 2010 年後半から再び急上昇をみせている。また、単に価格が上昇するだけでなく、近年は価格変動も増大していることが指摘されている（FAO et al., 2011）。これらの要因として、新興国の所得上昇と食料需要の増加や、バイオエタノールやバイオディーゼルといったバイオ燃料需要の増加、原油価格の高騰、在庫率の低下（特に 2007 年から 2008 年の価格上昇に関して）、異常気象等の天候要因、商品市場への投資増加、等が挙げられている（Headey and Fan (2008), Timmer (2008), FAO et al. (2011)等を参照）。中でも、近年の中国による大豆輸入の急増や、環境問題への取り組みとしての欧州を中心とするバイオディーゼルの生産増大にみられるように、油糧種子や植物油は、近年特に注目されている農産物である。

また、食料価格高騰の中で、今後の世界の食料需給に関する議論も活発化している。特に、世界的な穀物在庫の減少や、穀物の主要産地における異常気象といった供給要因、新興国の食料需要や世界的なバイオ燃料需要の増加といった需要要因により、将来的に食料や、食料を生産するための土地あるいは水といった資源に関して、争奪が行われるとの見方もあり、米以外の多くの穀物や油糧種子を輸入に依存している日本では、特にこうした議論への関心が高まっている¹。

世界の食料需給や日本の食料輸入のあり方を含む食料問題について議論が深まる中で、国際的な穀物流通企業の動向についても関心が集まっている。特に、「穀物メジャー」と呼ばれる大規模な多国籍穀物流通企業に関して、主に経営論あるいは流通論の視点から実態を明らかにする試みが行われている²。それらでは、世界各地に集荷拠点を構築することによる、多国籍穀物流通企業の国際穀物流通に果たす役割が指摘される一方で、大規模穀物流通企業の取扱量が「世界の穀物輸出の四分の三を占めると推定されている」（茅野，2009：p.97）ことを背景とし、その市場シェアの大きさや、そのことが輸入国に与える影響等についても関心が持たれている。

一方、食料価格高騰の影響として、樋口（2008）は、世界的に社会不安を増大させたことや、特に途上国の貧困層の食料購入を困難にしたことを指摘している。また、原料の多

¹ 柴田（2007）、農林中金総合研究所（2009）等を参照。

² 磯田（2001）、茅野（2006, 2009）、柴田（2007）、農林中金総合研究所（2009）等を参照。なお、磯田（2001）には産業組織論的視点も含まれる。

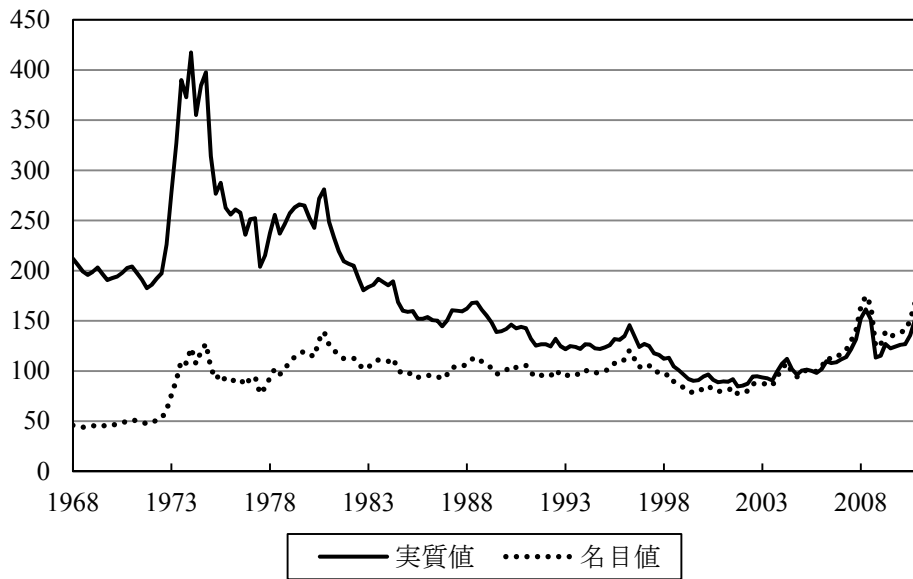


図 1-1 食料価格指数の推移

資料：IMF-IFS (Food Price Index)

注：1) データは 1968 年第 1 四半期から 2011 年第 1 四半期までを使用。

2) 実質値は米国の GDP デフレーターで実質化したものである。

くを海外からの輸入に依存している日本の畜産業や食品産業も価格高騰の影響を受け、その結果食品価格が上昇したとされる。さらに、原料価格の上昇を転嫁できなかった農家の中には、廃業の危機に直面するものがあつたことも指摘されている(鈴木, 2009)。これは、製品価格が必ずしも原料価格の上昇と同程度上昇するわけではなく、価格調整が即時的に行われるとは限らないことを示しており、このことが各流通主体に与える影響についても注意が払われつつある。

1.2 関連先行研究

こうした現代の国際食料問題を背景とした経済学的分析として、価格伝達に関する研究に関心が集まっている。特に近年、共和分分析³による価格伝達分析が時系列分析手法の発達とともに盛んに行われている。価格伝達に関する研究は、異なる流通段階間の価格伝達を対象とする垂直的価格伝達と、同じ流通段階の異なる市場間の価格伝達を対象とする水平的価格伝達に区別することができる。垂直的価格伝達に関する研究の系譜については、Wohlgenant (2001)や小島 (2003) が、空間的価格伝達に関しては、Fackler and Goodwin (2001) や Rapsomanikis et al. (2006)が体系的な整理を行っている。

³ 共和分関係に関する詳細は第 3 章を参照されたい。ここでは簡単に、価格系列が短期的には乖離しながらも、長期的には連動して動いている場合を指すものとする。

垂直的価格伝達研究については、主に構造モデルを使用した産業組織論分析と、時系列モデルを用いた計量経済分析に区分される。前者については、Gardner (1975)が農産物の生産者価格から小売価格に至る多段階価格決定システムを構築し、外生要因が価格決定に与える影響を分析した。また、Holloway (1991)は不完全競争を考慮した価格伝達モデルを展開し、McCorrison et al. (1998)は不完全競争市場においては価格伝達性が小さくなることを示した。このように、産業組織論による垂直的価格伝達に関する研究は、不完全競争と価格伝達の関係に関心を払ってきた。一方、時系列モデルにおいては、Almon (1965)による分布ラグモデルを用いた分析や、Engle and Granger (1987)や Johansen (1991)による共和分モデルを使用した分析が挙げられるが、近年では後者の研究が多い。共和分分析の例として、Palaskas (1995)は EU における農畜産物の生産者価格と小売価格の関係を分析した。また、Chang and Griffith (1998)はオーストラリアの牛肉市場における生産者価格、卸売価格、小売価格の関連性を分析している。また、植物油を対象とした研究として、Peri and Baldi (2010)は非対称性を組み込んだ共和分モデルを使用し、植物油価格とディーゼル価格の関係について分析している。

一方、水平的価格伝達に関する研究は、一物一価の法則 (Law of One Price) に関する研究や、市場統合の文脈による研究等がある。近年では共和分モデルを用いた実証分析が多く、その先駆的研究として、前者では Ardeni (1989)や Baffes (1991)、後者では Palaskas and Harriss (1993)等が挙げられる。また、植物油を対象とした研究では、In and Inder (1997)が複数の植物油価格の共和分関係を検定している。

なお、産業組織論は、Mason や Bain らによる古典的な構造・行動・成果 (Structure, Conduct, Performance, SCP) パラダイムにより、経済学における主要な一分野となった。これは、企業数や市場シェア、産業集中度といった市場構造が企業の市場行動を決定し、その市場行動が、価格費用マージン等により表される市場成果を決定するという論理展開である⁴。したがって、価格伝達研究における産業組織論に基づく実証分析では、特に上述のような寡占構造の影響等、市場構造が価格伝達にどのような影響を与えているかを計量経済学的手法により検証することが目指されてきた。構造モデルを用いた分析では、経済理論に基づく実証分析が可能となっている。

1.3 研究動機

価格変動が増大する中で、原料価格が上昇したときと下落したときとで、価格伝達は一定といえるだろうか。上述の価格伝達分析は、価格伝達の程度や価格の連動性について検証することはできるが、主として原料価格の上昇時と下落時で価格伝達性は一定 (対称的) であると仮定している。しかし、農産物貿易において、原料価格 (投入価格) の上昇時と

⁴ 産業組織論については Tirole (1988)等を参照。産業組織論の分析枠組の詳細は、第4章を参照。

下落時で、製品価格（産出価格）が調整される程度や速度が異なるという「非対称価格伝達」が存在する場合、日本をはじめとする輸入国は、農産物の価格変動リスクのみならず、非対称価格伝達によるリスクも負っていることになる。たとえば、農産物輸入において、輸出国の投入価格の上昇といった価格差（マージン）を減少させるショックに対しての方が、マージンを増大させるショックに対してよりも急速に産出価格（輸入国の買取価格）が調整されるような場合⁵、輸出国内の価格が上昇した後下落すると、輸入国の買取価格は上昇したときよりも下落幅が少なく、下方硬直的になる。これは輸出国が一時的に超過利潤を得ることを示唆しており、その意味で輸入国の経済厚生が損われると考えられる。したがって、農産物の国際市場における非対称価格伝達の存在を検証することは重要な今日的研究課題のひとつである。

非対称価格伝達の先行研究においては、諸外国の国内流通過程を対象とするものが大半であり、国際貿易過程における垂直的価格伝達や、日本に関連する流通過程を対象としたものは極めて限定的である。また、穀物や野菜、水産物を対象としたものはあるが、大豆や菜種、パーム油等の植物油原料を対象としたものは多くなく、特に今日の問題意識を持つ研究は少ない。

また、非対称価格伝達は流通主体の価格決定行動と関連していると考えられることから、輸出企業の集合体としての輸出産業や、輸入企業の集合体としての輸入産業の価格交渉力や競争環境の影響を受けるものと推察される。非対称価格伝達に関する先行研究では、非対称性が存在する要因として、不完全競争市場における市場支配力（価格を限界費用以上に設定する能力、マーケット・パワー）の存在を挙げている⁶。したがって、産業組織論の観点により、輸出産業（輸出国）や輸入産業（輸入国）に関する市場構造や市場行動、市場成果について明らかにすることも必要である。その一方で、非対称価格伝達に関する既存研究の多くは、分析対象とする市場の構造や市場行動について、十分な議論を行っていない。

一方、実証分析においては、時系列データを用いた分析手法の発展により様々な推計モデルが開発され、推計上の頑健性が向上しているといえるものの、多くの研究がサンプル期間内のパラメータを一定と仮定しており、期間内の構造変化を踏まえていない。特に、非対称性が期間内にどのように変化したかに関して分析したものはほとんど存在しない。

さらに、上述の価格伝達分析と違い、非対称価格伝達は構造モデルで説明することができず、経済理論的背景を持たないため、これまでの研究は不完全競争等の他の関連経済理論を援用する形で、非対称価格伝達の要因を説明してきた。しかし、こうした研究は仮説の提示にとどまり、仮説検定や関連性に関する定量的分析が行われてこなかった。

なお、非対称価格伝達の要因として考えられている不完全競争市場における市場支配力に関しては、新しい実証的産業組織論により、市場支配力あるいは不完全競争度のパラメ

⁵ このような価格伝達の非対称性を正の非対称価格伝達という。詳細は第3章を参照のこと。

⁶ 非対称価格伝達の要因や実証分析に関する先行研究の詳細については、第3章を参照されたい。

ータを導出する理論分析と、それを推計する手法が確立されている。市場支配力の推計については、鈴木（2002）や Perloff et al. (2007)が体系的な整理を行っており、本研究の第4章でも議論する。また、国際貿易過程を対象とした不完全競争に関する分析は、国際貿易論の枠組からも研究が行われている⁷。しかし、こうした研究の多くが時系列データを使用しているにもかかわらず、非対称価格伝達分析と同様、期間内のパラメータ変化に関して考慮したものが少ないことが指摘できる。

以上の点に加え、非対称価格伝達や市場支配力に関する個々の実証分析は存在するが、これらを含む研究は皆無であり、このことが、相互の関連性に関する議論を深められない理由のひとつであるといえる。また、個々の植物油脂原料を対象とした分析にとどまらず、複数の植物油脂原料を対象とした比較研究も存在しない⁸。今日世界的に重要性が高まり関心が集まっている、植物油脂原料の価格高騰や価格変動の効果を明らかにすることは、これらの多くを輸入する日本や新興国を含む輸入国の観点からも重要な含意をもたらすと考えられる。

1.4 課題設定

上述の、既存研究の問題点を踏まえると、植物油脂原料の国際市場を対象に、日本に対する輸出を含む貿易過程に焦点を当てることや、構造変化を踏まえたパラメータの経年変化を把握することが可能な推計手法の導入、市場構造や非対称価格伝達、市場支配力の関連性を明らかにすること、等が必要となると考えられる。

その上で、本研究の目的を次のように設定する。第一に、パーム油、大豆、菜種を対象植物油脂原料とし、その貿易過程における市場構造について、産業組織論的に把握する。第二に、対象植物油脂原料について、輸出国から輸入国への価格伝達の非対称性を推計し、日本を含む輸入国の植物油脂原料の輸入に対する含意を導出する。第三に、時系列の定常性を考慮した分析手法を用い、パラメータの経年変化を踏まえ、より頑健な実証分析を行う。第四に、植物油脂原料の輸出における主要輸出国の市場支配力を推計し、その経年変化について実証分析する。第五に、産業組織論の理論枠組に則り、市場構造、非対称価格伝達、および市場支配力の相互関連性について分析する。その上で、本研究から得られる政策的含意を導出する。

以上の課題設定に基づき、本研究において検証すべき仮説は次の通りである。まず、古典的産業組織論によれば、市場構造が市場行動を通じて市場成果を決定する。したがって、市場構造と、市場成果としての非対称価格伝達および市場支配力には関連性がある。特に、

⁷ 第4章および Krugman (1987)等を参照。

⁸ なお、上述の通り、植物油価格の共和分関係を分析した研究もみられ、これらは複数の植物油を対象とすることで一定の包括性を持つといえるが、価格の連動性を計量経済学的に検証することとどまっており、各植物油市場の特性に関する分析等は行われていない。

対象とする植物油原料の輸出国が国際市場において大きな市場シェアを有し、寡占構造を示している場合は、輸出国に超過利潤をもたらすような価格伝達や、輸出国の市場支配力が検出される。

また、国際市場を対象として産業組織論の枠組で分析するため、国家を構成単位とする輸出国の市場構造が市場成果に関連している。ただし、国内産業を対象とする従来の産業組織論と異なり、各輸出国は輸出企業の集合体としての輸出産業に体现されるため、そうした輸出産業の市場構造も市場成果と一定の関連性を持つ。さらに、貿易過程は輸出国と輸入国の交渉ゲームという側面があるため、買い手である輸入国の市場構造も市場成果と関連性を持つ。

さらに、非対称価格伝達と市場支配力にも強い関連性がある。非対称価格伝達の議論に示されるように、価格伝達の非対称性が存在する要因として、不完全競争市場における市場支配力が挙げられている (Meyer and von Cramon-Taubadel, 2004)。したがって、非対称価格伝達と市場支配力の変化も、連動したものとなっている。

一方、日本のように、植物油原料間の代替性が低い輸入国が特定の輸出国に供給を依存している場合は、輸出国の価格交渉力増大を通じて、輸出国が超過利潤を確保するような価格伝達が存在し、輸出国が当該輸入国に対し市場支配力を行使している。

1.5 本研究の構成

本研究の以下の構成は次の通りである。第 2 章では、植物油原料の国際市場構造について明らかにする。その際、国際市場における輸出国および輸入国の集中度等の市場構造とその変化について、記述統計分析を行う。また、輸出産業の市場構造および市場行動について、既存研究を踏まえた定性分析を行うとともに、統計データが得られるものについては記述統計により分析する。なお、補論として、インドネシア国内のパーム油原料市場における市場構造とその変化について、実地調査をもとに検討する。

これらの分析を踏まえ、第 3 章では、植物油原料の国際市場における非対称価格伝達に関する実証分析を行う。ここでは、共和分閾値自己回帰モデルを用い、まず、既存研究で用いられている方法により推計を行い、さらに、ローリング・ウィンドウ法を用いて非対称性の経年変化を把握する。また、ローリング推計により得られた非対称性を示すパラメータを用い、非対称価格伝達指数を計測する。これは、市場構造や市場支配力との定量的な比較を可能とするものである。

第 4 章では、植物油原料の輸出国の市場支配力を推計する。ここでは、パーム油についてはインドネシアおよびマレーシア、大豆については米国、菜種についてはカナダを対象輸出国とする。推計においては、個別輸出国の市場支配力を推計することが可能な残余需要モデルを用いる。また、ローリング・ウィンドウ法を用い、市場支配力を示すパラメ

一々の経年変化を把握するとともに、第 3 章と同様に、推計結果を用いて市場支配力指数を計測する。なお、補論として、米国大豆輸出を対象に、時系列モデルによる市場支配力の推計を行う。

第 5 章では、第 2 章から第 4 章までの分析結果をもとに、植物油原料の国際市場における市場構造と市場成果（非対称価格伝達および市場支配力）の関連性について検討する。その際、集中度や非対称価格伝達指数、市場支配力指数といった数値データが利用できるものについては、時系列的な変化を比較するとともに、それらの数値の相関関係について定量的に明らかにする。

最後に、第 6 章では、上記の分析結果を総括し、本研究から導出される政策的含意について言及する。さらに、本研究の意義や学術的貢献を明らかにするとともに、今後の研究課題について言及する。

第2章 植物油脂原料の国際市場構造

本章では、世界および日本における植物油脂需要の変化を踏まえ、パーム油、大豆、菜種の国際市場構造を明らかにすることを目的とする。また、各植物油脂原料の主要輸出国を対象に、輸出産業の市場構造および市場行動についても明らかにする。なお、輸出産業の市場構造に関連し、補論ではインドネシア国内のパーム油原料市場における市場構造とその変化について、実地調査をもとに検討する。

2.1 世界と日本の植物油脂需要

2.1.1 世界の植物油脂需要

米国農務省海外農業局（USDA-FAS）⁹によると、世界の植物油消費量は約1億4,500万トンであり（2010年）、パーム油、大豆油、菜種油がそれぞれ約33%、28%、16%となっており（同）、この3種で全植物油の約77%を占めている。1960年代以降植物油の消費量は増加傾向にあったが、特に1990年代半ば以降の増加率は高くなっている（図2-1）。従来、大豆油が植物油の中で最も消費量が多く、1960年代には40%近くのシェアを占めることもあったが、そのシェアは次第に減少し、今日では30%前後となっている。また、菜種油は大豆油に次いで消費量が多い植物油であり、1960年代には市場の約15%を占めていたが、1970年代にそのシェアは減少し、1980年代を通じて上昇に転じるも、1990年代以降は15%前後で推移している。一方、パーム油は1970年代以降一貫して増大しており、1974年には菜種油、2004年には大豆油の消費量を上回った。

次に、国別の消費量をみると（図2-2）、1970年代頃までは米国の消費量が最大であり、他の先進国の消費も多かったが、1980年代以降インドや中国の消費量が増大し、近年ではインドネシアやブラジルも消費を増大させている。今日の世界の植物油消費に占める中国の割合は約19%となっており（2010年）、世界最大の需要国となっている。以下、EU諸国（25カ国、以下同様）が約17%、インドが約11%、米国が約8%、インドネシアが約5%、ブラジルが約4%等となっており、新興国のシェアが増大している。

2.1.2 日本の油脂需要

農林水産省『我が国の油脂事情』（各年版）によると、日本における油脂需要は約300万

⁹ Production, Supply and Distribution (PSD) Online による。

トンであり、そのうち植物油脂が約 260 万トン、動物油脂が約 44 万トンとなっている（2008 年，図 2-3）。植物油脂のうち、最も需要が多いものが菜種油であり、植物油脂に占める割合は約 37%である（同）。菜種油の次に需要が多いものは大豆油、3 番目がパーム油であり、植物油脂に占める割合はそれぞれ約 23%、約 21%となっている。この三大植物油脂は植物油脂需要の約 81%を占めていることになる。

次に、需要の変化を検討する。まず、菜種油は 1980 年代には 70 万トン前後であった需要量が 1990 年代には 80 万トン前後に、2000 年代には 90 万トンから 100 万トン弱と増加してきた。植物油脂に占める割合も、1980 年代末には大豆油とほぼ同じ 33%であったが、今日にかけてわずかながら増加している。一方、その大豆油は 2000 年頃まで需要量にほとんど変化はなく、2002 年および 2003 年に一時的に増大したものの、それ以降は今日にかけて減少傾向にあり、2008 年には 60 万トンを下回っている。植物油脂に占めるシェアも 2002 年および 2003 年を除き、今日にかけてほぼ一貫して減少してきた。パーム油に関しては、1980 年代末には 20 万トン強の需要であったが、1990 年代末には約 36 万トンとなり、2008 年には約 55 万トンにまで増加し、大豆油とほぼ同量となっている。市場シェアも 1980 年代末には約 10%程度であったが、今日にかけてほぼ一貫して増加している。

なお、動物性油脂については、1980 年代末には約 90 万トンの需要が存在したが、1990 年代前半に急減し、今日では 40 万トン強にとどまっている。

動物性油脂を含む精製油の一人当たり年間消費量は、1980 年代末から 1990 年代初頭にかけては約 16.5kg であったが、1990 年代前半以降増加し、2000 年以降中頃までは約 18.5kg となった。しかし、2008 年には 18kg を下回る水準に減少している。

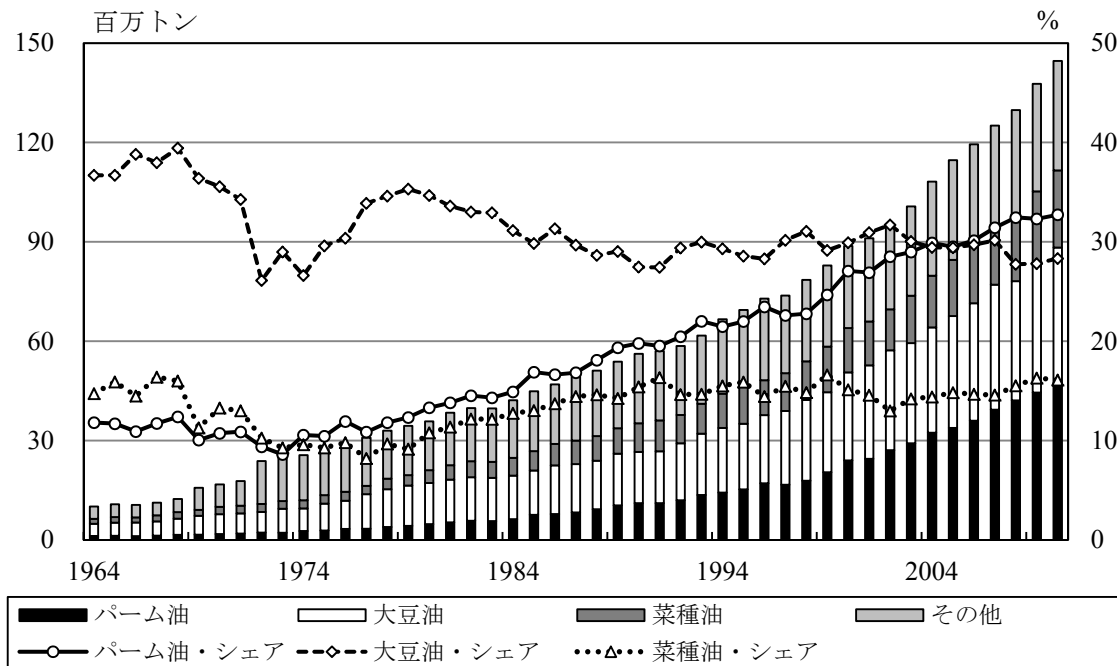


図 2-1 世界の植物油消費量

資料：USDA-FAS, PSD Online

注：各年は流通年度を示す。また、近年の予測値を含む。

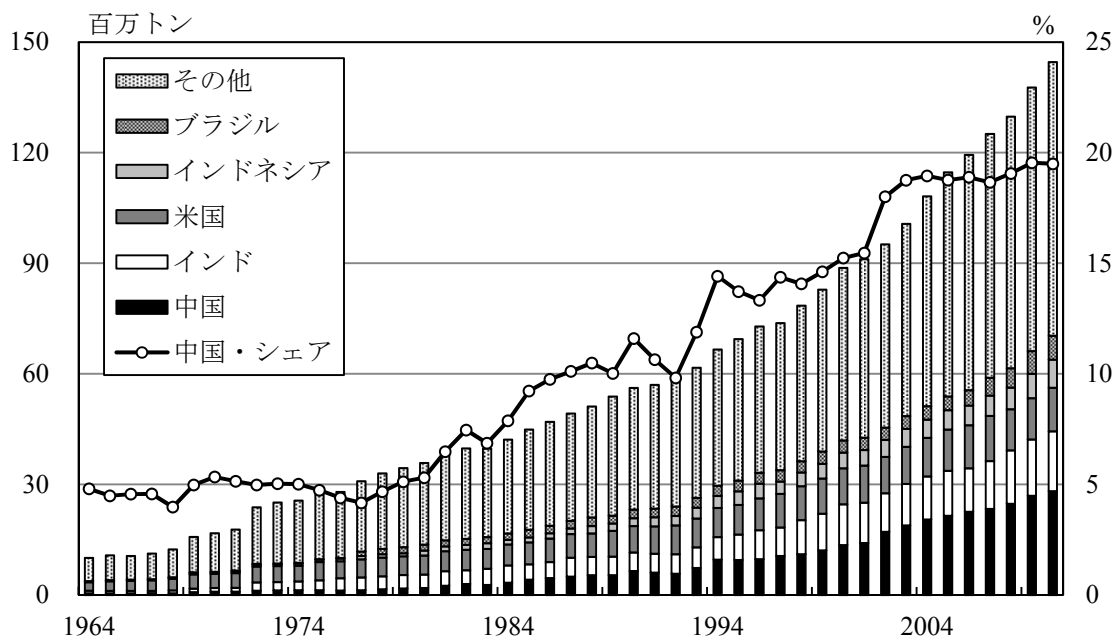


図 2-2 世界の主要植物油消費国

資料：USDA-FAS, PSD Online

注：各年は流通年度を示す。また、近年の予測値を含む。

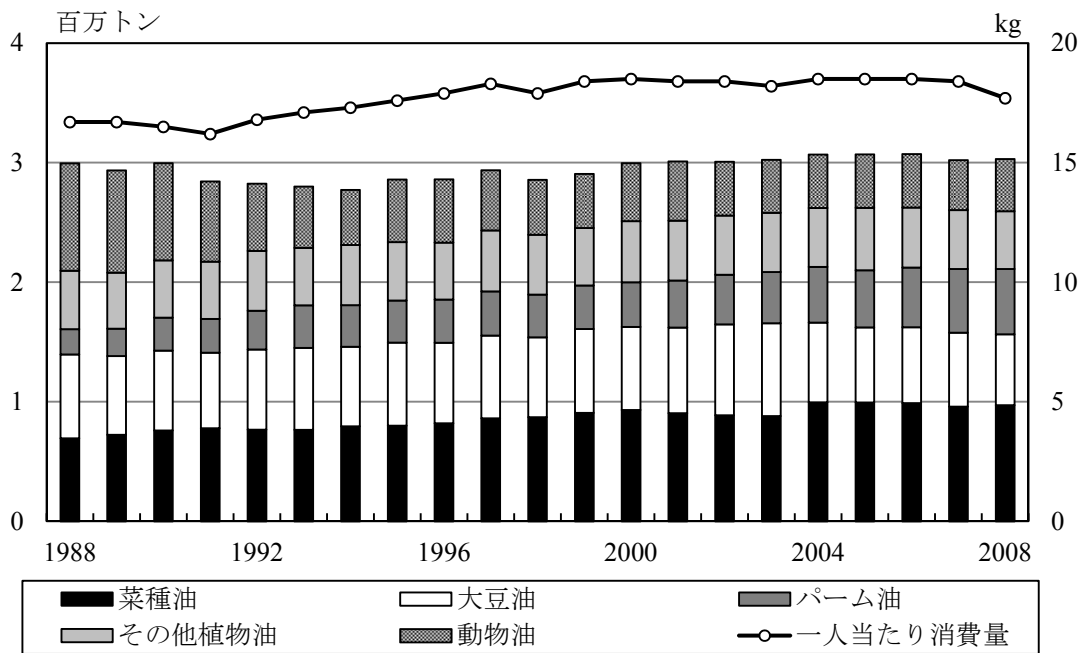


図 2-3 日本の油脂需要

資料：農林水産省『我が国の油脂事情』各年版

2.2 パーム油の国際市場構造

2.2.1 パーム油とは

パーム油はアブラヤシまたは(オイル)パームと呼ばれる植物の果実(Fresh Fruit Bunches)の中果皮を圧搾することで得られる植物油である。van Gelder (2004)によると、パーム果実が収穫されると果肉の油脂が加水分解し、時間経過とともに遊離脂肪酸が多くなるため、通常 24 時間以内に収穫地付近で採油される。パーム果実の中心部(核)は中果皮の搾油時に分別され、別途搾油されてパーム核油およびパーム核油粕が産出される。パーム油の歩留まりは通常 20%前後であり、1ha の農園から約 3.2 トンのパーム油が得られる。これは他の油糧種子と比較して非常に高い収量であり、たとえば大豆は 1ha 当たり 500kg 程度とされている。採油後のパーム果実粕は、燃料やマルチングとして利用される。

パーム果実から搾油した油はパーム原油(Crude Palm Oil)と呼ばれ、それを精製したものはパーム精油(Refined Palm Oil)と呼ばれる。精製過程には、遊離脂肪酸を除去するための中和(neutralization)、色味や不純物を取り除くための漂白(bleaching)、臭いをとる脱臭(deodorizing)が含まれることが一般的である。このように精製されたパーム精油は、RBD(Refined, Bleached and Deodorized)パーム油と呼ばれる。精製過程の第二段階では、RBD パーム油を分留することで、常温で液体の RBD パーム・オレインと、常温で固体の RBD パーム・ステアリンに分別される。前者は食用油(調理油)に使用されたり、マーガリンやショートニングの製造、さらにはポテトチップスや即席麺等のフライ用に使用される。一方、後者はマーガリンやショートニングの製造の他、菓子類を被覆する特別な油の原料として、さらには石鹼や油脂化学産業において使用される。なお、パーム核油もパーム原油と同様の精製過程を経て RBD パーム核油となり、主に石鹼や洗剤、化粧品に使用され、マーガリンやショートニングにも使用される。また、日本では約 8 割のパーム油が食用(マーガリン、ショートニング、フライ用、チョコレート代用脂、その他製菓用油等)であり、残りが工業用(石鹼、ローソク製造、鉄鋼の圧延用等)である¹⁰。

以下の分析では、パーム原油とパーム精油を区別する。これは、パーム原油とパーム精油で輸出国の供給量が異なり、それらの輸入国の需要量もまた異なるためである。また、以下では流通量の多いパーム油を分析対象とし、パーム核油は分析対象から除外することとする¹¹。

¹⁰ 農林水産省『我が国の油脂事情』(各年版)を参照。

¹¹ 2009 年のパーム核油の輸出量は、インドネシアで約 170 万トン、マレーシアで約 84 万トンとなっており、パーム油輸出量のそれぞれ約 10%、6%となっている。

2.2.2 パーム油の国際需給

FAOSTATによると、世界のパーム油生産量は約4,500万トンであり（2009年）、近年ではその約44%をインドネシアが、約40%をマレーシアが生産している¹²。生産量の推移を示した図2-4によると、1970年代半ば以降、マレーシアの生産量が増大し、今日に至るまで増加傾向を示している。一方、インドネシアは1980年代に入って生産を増大し、1990年代から今日にかけて急速に伸び、2007年以降はマレーシアの生産量を超えている。

世界のパーム油輸出量は約3,500万トンであり（2009年）、世界の植物油輸出量に占める割合は約55%となっている¹³。近年の輸出国シェアは、マレーシアが約43%、インドネシアが約42%となっているが¹⁴、2009年ではインドネシアの輸出量がマレーシアのそれを超過している。輸出量の推移をみると（図2-5）、生産と同様に1970年代からマレーシアの輸出量が増大し、1980年代、1990年代を通して高いシェアを保持していた。その結果、各国の市場シェアの二乗和であるハーフィンダール指数（Herfindahl-Hirschman Index, HHI）も0.5前後と非常に高く¹⁵、パーム油の国際市場は高度な寡占市場であったといえる。しかし、1980年代以降、特に1990年代末から2000年代にかけてインドネシアの輸出量が増大し、今日ではマレーシアとともに二大輸出国となっている。それにともない、HHIも減少したが、依然として約0.4となっており、寡占市場であることに変わりはない。

一方で、パーム油の輸入については（図2-6）、オランダをはじめとする現在のEU諸国の輸入量が多かったが、1970年代後半以降インドやパキスタンの輸入量が増大し、2000年代に入ると中国の輸入量が急増した。それ以外にも、米国が約100万トン、日本も約57万トンを入力するなど（2009年）、各輸入国のシェアは相対的に小さく、HHIも1960年代から1970年代にかけては0.1前後、1980年代は平均約0.07、1990年代は平均約0.06、2000年代は平均約0.07と低水準で推移している。

次に、パーム原油とパーム精油に区別した場合の貿易量を比較すると¹⁶（図2-7）、世界のパーム原油輸出量は約1,300万トンで（2009年）、インドネシアはその約73%を、マレーシアは約20%を輸出している。一方、パーム精油の輸出量は約2,100万トンであり（同）、インドネシアのシェアは約35%、マレーシアのシェアは約55%となっている。上述の通り、1980年代以降パーム油の輸出はマレーシアを中心として行われていたが、それは主にパーム精油であることがわかる。マレーシアは従来パーム原油の輸出に輸出税を課し、パーム精油の輸出を政策により推進してきたが、2000年以降パーム原油の輸出量も増大し、今日では約19%がパーム原油である（2009年）。また、1980年代からインドネシアの輸出量が

¹² 2007年から2009年の加重平均。

¹³ FAOSTATより算出。

¹⁴ 2007年から2009年の加重平均。

¹⁵ 米国司法省および連邦取引委員会による“Horizontal Merger Guidelines”（2011年8月19日版）によると、HHIが0.15未満の場合を“unconcentrated markets”，0.15から0.25までの値をとる場合を“moderately concentrated markets”，0.25を超える値をとる場合を“highly concentrated markets”と分類している。

¹⁶ 以下、UN Comtradeの統計による。統計番号は、パーム原油が151110、パーム精油が151190である。

増大したが、それは1990年代中頃までは主としてパーム原油によるものであった。しかし、1990年代後半から2000年代後半にかけて、インドネシアではパーム精油の輸出量がパーム原油のそれを上回った。その後、2000年代末には再びパーム原油の輸出量がパーム精油のそれを超過し、今日ではそれぞれ約57%、約43%となっている（2009年）。

インドネシアの輸出相手国をみると（図2-8）、パーム原油については、1990年代末までオランダに対する輸出が約50%を占めていたが、2000年以降はインドへの輸出が急増した。また、マレーシアのシェアは10%前後で推移している。パーム精油については、インドやオランダ、中国への輸出比率が高く、近年ではインドやオランダが減少し、中国の比率が増大している。一方、マレーシアの輸出相手国をみると（図2-9）、パーム原油については、2000年以降インドやオランダのシェアが大きい。パーム精油については、インドや中国、パキスタンのシェアが大きいといえる。

主な輸入国のパーム原油およびパーム精油の輸入量を、図2-10から図2-14に示す。まず、インドについては（図2-10）、1990年代後半からパーム精油を中心として輸入量が増大した。その輸入相手国は主としてマレーシアであり、そのシェアは70%から80%であった。しかし、1990年代末から、パーム精油輸入におけるインドネシアのシェアが増大し、2003年以降はインドネシアからのパーム精油輸入量がマレーシアからのそれを上回っている。また、2000年以降パーム原油の輸入量が増大し、近年ではパーム精油の約4倍の輸入量となっている。パーム原油の輸入相手国は1990年代末まではマレーシアのシェアが高かったが、今日ではインドネシアが8割以上のシェアを占めている。

また、オランダもパーム精油よりもパーム原油の輸入量が多い国である（図2-11）。植民地時代にインドネシアの宗主国であったオランダは、スマトラ島北部に大規模農園を設立した。そのため、従来インドネシアからの輸入量が大宗を占めている。しかし、2000年代前半以降パーム原油の輸入量が増加すると、マレーシアからの輸入比率も増加し、2005年以降はマレーシアからの輸入量がインドネシアからのそれを上回っている。この背景として、バイオ燃料需要の増大が挙げられる。2003年のEUバイオ燃料指令では、輸送用燃料に占めるバイオ燃料のシェアをEUレベルで2005年までに2%、2010年までに5.75%とする目標が掲げられ（田中、2007）、その達成に向けてEU各国がバイオ燃料原料の生産および輸入を増大させている。一方、パーム精油の輸入量はパーム原油の20%弱にとどまっているが（2008年）、従来はマレーシアからの輸入が多かったものの、今日ではインドネシアからの輸入量の方が多くなっている。

一方、中国はパーム原油輸入量が約60万トンであるのに対し（2009年）、パーム精油輸入量が約590万トンであり（同）、パーム精油がパーム油輸入の大宗を占めている（図2-12）。パーム精油の輸入相手国は、7割がマレーシアであり、3割がインドネシアとなっている。これは2000年代前半にインドネシアからの輸入量が増加しても、ほぼ変わっていない。パーム原油の輸入相手国もマレーシアが8割程度であったが、2000年代後半にインドネシアからの輸入が増加し、2009年にはインドネシアが6割のシェアを占めるようになっている。

日本もパーム精油の方が輸入量が多く（図 2-13）、パーム精油輸入量が約 53 万トン、パーム原油輸入量が約 2 万 3 千トンとなっている（2009 年）。輸入相手国は主としてマレーシアであり、パーム精油ではほぼ 100%、パーム原油でも 1990 年代半ば以前を除けばその大半がマレーシアである。ただし、今日では、シェアは小さいものの、インドネシアからのパーム精油輸入も増加しつつある。

パキスタンについても（図 2-14）、パーム原油輸入量が約 45 万トンであるのに対し、パーム精油輸入量は約 140 万トンとなっている（2009 年）。パーム精油の輸入相手国はマレーシアが主であり、2000 年代中頃にインドネシアからの輸入も増加したが、今日では 9 割がマレーシアからの輸入である。パーム原油についても、2000 年代前半はインドネシアのシェアが高かったが、2000 年代後半以降はマレーシアのシェアが大半を占めている。

その他、シンガポールのパーム原油輸入量は約 7 千トン、パーム精油輸入量は約 33 万トンであり（2009 年）そのほとんどはマレーシアからの輸入である。また、米国はパーム原油をほとんど輸入していないものの、パーム精油の輸入量は約 100 万トンであり（同）、その 9 割以上をマレーシアから輸入している。米国におけるパーム油需要は、主にパーム油がマーガリン等に含まれるトランス脂肪酸を低減させるためである¹⁷。

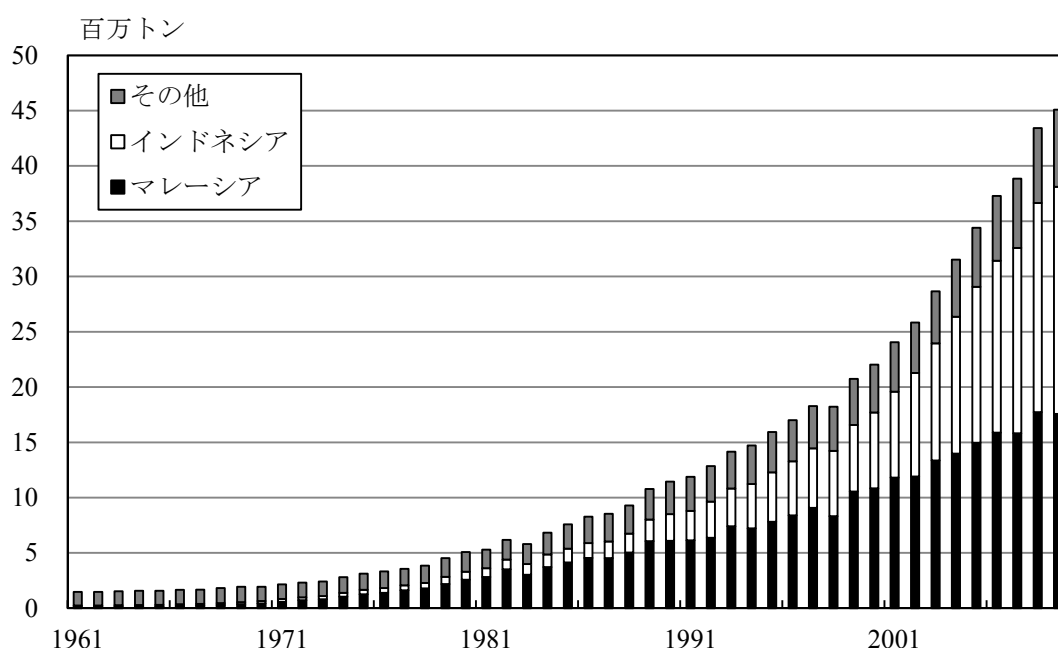


図 2-4 世界のパーム油生産

資料：FAOSTAT（2011 年 5 月 17 日更新データ）

¹⁷ 『月刊油脂』，幸書房，Vol.64(2)，2011 年，p.22.

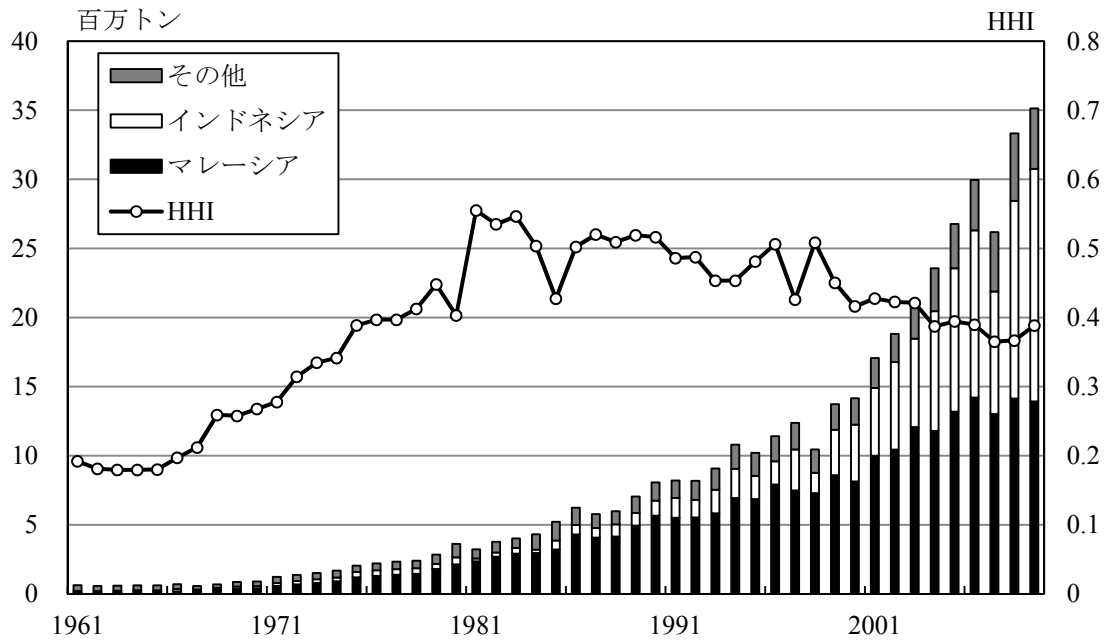


図 2-5 世界のパーム油輸出

資料：FAOSTAT（2011年9月26日更新データ）

注：HHIは各輸出国の輸出量から市場シェアを導出し、計算したものである。

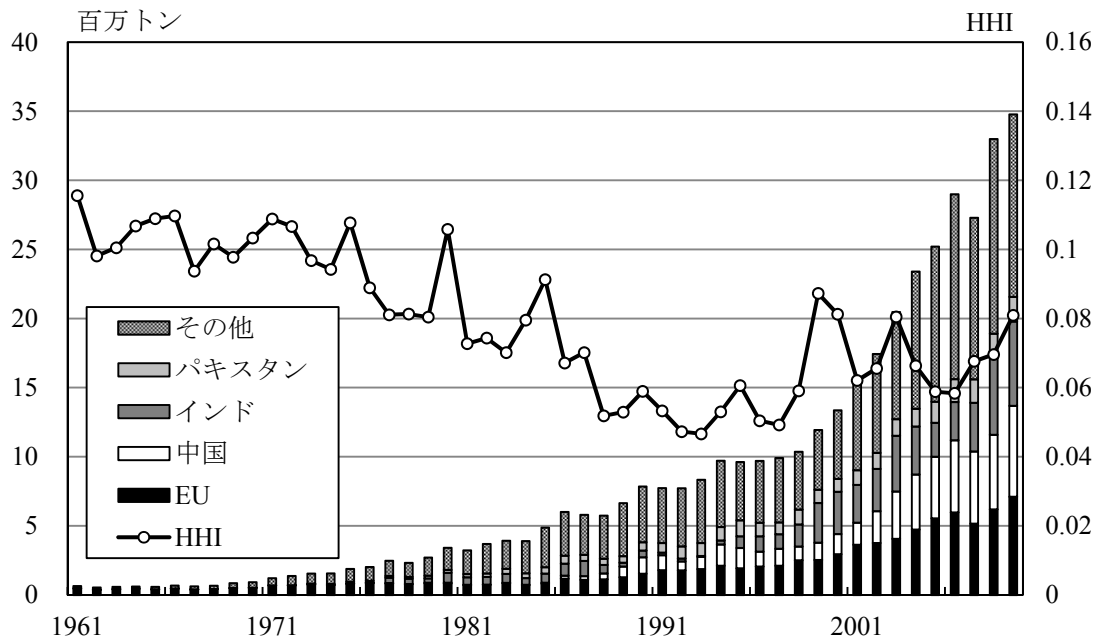


図 2-6 世界のパーム油輸入

資料：FAOSTAT（2011年9月26日更新データ）

注：HHIは各輸入国の輸入量から市場シェアを導出し、計算したものである。

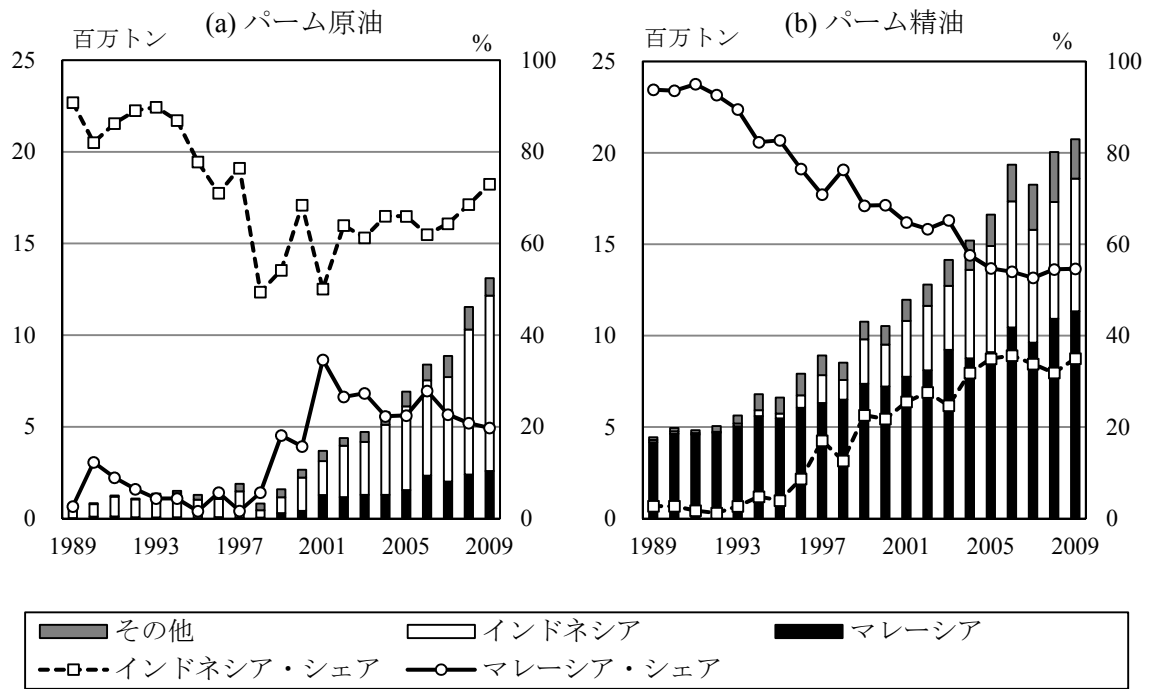


図 2-7 パーム原油およびパーム精油の輸出

資料：UN Comtrade

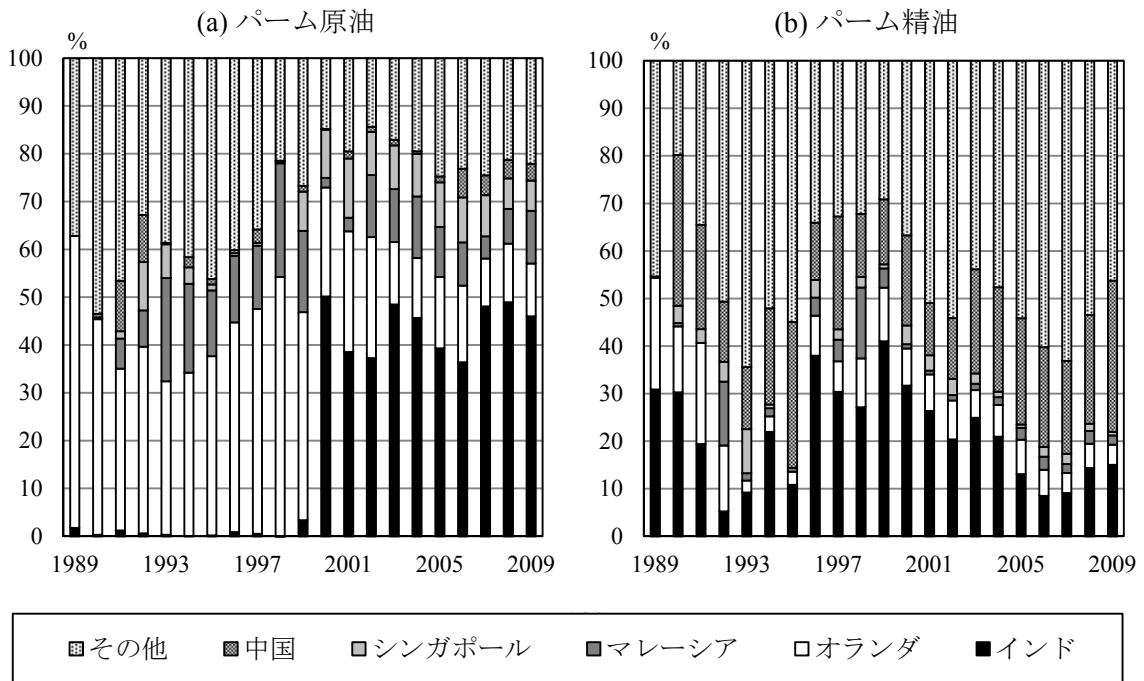


図 2-8 インドネシアのパーム原油およびパーム精油輸出相手国シェア

資料：UN Comtrade

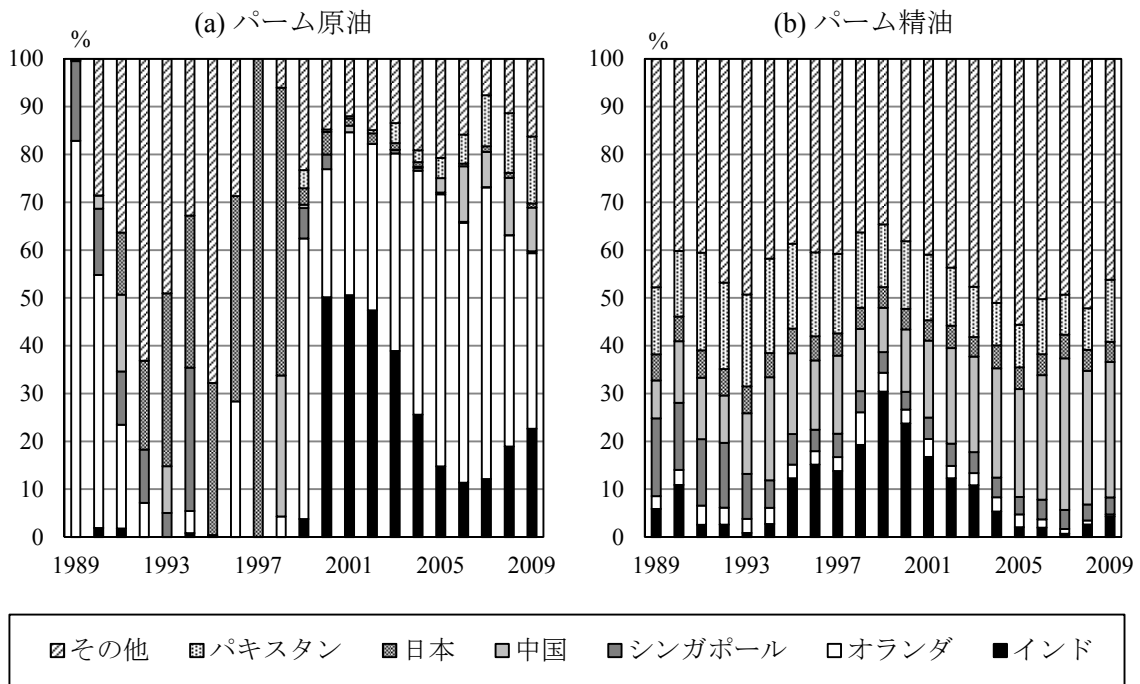


図 2-9 マレーシアのパーム原油およびパーム精油輸出相手国シェア

資料：UN Comtrade

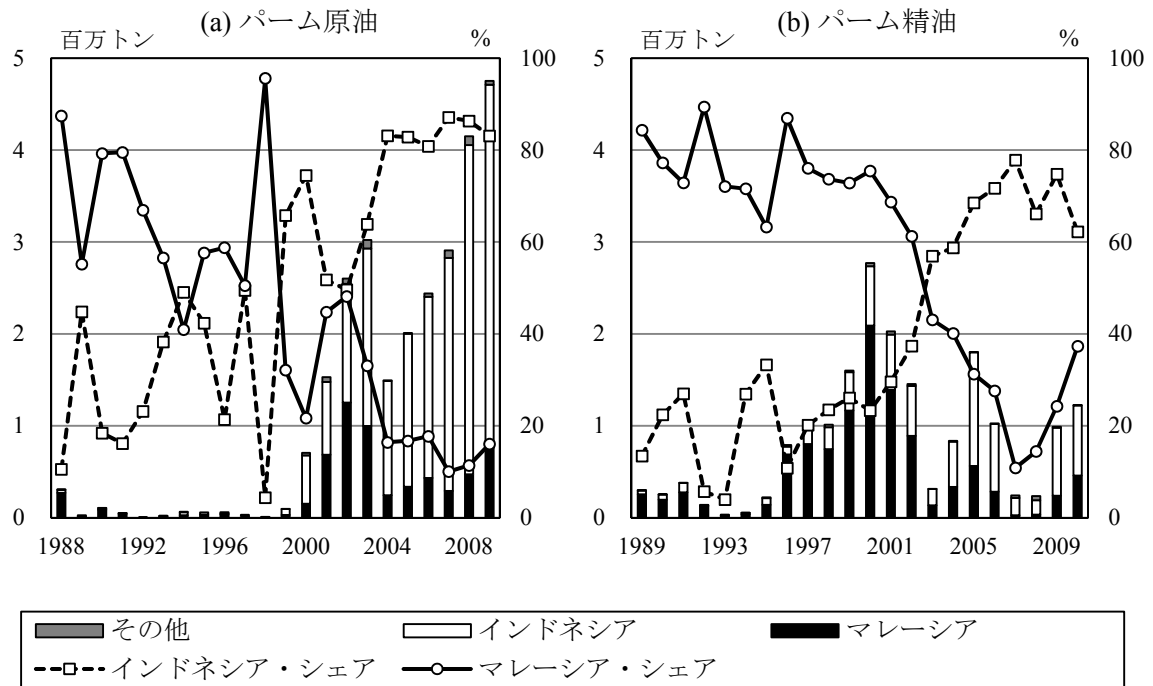


図 2-10 インドのパーム原油およびパーム精油輸入

資料：UN Comtrade

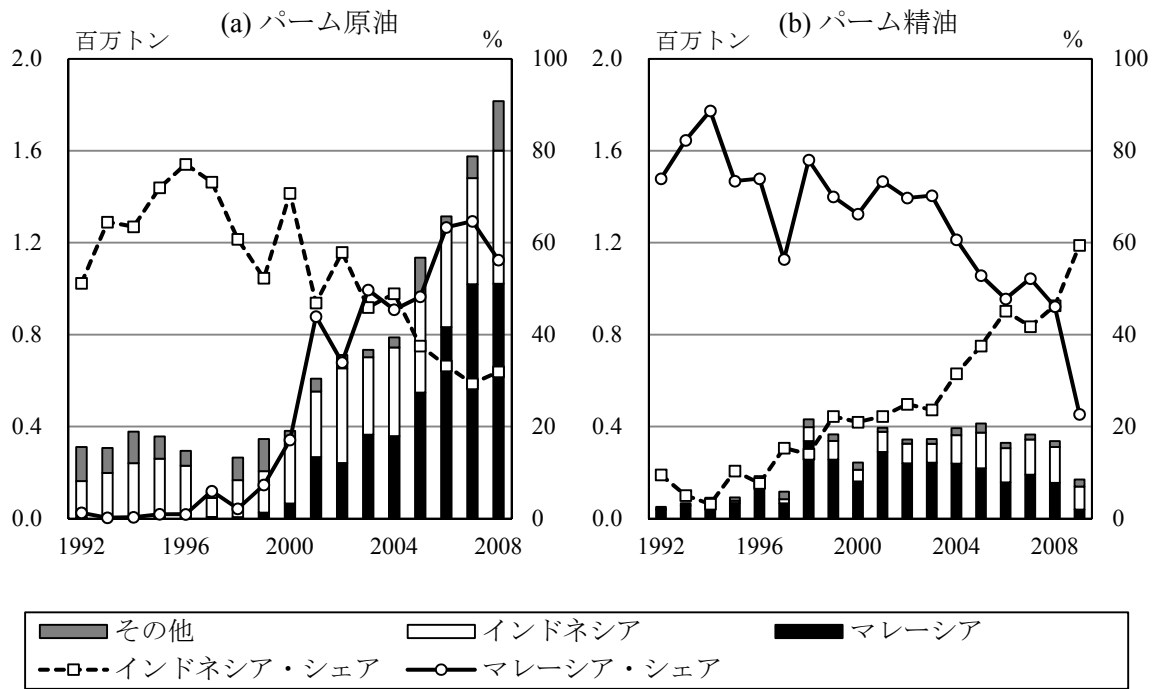


図 2-11 オランダのパーム原油およびパーム精油輸入

資料：UN Comtrade

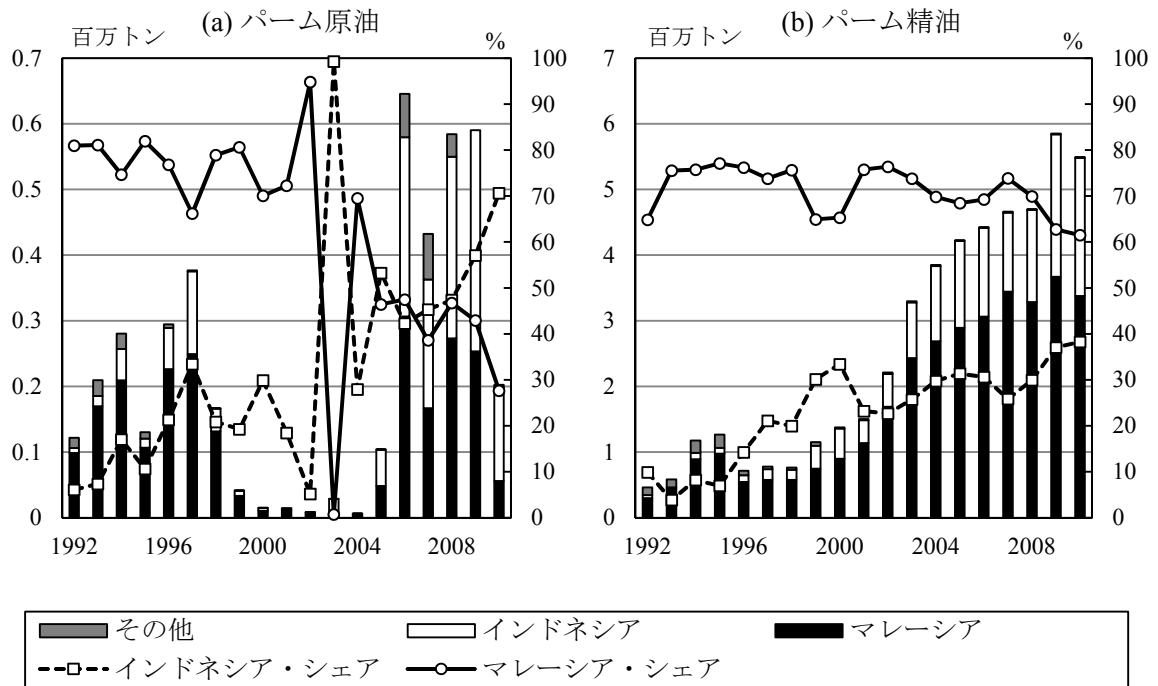


図 2-12 中国のパーム原油およびパーム精油輸入

資料：UN Comtrade

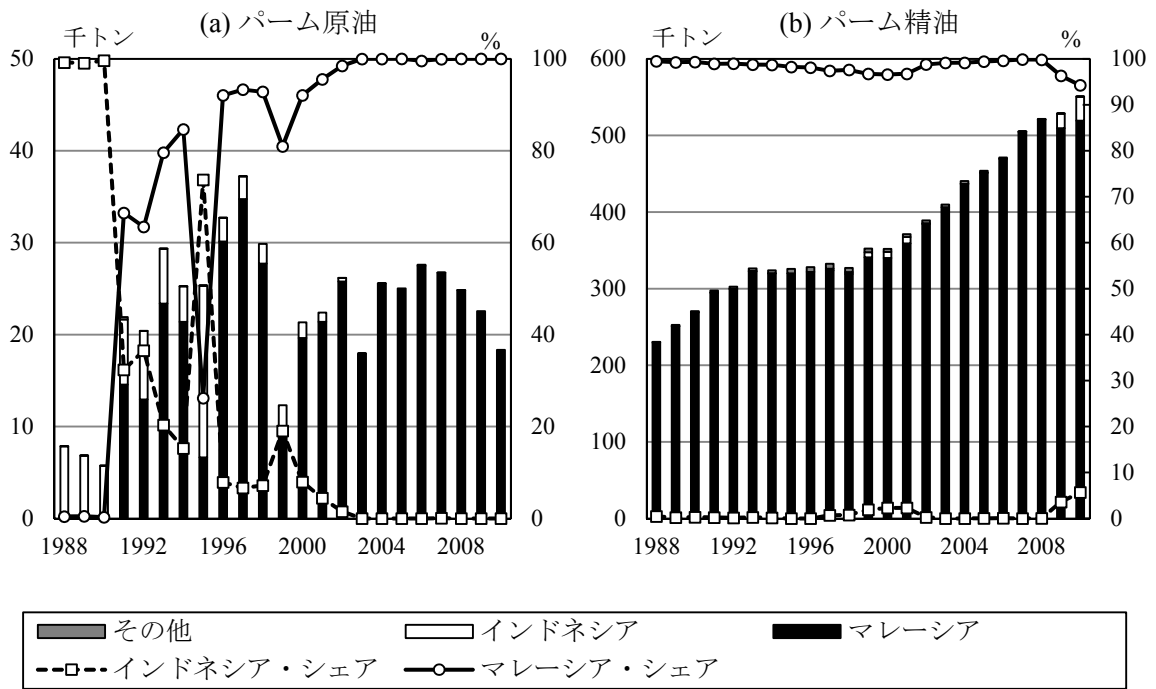


図 2-13 日本のパーム原油およびパーム精油輸入

資料：UN Comtrade

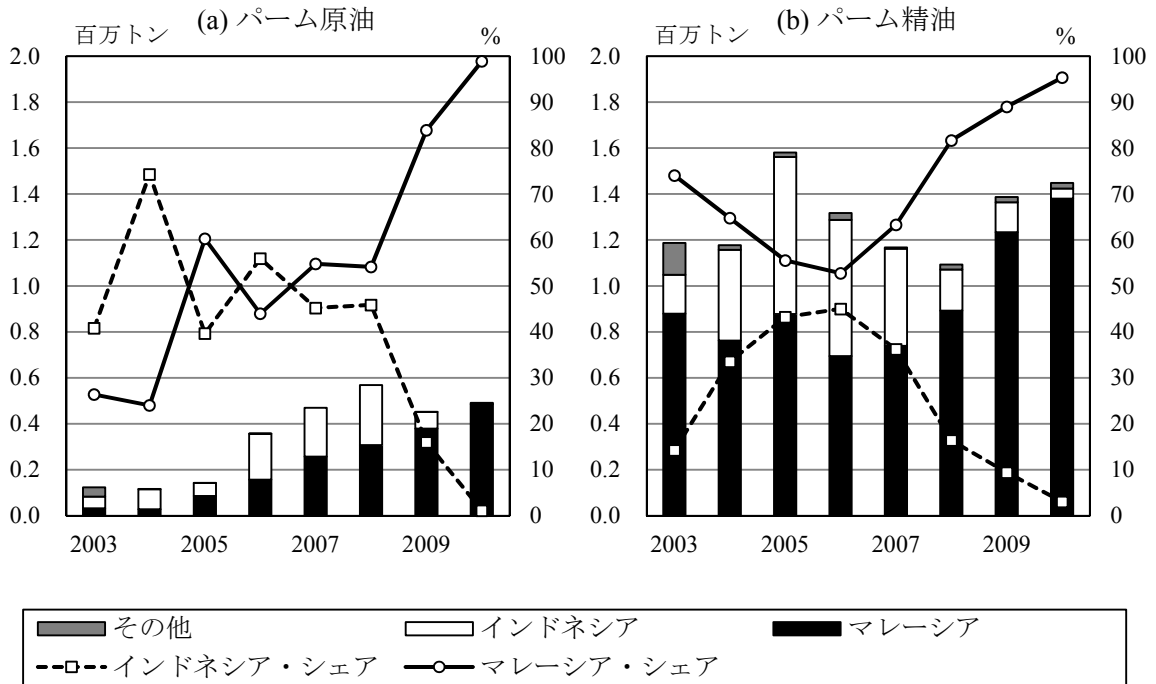


図 2-14 パキスタンのパーム原油およびパーム精油輸入

資料：UN Comtrade

2.2.3 インドネシアのパーム油輸出産業

ここでは、インドネシアにおけるパーム油流通について概観する。ただし、本研究の分析対象が国際市場であるため、パーム原油およびパーム精油の輸出産業に焦点を当てることとする。なお、インドネシアにおけるパーム油生産の主生産地であるスマトラ島におけるパーム油流通市場については、補論 A を参照されたい。

van Gelder (2004)により、インドネシアにおけるパーム油輸出企業について概観すると、まず、パーム原油に関しては、以下の企業グループにより輸出が行われている。規模の大きなものとしては、米国資本の Cargill グループ、米国穀物企業の ADM と中国の政府系企業である Cofco、インドネシア系企業等の出資を受けた Wilmar グループ、シンガポール資本の Kuok グループ、インドネシアの州政府系企業である Perkebunan Nusantara グループ、インドネシアの民間企業である Salim, Sinar Mas, Napan & Risjadson の各グループ等が挙げられる。その他、シンガポール系の Astra Agro グループ、イギリス系の CDC グループ、インドネシア系の Dutapalma, Musim Mas, Sungai Budi, Tirtamas and Maharani の各グループ、マレーシア系の Golden Hope, Johor, Kumpulan Guthrie の各グループ、ベルギー系の Sipef グループ、といった企業グループがパーム原油の輸出業務を行っている。このように、パーム原油の輸出を行う企業には、いくつかの大企業グループが存在するが、後述の通り、川下産業と比較すると多くの企業グループが輸出業務に携わっているといえる。

一方、パーム油の精油産業はオイルパームの搾油産業よりも企業数が少なく、1999 年時点ではインドネシア全体で 57 社存在した。また、精油能力による市場シェアをみると、第 1 位が Musim Mas グループで 20.4%、第 2 位が Wilmar グループで 19.9%、第 3 位が Hasil Karsa グループで 12.6%、第 4 位が Sinar Mas グループで 11.6%、第 5 位が Salim グループで 7.3% 等となっており、上位 4 社集中度が 64.5%、上位 8 社集中度は 87.5%と、高度な寡占市場が形成されていることがわかる。これらの企業グループの中には、国内向け業務のみを行っている企業もあるため、輸出業務を行っている企業の集中度はさらに高いと考えられる。

なお、1997 年のアジア通貨危機以降、インドネシアは外資によるパーム農園開発を認めため、マレーシア企業が積極的に投資を行った。上述のように、多くのマレーシア系企業が搾油産業も含めてパーム油産業に参入しており、インドネシアのパーム農園の 40%をマレーシア企業が保有しているという見方もある¹⁸。

2.2.4 マレーシアのパーム油輸出産業

次に、マレーシアのパーム油産業構造について概観する¹⁹。マレーシアにおけるパーム油産業は、2008 年に政府主導で再編が進められ、大手 5 社の寡占化が進行したとされる。そ

¹⁸ 『月刊油脂』(同), p.26.

¹⁹ 『月刊油脂』(同), pp.28-30 に基づく。

の 5 社とは、Felda, Sime Darby, Wilmar International, Kuala Lumpur (KL) Kepong, IOI Corporation である。

Felda は元来、マレーシアのパーム農園開発を担った土地開発公社であった。マレーシア最大の約 56 万 ha のパーム農園を保有し、年間パーム原油生産量は約 311 万トンとなっている。また、300 の農園と、70 の搾油工場、7 つの精製工場、4 つのパーム核搾油工場を有している。同社は食用油製造企業の最大手でもある。

Sime Darby は、2007 年に他 2 社とともに経営統合され、これらの存続会社となったものである。マレーシア国内には約 28 万 ha、インドネシアには 18 万 ha のパーム農園を保有する。外部農園からのオイルパーム購入を併せると、年間パーム原油生産量は約 236 万トンとなっている。近年ではオレオケミカル部門への参入も行っている。

Wilmar は、シンガポールのパーム油精製企業として事業を開始したが、関連会社の買収により、2007 年から大手パーム農園経営に参入した。マレーシアにおいては、マレーシア半島には農園を所有せず、カリマンタン島のサバ州およびサラワク州に農園は限定され、インドネシアのスマトラ島にも農園を所有している。マレーシアの約 7.6 万 ha とインドネシアの 14.3 万 ha を合わせ、計約 22 万 ha のパーム農園を持っている。年間パーム原油生産量は約 135 万トンであり、インドネシアにおけるプラズマ政策²⁰を積極的に推進する等、パーム農園開発に意欲的とされる。なお、オレオケミカル事業にも近年参入し、中国やインドにおける大豆搾油および精製を行う等、アジアの広域にわたり油脂事業を展開している。

KL Kepong は、マレーシア半島に約 7 万 ha、サバ州に約 4 万 ha、インドネシアに約 13 万 ha を所有する。年間パーム原油生産量は約 180 万トンとなっている。オレオケミカル事業にも積極的で、日本の脂肪酸技術を導入し、世界有数の脂肪酸製造企業となっている。

IOI Corporation は 2002 年にユニリーバから農園を買収し、規模を拡大した。保有するパーム農園はマレーシアを中心として約 14 万 ha であり、2009 年のパーム原油生産量は約 78 万トンである。なお、同社の農園における単収はマレーシア最大とされており、1ha 当たりのパーム油生産量は 5.6 トンとなっている。ただし、近年パーム原油生産量は減少し、一方で精製部門やオレオケミカル部門への投資が増加している。

なお、マレーシア半島ではパーム農園の開発余地が少なく、カリマンタン島のサバ州およびサラワク州では欧米の NPO に開発が監視されていることから、マレーシアでは新規農園開発が抑制され、精製設備の過剰感が存在していた。しかし、上述の通りマレーシア企業の多くがインドネシアに参入したことで、インドネシアからのパーム原油輸入が円滑に行われるようになり、この過剰設備の問題が緩和されるという便益が生じている²¹。

²⁰ 補論 A を参照。

²¹ 『月刊油脂』(同), p.20.

2.2.5 インドネシアとマレーシアに関する経済学的研究

Simeh and Kamarudin (2009)は、国際パーム油貿易におけるインドネシアおよびマレーシアのシェアについて概観し、各輸入国におけるシェアの違いとその変化について整理している。一方、Casson (1999)はパーム・プランテーションにおける操業費用について検討し、開墾費用、搾油費用、総操業費用に関して、インドネシアがすべてのパーム油輸出国の中で最小（1997年）となっていることを示した。また、Barlow et al. (2003)はインドネシアとマレーシアのパーム生産にかかる維持費、肥料代、収穫費、加工費を比較し、すべてにおいてインドネシアの方が低いことを明らかにした。これらの研究は、生産費用の観点から、マレーシアよりもインドネシアの方が、パーム油輸出における競争力が高いことを示している²²。なお、搾油工場の稼働率を比較すると（図 2-15）、マレーシアがほぼ 90%以上で推移している一方で、インドネシアでは国際的なパーム油需要の増大を背景に設備投資が進んだことから、稼働率は非常に低い水準にあり、2008年には30%を下回っている。よって、パーム原油の生産や精製段階ではマレーシアの方が効率的であるといえる。

また、Susila (2004)は、インドネシア・ルピアが下落しており、特に1997年のアジア通貨危機以降の下落が大きく、これがインドネシアのパーム油輸出を増加させたとしている。実際、IMF-IFSによれば、1989年の対米国ドル為替レートはRp.1,770/US\$であったが、1990年代を通じて下落を続け、1998年にはRp.10,014/US\$に急落している。一方、マレーシア・リンギットの変動は相対的に少なく、1989年にはRM.2.71/US\$であり、1998年にRM.3.92/US\$と下落したが、その後は緩やかな上昇をみせている。

なお、パーム原油とパーム精油について、インドネシアとマレーシアの相対価格を示したものが図 2-16 である。これによると、パーム原油はインドネシアとマレーシアでほぼ同一の価格（若干マレーシア産の方が高い期間が多い）となっているが、パーム精油についてはマレーシア産の方が高い。これは、特に精製過程において、上述のようにインドネシアの方がマレーシアよりも生産費用が低いことによるものであると考えられる。

²² ただし、マレーシアのパーム農園における労働力もインドネシアやフィリピンからの出稼ぎ労働者に依存している（『月刊油脂』（同）、p.20）。

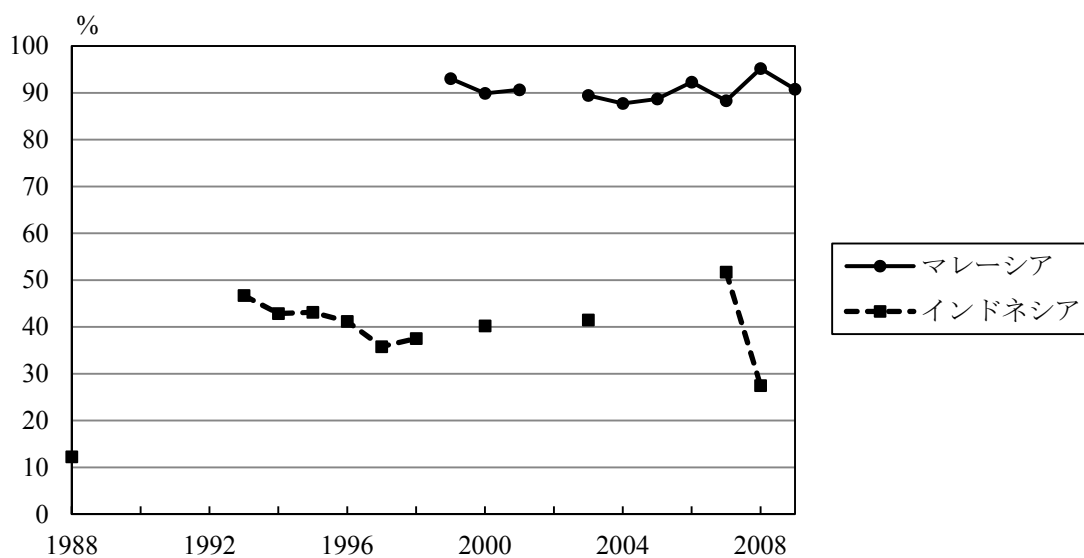


図 2-15 インドネシアおよびマレーシアの搾油工場稼働率

資料：Directorate General of Estates (DGE), Ministry of Agriculture, Indonesia および Malaysian Palm Oil Board (MPOB)

注：インドネシアは DGE より算出，マレーシアは MPOB のデータによる。

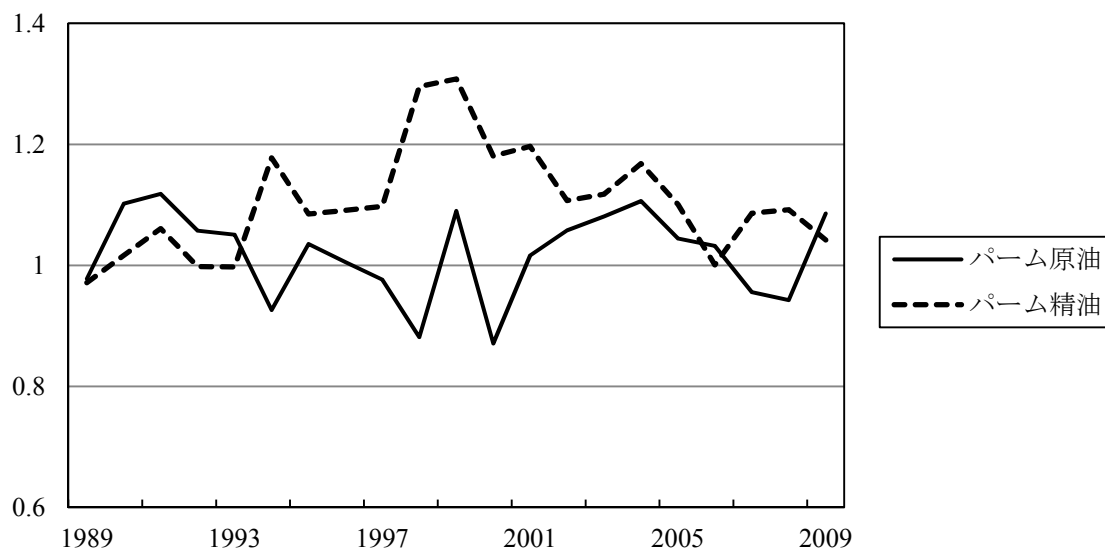


図 2-16 パーム原油とパーム精油の相対輸出価格

資料：UN Comtrade

注：マレーシアの輸出単価をインドネシアの輸出単価（それぞれ米国ドルベース）で除すことで算出。

2.3 大豆の国際市場構造

2.3.1 大豆の用途

『我が国の油脂事情』によると、大豆は短日性の1年生作物であり、油分が16%から22%、蛋白質を約40%含んでおり、植物油や飼料原料、バイオ燃料をはじめ、様々な用途がある。栽培面においても、土壌の選好性が少なく多様な土質に適用可能であり、病害虫に対して強く、耐寒性もあることから、他の農産物と比較して栽培が容易であり、機械化大規模農法が適用できる点でも優れた特性を持っている。

大豆を搾油することで得られる大豆油は、主にフライ油やサラダ油等の食用油として使用され、一部は硬化してマーガリンやショートニングの原料にもなる。また、印刷用インクや、近年ではバイオディーゼル原料等の工業用としても使用される。一方、大豆から油分を取った残りが大豆油粕（大豆ミール）であり、一般的に44%から48%の蛋白質、10%から13%の水分を含む。主な用途は飼料用であり、日本の配合飼料においてはトウモロコシに次ぐ構成比を占める。他にも、醸造用や植物性蛋白素材として使用されている。なお、これらの用途は成分や各国の需要により異なっている。

2.3.2 国際大豆需給

FAOSTATによると、世界の大豆生産量は約2億2,000万トンであり（2009年）、その約41%（同）を米国が生産している。主要生産国の生産量の推移を示した図2-17によると、米国の大豆生産量は1960年代の約2,000万トンから急速に増大し、今日では9,000万トン超と、4.5から5倍となっている。また、1970年代以降ブラジルが、1980年代以降はアルゼンチンが生産量を増加させた。また、インドの大豆生産も1980年代を通じて増大し、今日の生産量は約1,000万トンとなっている。一方、中国の生産量も1990年代までは増加したが、2000年以降はほぼ一定となっている。

輸血量については（図2-18）、1960年代から1970年代にかけて約500万トンから約2,500万トンに増加したが、1980年代は一時減少もみられた。しかし、1990年代以降急速に再び増加し、今日では約8,200万トンが国際市場で流通し、世界の油糧種子輸血量の約73%を占めている（2009年）。最大の大豆輸出国は米国であり、1960年代は輸出市場の約90%のシェアを占めていた。しかし、1970年代にはブラジルやアルゼンチンの輸出開始により米国のシェアは低下し、1980年代までに約60%となった。その後、1990年代半ば頃までに70%代を回復するものの、1990年代後半以降の南米諸国、特にブラジルの輸血量が急増し、近年では40%代にまで低下した（2007年から2009年の平均で約44%）。一方、ブラジルのシェアは同約33%にまで急増し、アルゼンチンも同約12%のシェアを持っている。

大豆の主な輸入国は日本および EU 諸国であったが、1990 年代後半以降中国の輸入需要が急増した(図 2-19)。今日(2007 年から 2009 年平均)では、EU 諸国のシェアが約 21% であるのに対し、中国は一国で約 51%のシェアを有している。なお、日本の輸入量は 2003 年をピークに減少に転じる一方、メキシコの輸入量が 1990 年代以降増大し、今日では両国の輸入量はほぼ同量となっている(同約 5%)。

主要輸入国について、各輸入国の総輸入量に占める米国のシェアを示したものが図 2-20 である。これによると、日本は約 77%を米国からの輸入に依存しており(1988 年から 2009 年の加重平均)、その割合は期間を通してほぼ一定となっている。メキシコについては、約 96%が米国からの輸入である(1990 年から 2009 年の加重平均)。日本およびメキシコは、国内生産量が極めて少ないため、大豆供給の米国依存率が非常に高くなっている。一方、中国における米国産大豆のシェアは平均約 44%であり(1992 年から 2009 年)、近年はブラジルおよびアルゼンチンのシェアが増加し、南米二国の平均シェアは約 55%となっている(同)。また、EU 諸国の輸入相手国は、約 58%がブラジルであり、米国のシェアは約 30%にとどまっている(2000 年から 2009 年の加重平均)。

一方、輸出量が最大である米国の主要輸出相手国をみると(図 2-21)、1960 年代から 1980 年代においては、日本が約 25%、EU 諸国が約 50%を占めていた。しかし、1980 年代からメキシコや台湾への輸出が増大し、1990 年代後半以降は中国への輸出が急増した。2009 年には中国への輸出量が全輸出量の約 57%を占め、メキシコが約 8%、日本が約 6%、EU 諸国が約 5%等となっている。

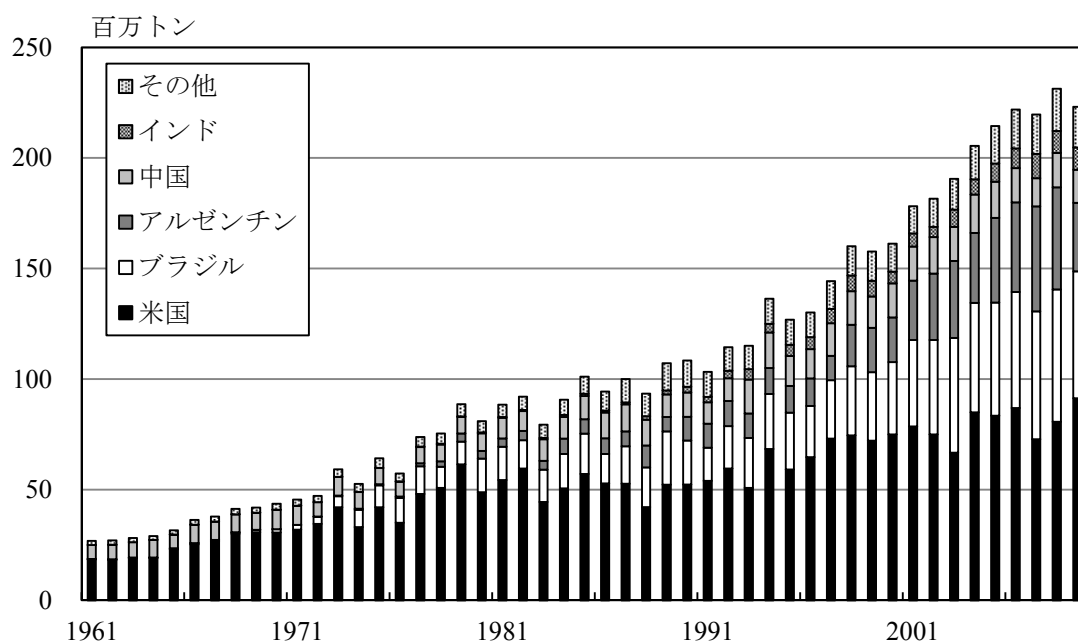


図 2-17 世界の大豆生産

資料 : FAOSTAT (2011 年 5 月 17 日更新データ)

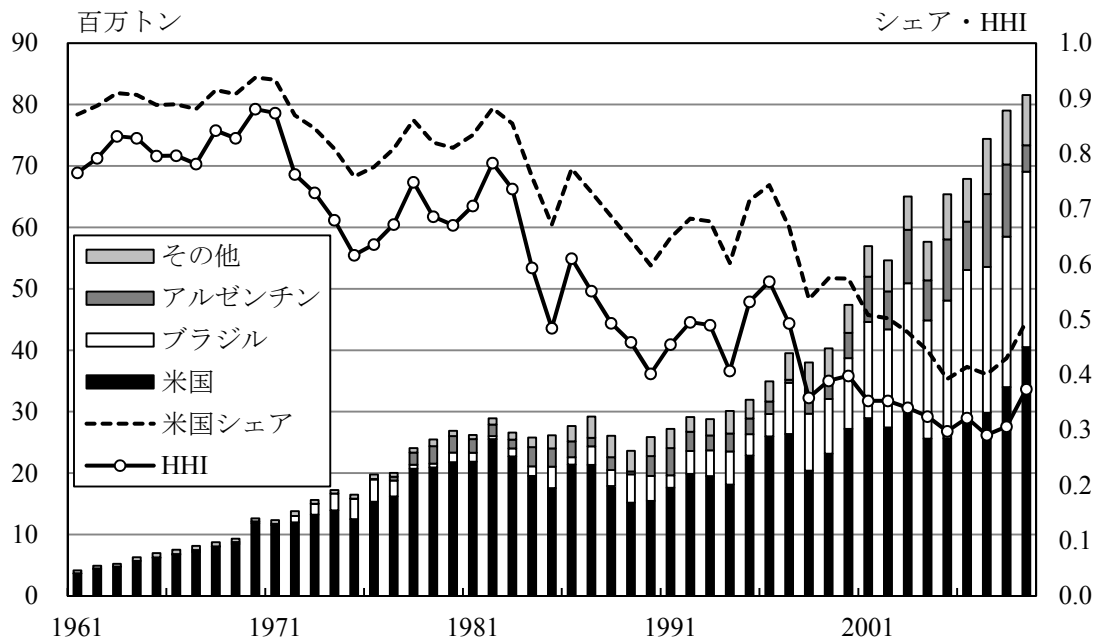


図 2-18 世界の大豆輸出

資料：FAOSTAT（2011年9月26日更新データ）

注：HHIは各輸出国の輸出量から市場シェアを導出し、計算したものである。

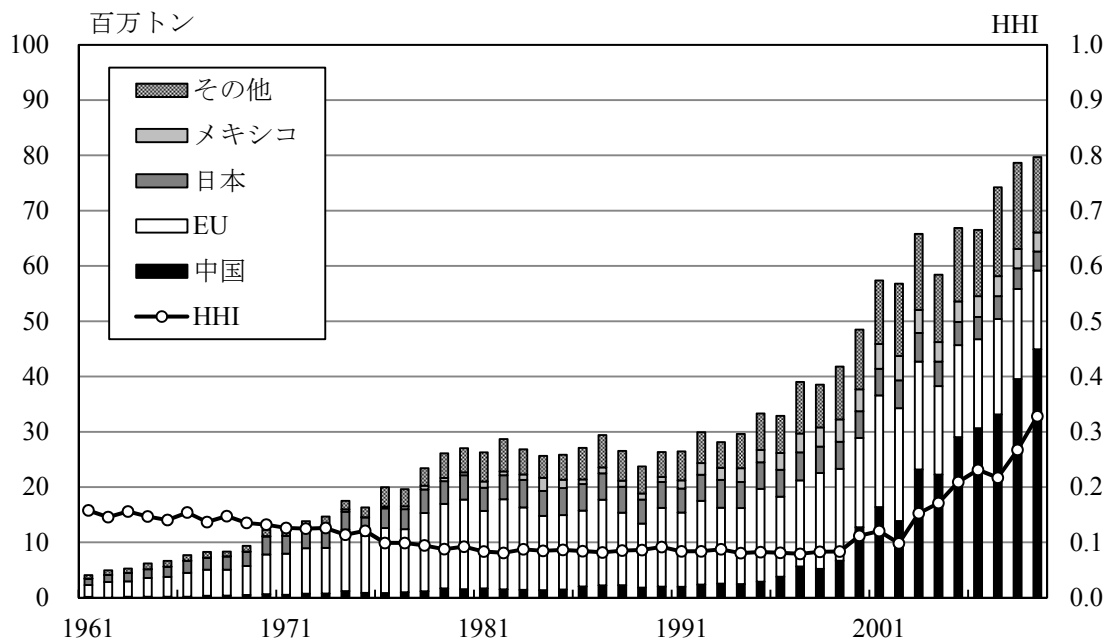


図 2-19 世界の大豆輸入

資料：FAOSTAT（2011年9月26日更新データ）

注：HHIは各輸入国の輸入量から市場シェアを導出し、計算したものである。

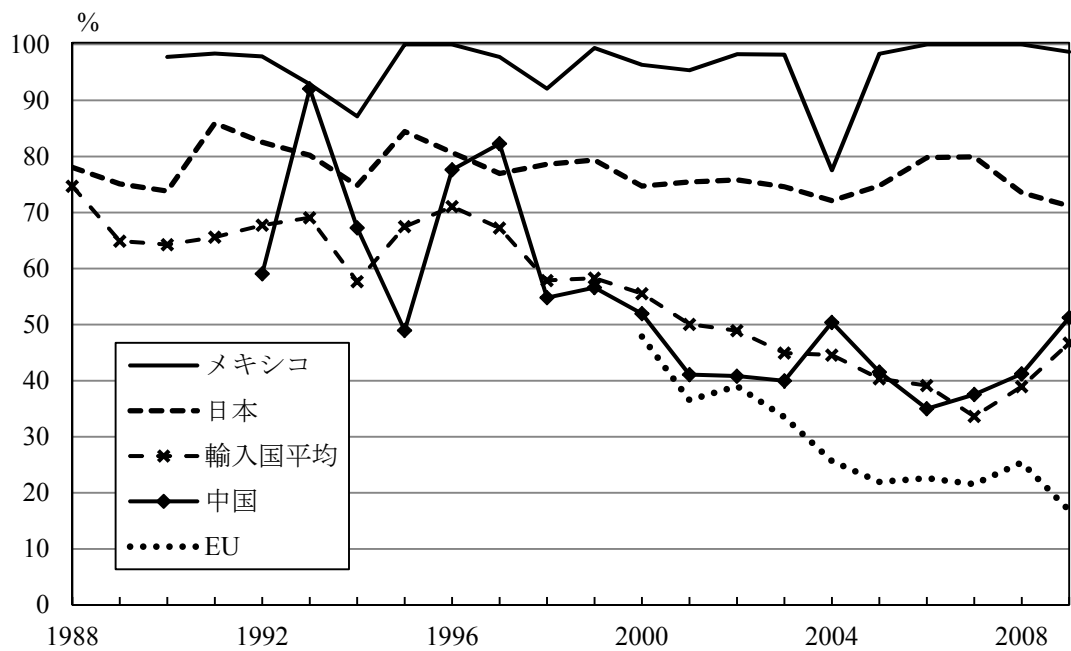


図 2-20 主要輸入国の米国シェア

資料：UN Comtrade, 財務省貿易統計（日本）

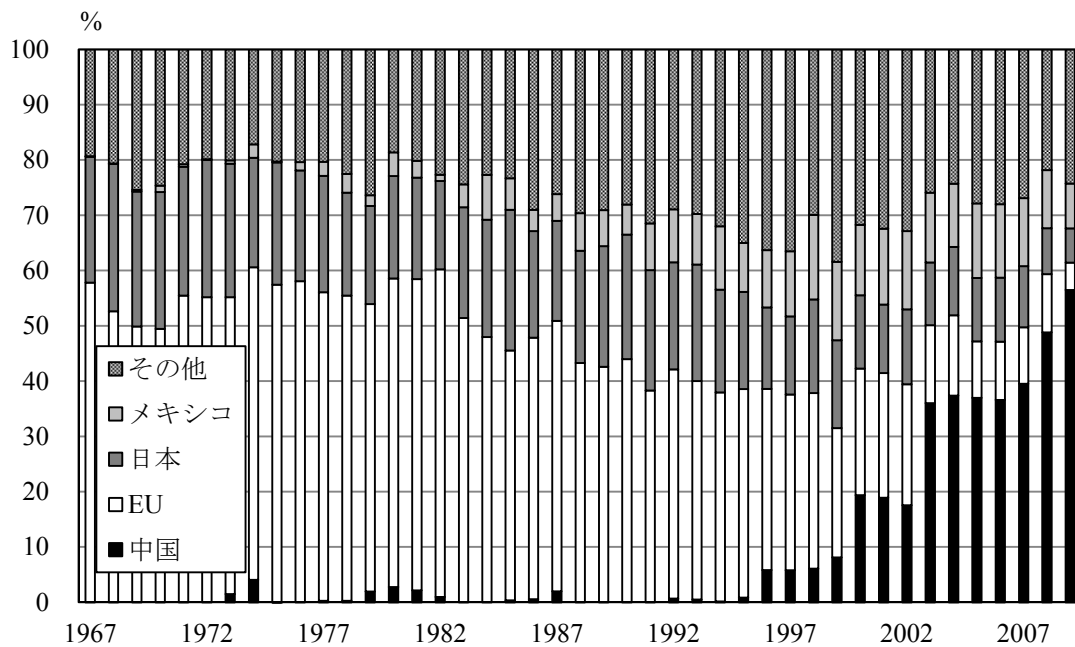


図 2-21 米国の大豆輸出相手国シェア

資料：USDA-GATS

2.3.3 米国の大豆輸出産業

米国産大豆は、いわゆる穀物メジャーと呼ばれる巨大穀物輸出企業が主に輸出を担っている。ここでは、磯田（2001）や茅野（2006）にもとづき、米国における穀物輸出産業の市場構造の変化について概観する。米国の穀物流通産業は1970年代の旺盛な輸出需要を背景にエレベータ等の穀物流通関連施設を急増させ、集荷力の増大に努めた。しかし、1980年代の対ソ穀物禁輸を契機とする穀物輸出の急減と穀物相場の急落、それに米国内の高金利政策とドル高により、米国は農業不況に突入した。その結果、1970年代に投資した流通施設が過剰設備化し、穀物流通産業では大規模な再編が必要となった。その際、穀物輸出企業はM&A（合併吸収）による企業統合を盛んに行うことで規模を拡大するとともに、従来から進行していた事業の多角化をさらに推進した。

1980年代からの企業統合の過程では、輸出企業が流通拠点や産地付近の集荷施設の取得を目指し、内陸方面への統合（磯田（2001）のいう後方垂直統合）を行った。その中で1970年代に5大穀物メジャーと考えられていたCargill, Continental Grain, Bunge, Louis Dreyfus, Cookのうち、1970年代末にCookが撤退し、BungeやLouis Dreyfusが勢力を弱めた。それに代わり、1980年代から1990年代にかけてADM（Archer Daniels Midland）やConAgra、それに穀物農協であるCHS（Cenex Harvest States）が台頭し始めた。特にADMはM&Aを通じて1980年代に急成長し、今日ではCargillと首位を争うまでになっている。穀物メジャーは1990年代には積極的に海外へ進出し、原料供給地域の開発・投資を行い、世界規模で垂直統合を推進した。1998年に穀物部門でCargillに次ぐ位置にいたContinental Grainの同部門のCargillへの売却を契機とし、市場構造の寡占化が一層強まった²³。現在では、CargillとADMの2社が圧倒的な市場シェアを持ち、それにBungeやCHS, Louis Dreyfusが続くという高度な寡占市場が形成されている。

実際、穀物輸出企業の輸出エレベータにおける保管容量シェアは、上位5社集中度が1992年の53.4%から1997年には64.8%へ急増し、2007年には69.2%となった²⁴。1970年代以降52%から55%で推移していたため、1990年代後半の変化は相対的に大きいものであるといえる。

²³ USDA-ERS（1999）はCargillによるContinental Grainの穀物部門買収の影響について考察し、1998年には米国のトウモロコシ輸出量のうち、70%が輸出量上位4社により占められていたが、この企業統合により、上位2社が3分の2のシェアを占め、上位4社集中度が90%になると試算した。

²⁴ 1997年までは磯田（2001：表2-1, p.77）、2007年はSosland（2008：U.S. Port, River, Terminal & Subterminal Elevators）による。

2.4 菜種の国際市場構造

2.4.1 菜種とは

菜種 (Rapeseed) はアブラナ科の植物であり、アブラナ (油菜) や菜の花とも呼ばれる。菜種を圧抽または圧搾することで採油されたものが菜種油であり、副産物として飼料原料や肥料原料として使用される菜種油粕が産出される。在来種の菜種油は、心臓や骨格筋に脂肪が堆積することで健康上問題がある²⁵とされているエルカ酸を 40%から 50%含むものであり²⁶、従来は主に工業油として使用され、食用化のためには品種改良が必要であった。菜種油の食用化を目指すマニトバ大学のステファンソン教授らのグループは、1960 年代から 1970 年代にかけ、エルカ酸や苦みの原因であるグルコシノレートの含有量の低下や、油分増加、菜種油粕に含まれる蛋白質の増加等の品種改良を行った。こうして開発された新品種の菜種はキャノーラ (Canola) と呼ばれ、今日では一般的にエルカ酸含有量が 2%未満、グルコシノレートが 1 グラム当たり 30 マイクロモル未満のものを指す²⁷。以下の議論では、統計上区別可能なものについては低エルカ酸菜種を分析対象とする。なお、統計品目番号では、2001 年以前はエルカ酸について区別されていないが、2002 年以降は低エルカ酸とその他という区別が行われている。

2.4.2 菜種の国際需給

FAOSTAT によると、世界の菜種生産量は約 6,200 万トン (2009 年) であり、主に EU 諸国、中国、カナダ、インド、オーストラリアで生産が行われている (図 2-22)。特に 2000 年代前半以降、EU 諸国が牽引する形で世界の菜種生産量が増加している。一方、世界の菜種輸出量は約 1,700 万トン (2009 年) となっており、全油糧種子輸出量に占める割合は約 15%と、大豆に次いで 2 番目に多い。世界の菜種輸出量のうち、約 44%²⁸をカナダが、約 36%を EU 諸国が占め、それ以外にはオーストラリアや米国、それに近年ではウクライナ等が主に輸出を行っている (図 2-23)。輸入については (図 2-24)、単一国では日本の輸入量が最大規模であり、約 15%のシェアを持つ。また、EU 諸国の輸入量も多く、EU 全体で世界の輸入量の約 50%を占めている。それ以外に、メキシコ (8%) や中国 (12%)、米国 (5%) の輸入量も多い。

以上から、中国やインドは国内生産が多いものの、それは主に国内供給用であり、輸出余力はないことがわかる。インドについては、輸入量は多くなくほぼ自給状態といえるが、

²⁵ マニトバ大学 (<http://umanitoba.ca/admin/governance/senate/hdr/1018.htm>) 2011 年 5 月 24 日アクセス。

²⁶ 農林水産省『我が国の油脂事情』(各年版)。

²⁷ カナダ菜種協会 (http://www.canolacouncil.org/ind_overview.aspx) 2010 年 7 月 13 日アクセス。

²⁸ 2007 年から 2009 年の平均。以下同様。

中国は油脂需要の急増により、近年輸入量を増加させている。また、EU 諸国は生産量、輸出量、輸入量ともに多く、2000 年代前半以降さらなる増加傾向にあるが、これはバイオ・ディーゼル需要の増大によるものである。ただし、EU 諸国同士の貿易が約 86%を占めており²⁹、EU 諸国の輸出入は主に域内貿易であることがわかる。したがって、EU 諸国以外の輸入国は、主としてカナダからの輸入に依存していることになる。カナダの輸出量も 1990 年代後半や 2000 年代半ば以降増加傾向にあるが、この時期に中国の輸入が増加していることや、次にみるように EU への輸出が近年限定的であることから、これは主に中国の需要増大に対応したことによるものであるといえる。

主な菜種輸入国の輸入量に占めるカナダ産菜種のシェアを示したものが図 2-25 である。これによると、日本は約 87% (1988 年から 2010 年の加重平均) をカナダからの輸入に依存している。また、メキシコは約 84% (1990 年から 2010 年の加重平均)、米国に至っては約 100% (1991 年から 2010 年の加重平均) がカナダからの輸入である。ただし、米国は輸入量より若干少ない量を自国で生産している (ともに約 70 万トン³⁰)。中国については、平均では約 73% (1992 年から 2010 年の加重平均) をカナダからの輸入に依存しているが、年によってはロシアやオーストラリア、EU 諸国からの輸入を増大しており、各輸入相手国の輸入量のばらつきが比較的大きい。

一方、カナダ統計局の国際貿易取引データベース (Canadian International Merchandise Trade Database, CIMTD) により、カナダの輸出相手国をみると (図 2-26)、日本が最大の輸出相手国であり、1990 年代初頭までは非常に高いシェアを占めていた。これは、カナダが当初から日本市場の開拓を重視していたことによるものである (大島, 1990)。平均的には約 48% のシェアを占めている (1988 年から 2010 年)。しかし、1990 年代前半には EU 諸国への輸出量増加、また、1990 年代前半以降のメキシコ、1990 年代末以降の中国に対する輸出量増加により、日本に対する輸出量も微増となっているものの、そのシェアは 30%以下に低下している。

²⁹ 1988 年から 2008 年の平均。FAOSTAT より計算。

³⁰ 同上。

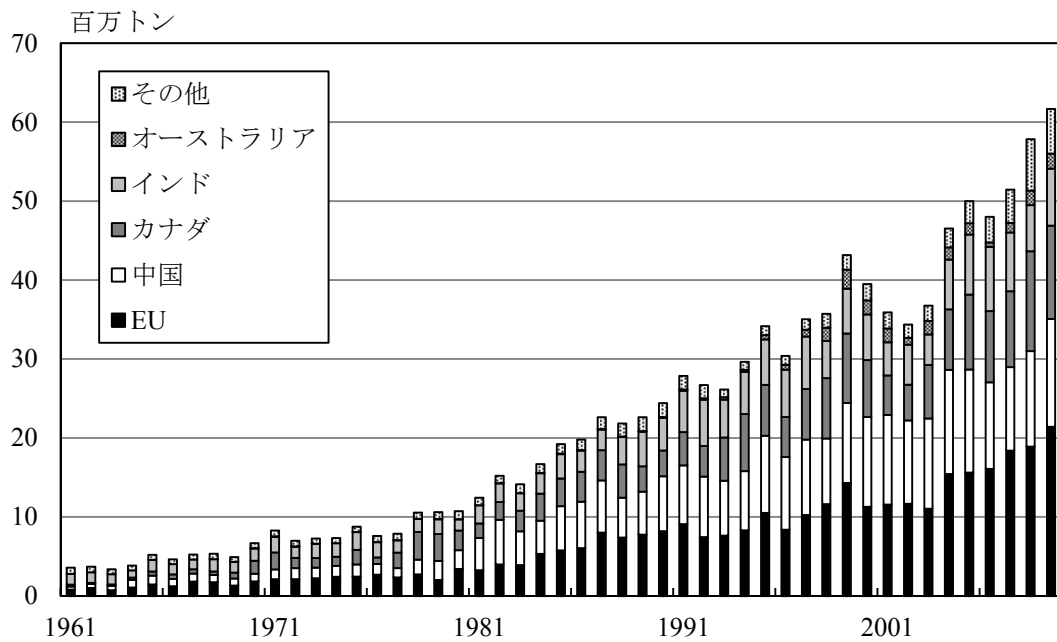


図 2-22 世界の菜種生産

資料：FAOSTAT（2011年5月17日更新データ）

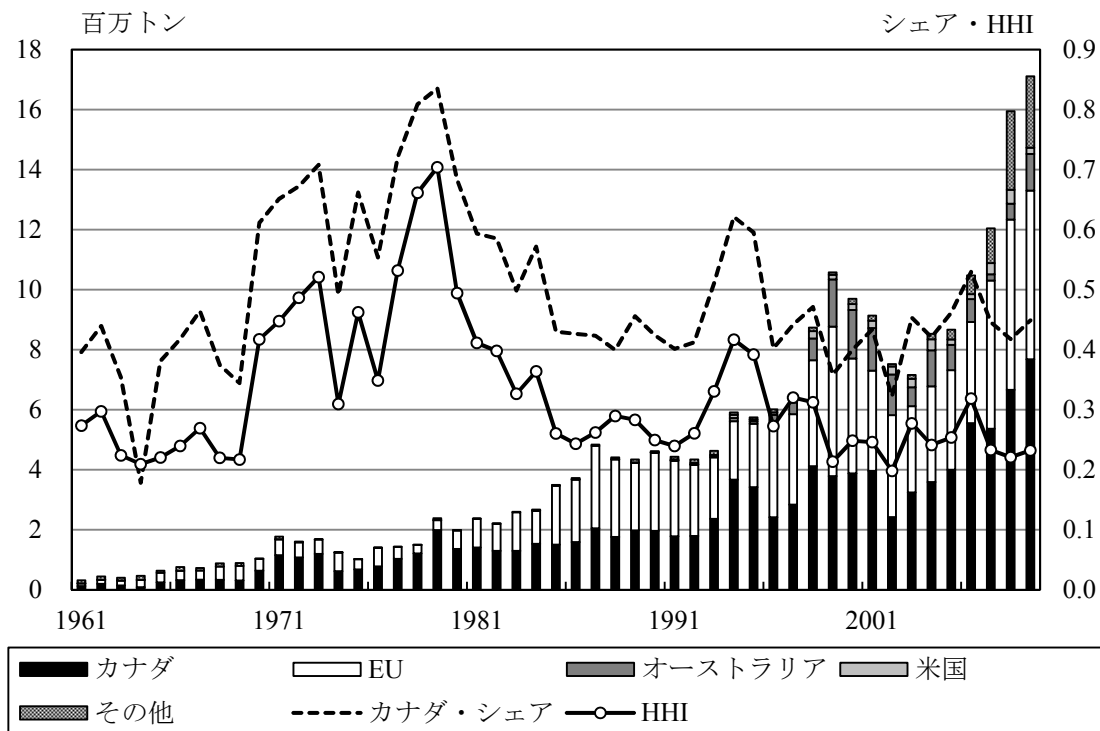


図 2-23 世界の菜種輸出

資料：FAOSTAT（2011年9月26日更新データ）

注：HHIは各輸出国の輸出量から市場シェアを導出し、計算したものである。

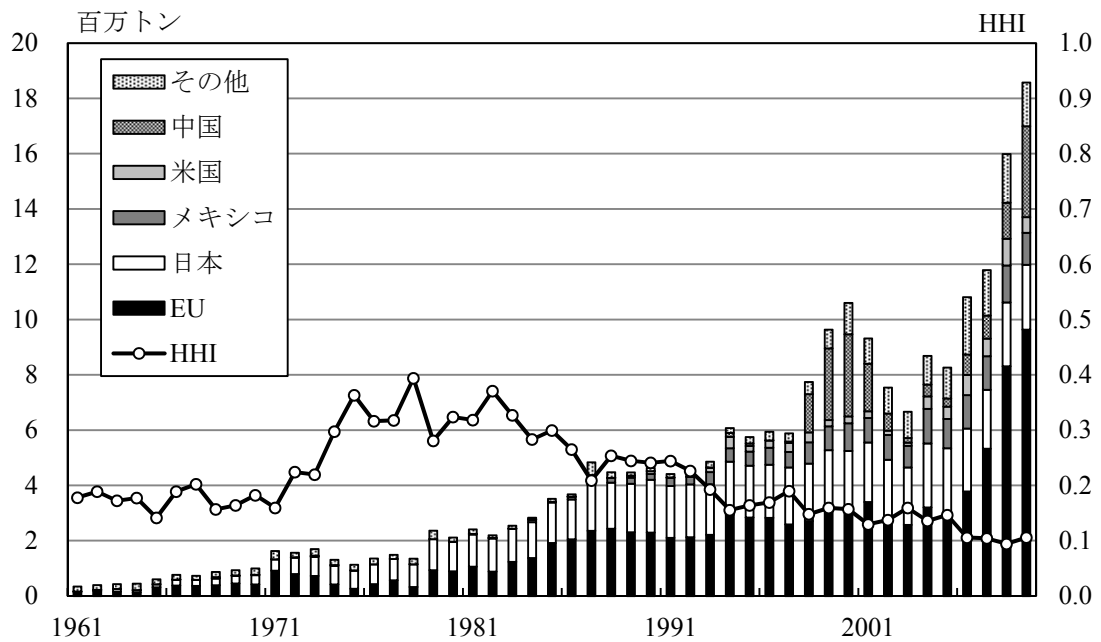


図 2-24 世界の菜種輸入

資料：FAOSTAT（2011年9月26日更新データ）

注：HHIは各輸入国の輸入量から市場シェアを導出し、計算したものである。

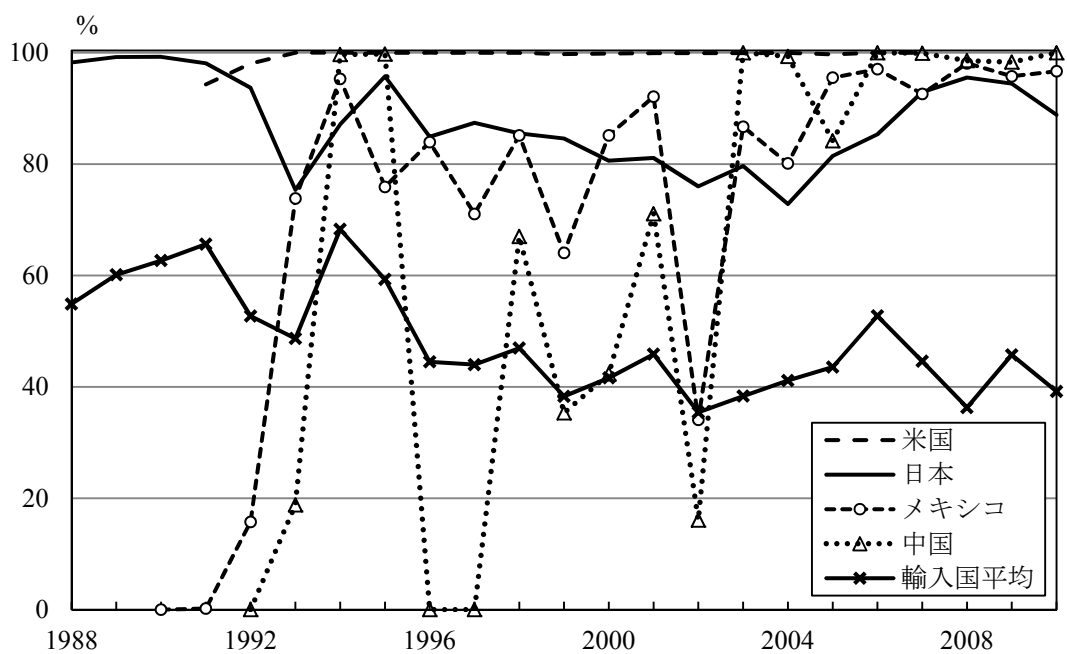


図 2-25 主要輸入国のカナダシェア

資料：UN Comtrade, 財務省貿易統計（日本）

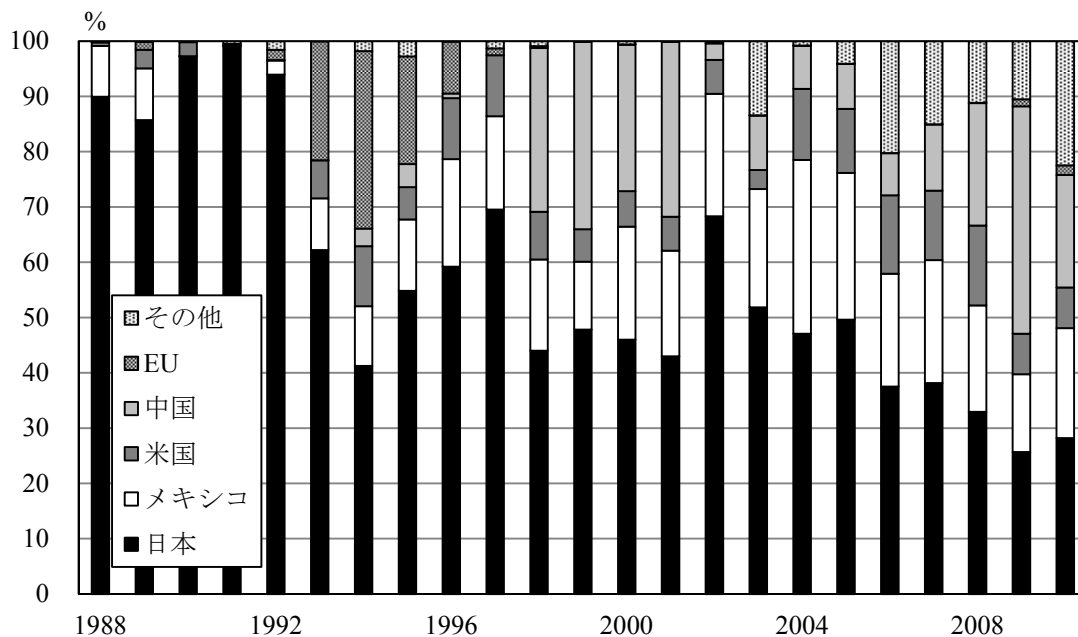


図 2-26 カナダの菜種輸出相手国シェア

資料：カナダ統計局 CIMTD

2.4.3 カナダの菜種輸出産業

次に、カナダ国内の菜種流通と輸出産業について概観する。ここでは小沢（2010）に基づき、カナダの穀物流通を中心に説明する。

カナダにおける輸出用穀物の輸送経路は、まず、生産者がトラック等を使用して鉄道沿線のプライマリ・エレベータまで穀物を輸送する。そこで集荷、保管された穀物は輸出積出し港に立地するターミナル・エレベータに鉄道輸送され、品質検査を受けた後、船積みされ、輸出される。カナダの場合、輸出積出し港は西海岸と東海岸に大別され、前者は主にバンクーバーやプリンスルパート（ブリティッシュ・コロンビア州）、後者はサンダーベイ（オンタリオ州）に立地している。

鉄道輸送は、主にカナダ国有鉄道（Canadian National Railway, CNR）およびカナダ太平洋鉄道（Canadian Pacific Railway, CPR）の二大鉄道会社によって担われる。国土の広大さから、輸送距離が長距離に及ぶため、穀物輸送に果たす鉄道の役割は大きい。ただし、鉄道輸送は主に国内の産地から輸出港を結ぶ輸送手段となっており、米国への鉄道による輸出は菜種の場合あまり多くない。

穀物流通においてはエレベータが穀物取引の拠点となっており、エレベータの管理会社がカナダの穀物流通企業である。カナダでは、協同組合組織であるマニトバ、サスカチュ

ワン、アルバータの平原三州における小麦プールや、カナダ資本の流通企業、米国資本の流通企業が主要な穀物流通企業である。小麦や大麦については、こうした流通企業が集出荷を担う一方、全面的な流通管理をカナダ小麦局（Canadian Wheat Board, CWB）が行うこととなっており、そこでは出荷割当や販売業務の独占、プール勘定による生産者への出荷代金の決算等が行われている。しかし、菜種に関してはCWBによる流通管理の対象となっておらず、各流通企業が自由に販売を行っている。特に、カナダ菜種協会は、政府の農業補助や干渉を受けることなく、自由経済の原則に則り農家が自由に生産・販売できるものとして、菜種産業を育成することを目指しているとされる（大島, 1990）。

穀物流通企業の動向については小沢（2010）に詳述されているが、概要は次の通りである。従来カナダの穀物流通は、平原三州の小麦プールが主要な役割を担ってきた。しかし、1988年の米加自由貿易協定締結以降、CargillやADM、ConAgraといった米国系資本の多国籍穀物流通企業（穀物メジャー）が、直接投資やエレベータの買収により、カナダの穀物取引に積極的に参加するようになった。特に、鉄道会社の保護を目的とする鉄道運賃の設定を可能にした西部穀物輸送法（Western Grain Transportation Act, WGTA）が、1990年代半ばに財政赤字および農政改革の一環として廃止され、これがこうした流通企業の進出を促進したとされる。すなわち、WGTA廃止により多くの鉄道支線が急速に廃棄され、プライマリ・エレベータから主線へのアクセスが悪化したことで、プライマリ・エレベータの立地転換および高性能・大規模化が生じる一方、小麦プールは協同組合原則により立地条件が不利な旧式プライマリ・エレベータを維持しなければならず、これにより費用負担と非効率性が増大し、これが商系穀物流通企業の集荷を有利にした。

このような商系流通企業の進出の中、小麦プールは協同組合組織から脱却する形でこれに対応してきた。1995年にはサスカチュワン小麦プールが組合員以外への株式発行を行うことで資金調達を目指し、1997年には独自の協同組合運動を起源とするUGG（United Grain Growers）にADMが資本参加を行い、Cargillと対抗した。1998年にはマニトバおよびアルバータ小麦プールが合併し、Agricoreが誕生した。また、1990年代末から2000年代初頭にかけての大幅穀物減産で急速にエレベータ経営環境が悪化したことから、2001年にはUGGがM&AによりAgricoreを吸収し、Agricore Unitedが発足した。UGGにはADMが大きく関与していたことから、この時点で協同組合原則に基づく穀物流通企業がカナダから実質的に消滅した。2007年にはサスカチュワン小麦プールがAgricore UnitedのM&Aに成功し、旧協同組合組織をすべて包含したViterraが誕生した。

こうした旧協同組合系のViterraと、カナダ資本のRichardson（James Richardson International, 子会社であるPioneerを含む）、米国資本のCargillが、現在のカナダにおける三大穀物流通企業となっている。米国系の流通企業の中でも、CargillやLouis Dreyfusは依然としてカナダに多くのエレベータを所有しているが、2000年代にはADMやBungeはプライマリ・エレベータ事業からは撤退し、より収益性の高い食品加工事業に特化しており、競争の激しさと経営方針の違いがうかがえる。一方、こうした穀物流通産業の再編はターミナル・エ

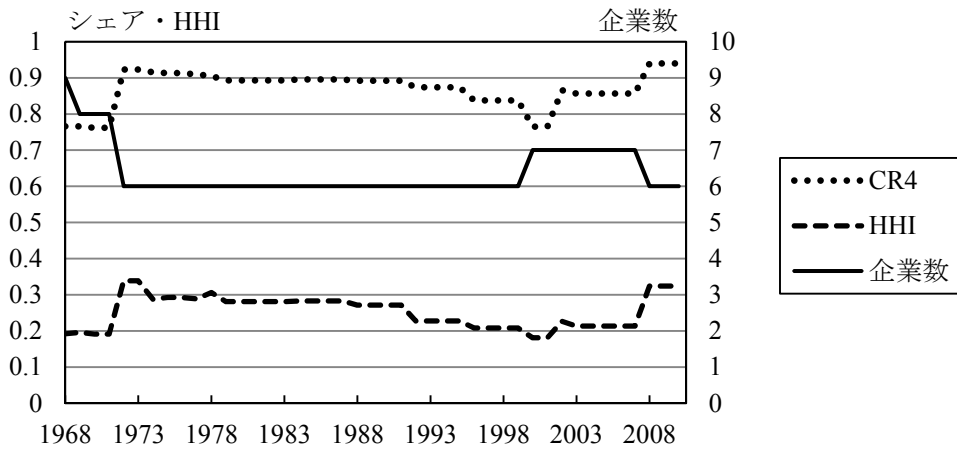
エレベータ経営にも波及し、上記 3 社が保管容量シェアの大宗を占めている。同時に、小規模穀物流通企業の出資により発足した Alliance Grain Terminal によるターミナル・エレベータ経営が 2007 年から開始され、小規模な流通企業でも輸出用集出荷業務を行うことが可能となっている。

カナダ穀物委員会のターミナル・エレベータに関する統計³¹によると、2010 年現在でターミナル・エレベータはオンタリオ州、ブリティッシュ・コロンビア州、マニトバ州に存在し、それぞれの保管容量は約 117 万トン、116 万トン、14 万トンとなっている（計約 248 万トン）。すなわち、穀物は主にオンタリオ州かブリティッシュ・コロンビア州のターミナル・エレベータから輸出される。同 2 州のターミナル・エレベータ経営における企業数および保管容量でみた集中度を示したものが図 2-27 である。

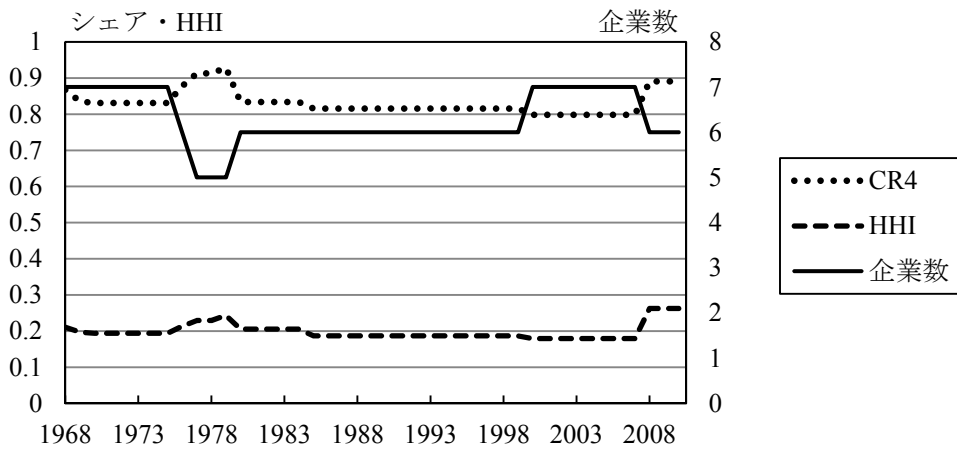
これによると、企業数はオンタリオ州で主として 6, 7 社、ブリティッシュ・コロンビア州で 5 社から 7 社となっており、両州合わせても概ね 9 社から 12 社程度である。1960 年代末から 1970 年代前半にかけて、オンタリオ州では、サスカチュワン小麦プールが小規模エレベータを吸収する形で合理化が進展し、企業数が 9 社から 6 社に減少するとともに、上位 4 社集中度が 8 割弱から 9 割超に、HHI が 0.2 から 0.3 超に上昇した。また、1970 年代後半から同年代末にかけて、ブリティッシュ・コロンビア州において、小規模エレベータが操業を停止するとともに、アルバータ小麦プールやサスカチュワン小麦プールが保管容量を増大させ、一時的に企業数は 7 から 5 へ減少し、集中度も増大した。しかし、Richardson の参入により、1980 年には企業数が 6 となり、集中度も以前の水準に戻った。その後、1990 年代後半にかけて両州とも企業数に変化はなく、集中度は若干減少している。2000 年には、オンタリオ州では中規模エレベータが、ブリティッシュ・コロンビア州では小規模エレベータが参入し、若干の集中度の減少がみられたが、オンタリオ州では Agricore United の誕生により 2002 年以降集中度が増大し、1990 年代の水準に近づいた。2008 年には Viterra の誕生により、両州で企業数が 1 減少するとともに、上位 4 社集中度および HHI がともに過去最高水準にまで上昇し、今日に至っている。したがって、ターミナル・エレベータ経営でみた場合のカナダの穀物流通における市場構造は、概ね高度な寡占市場であり、1970 年代から 2007 年にかけてその寡占度は若干減少したものの、巨大穀物企業の誕生により 2008 年に寡占化が進展したといえよう。

³¹ カナダ穀物委員会 (Canadian Grain Commission), “Grain Elevators in Canada” (各年版)。

(a) オンタリオ州



(b) ブリティッシュ・コロンビア州



(c) オンタリオ州+ブリティッシュ・コロンビア州

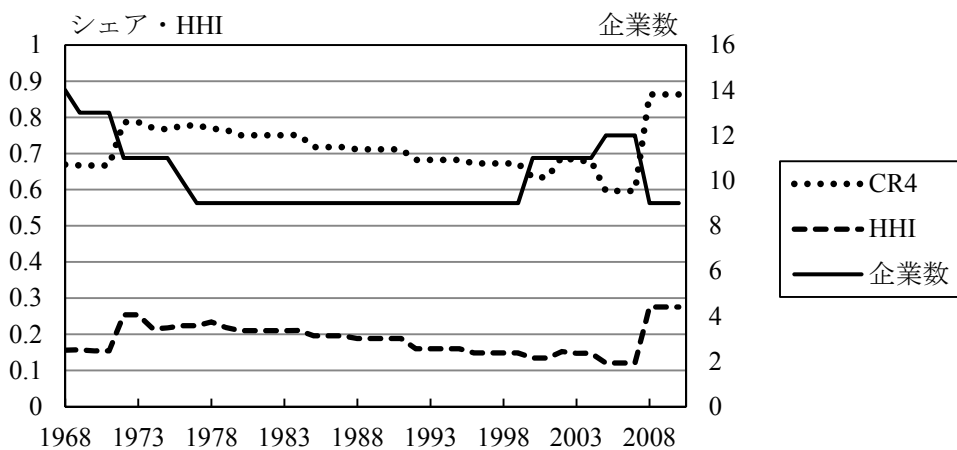


図 2-27 ターミナル・エレベータの市場構造

資料：Canadian Grain Commission, "Grain Elevators in Canada" (各年版)

補論 A インドネシアにおけるオイルパーム市場の成熟化 とその効果³²

A.1 はじめに

世界の植物油生産の中で、パーム油は最大のシェアを占めている。そのパーム油の主要生産国であるインドネシアでは、国際的なパーム油需要拡大を背景に、各地でオイルパーム産業³³の形成・発展がみられる。

インドネシアにおけるオイルパーム産業に関する既存研究を概観すると、Larson (1996) や Casson (1999) は同産業の歴史的展開と関連政策を体系的に整理し、また、Susila (2004) はオイルパーム産業が貧困削減に重要な役割を果たしていることを指摘している。Barlow et al. (2003) や Zen et al. (2006) は後述の中核農園制度が同産業の発展に重要な役割を果たしたことを明らかにしている。一方、中島ら (2010)、Nakajima et al. (2010) は北スマトラ州を対象にオイルパーム販売価格からパーム原油工場搬出価格への非対称価格伝達の実証分析を行い、2000 年以降搾油企業に対する農家の価格交渉力が増大したことを提示した。これまでの研究蓄積は少なく、これらの既存研究は貴重であるが、地域ごとの発展度や市場構造の差異に関する視点が欠如している。

本稿の課題は、オイルパーム産業の発展度が異なる地域の市場構造を比較することで、市場の成熟化³⁴が農家や搾油企業、両者を仲介する仲買人に与える影響について産業組織論の枠組を用いて分析することである。本稿の仮説は、市場の成熟化により、オイルパームの買い手間の競争や情報の非対称性の解消等を通じ、買い手市場がよりパレート効率的な市場に変化することである。仮説検証に当たり、先発地域として北スマトラ州を、後発地域としてジャンビ州を事例に、両地域のオイルパーム産業の市場構造の違いについて、現地調査に基づき定性分析を行う一方、農家数や企業数、搾油能力といった市場構造に関する公表データを用いた定量分析を行う。以下、A.2 では、インドネシアにおけるオイルパーム産業の歴史的展開を概観する。A.3 では、北スマトラ州とジャンビ州におけるオイルパーム市場の比較分析を行い、A.4 では、市場の成熟化が関連する産業組織に与える影響について検討し、結論とする。

³² 本稿は中島ら (2011) を本研究用に改訂したものである。

³³ ここでは、オイルパーム産業の構成主体の中でも、パーム油原料の生産者および集荷業者、搾油業者の各主体を主な対象とする。

³⁴ 本稿では、本間 (2009) と同様に市場への新規参入が増加したり、関連設備が整備され、供給量が増加する過程を成熟化とする。

A.2 オイルパーム産業の展開

Larson (1996)によると、インドネシアにおけるオイルパーム産業は、オランダの植民地政府により 1870 年から 1930 年にかけて確立された。1945 年の独立後は、1968 年に始まるスハルト政権と世界銀行の支援により、政府系企業 PTPN を中心に同産業は急成長を遂げた。当初中心地となったのは北スマトラ州であったが、1980 年代にはカリマンタン島やニューギニア島にも生産地が拡大した。また、民間企業の参入促進政策により、1986 年以降民間企業の作付面積や民間搾油企業も増加した。

一方、インドネシア政府は 1979 年に世界銀行の財政支援のもと中核農園制度を採用した。中核農園制度とは、政府系企業あるいは民間企業が直営する中核農園の周辺に、2ha 程度の土地を農家（プラズマ農家と呼ばれる）に割り当て、技術的、経済的支援を行いながらその農家が生産するオイルパームを買い取るシステムである。1986 年から 1994 年にかけては、中核農園制度に移行政策を融合したことでプラズマ農家の総作付面積は飛躍的に増加した。2001 年に中核農園制度は廃止されたが、その後も同様のメカニズムを採用する民間企業があり、また 2007 年の農務省令では新規参入企業が作付面積の 2 割の土地を農家と共同経営することが義務づけられている。

A.3 北スマトラ州とジャンビ州の比較

A.3.1 両州の概要

北スマトラ州はスマトラ島北部に位置し、州都はメダン、面積は 71,680km²、人口は約 1,300 万人（2010 年）である。一方、ジャンビ州はスマトラ島南部に位置し、州都はジャンビ、面積は 53,436 km²、人口は約 290 万人（2008 年）である（いずれも数値は両州政府統計より）。

北スマトラ州のオイルパーム作付面積は、植民地時代からの農園の存在により、2008 年には約 100 万 ha の作付がある一方、ジャンビ州は 1980 年代後半から作付が始まり、2008 年の作付面積は約 50 万 ha と、北スマトラ州の半分ほどである（図 A-1）。パーム原油生産量も同様で、北スマトラ州では約 270 万トン、ジャンビ州では約 120 万トンとなっている（2008 年、図 A-2）。一方、パーム原油生産量を作付面積で除して単収を求めると、2008 年にはジャンビ州が約 2.5 トン/ha と北スマトラ州（約 2.6 トン/ha）と同水準になっている。各州の作付面積およびパーム原油生産量に占める政府系企業、民間企業、農家の割合を比較すると、北スマトラ州は政府系企業の割合が大きかったが、1980 年代後半からは民間企業の、2000 年以降は農家の割合が増加し、2008 年では農家の割合が最も大きくなっている。民間企業の増加は参入促進政策の成果であり、農家の増加は非プラズマ農家（自作農）の増加によるものと考えられる。一方、ジャンビ州はオイルパームの生産開始から農家の割合が大きく、政府系企業の割合が小さい。

以上を踏まえ、以下では農家がオイルパームを生産してから、搾油企業がパーム原油を生産するまでの流通構造および市場構造について分析する。

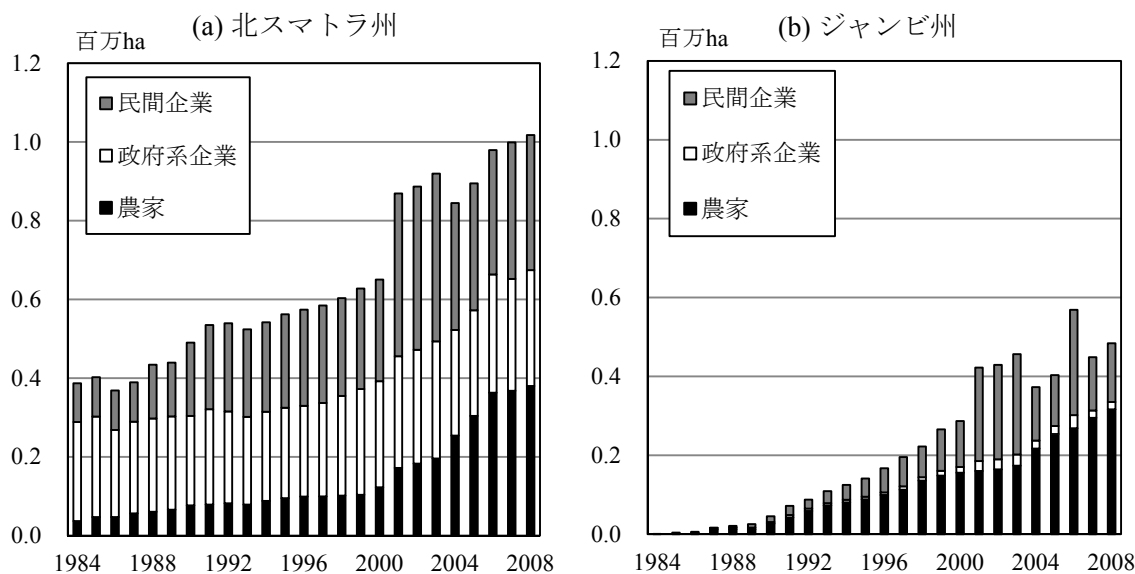


図 A-1 北スマトラ州およびジャンビ州のオイルパーム作付面積の推移

資料： Directorate General of Estates, Ministry of Agriculture, Indonesia

注：農家はプラズマ農家および自作農を含む。

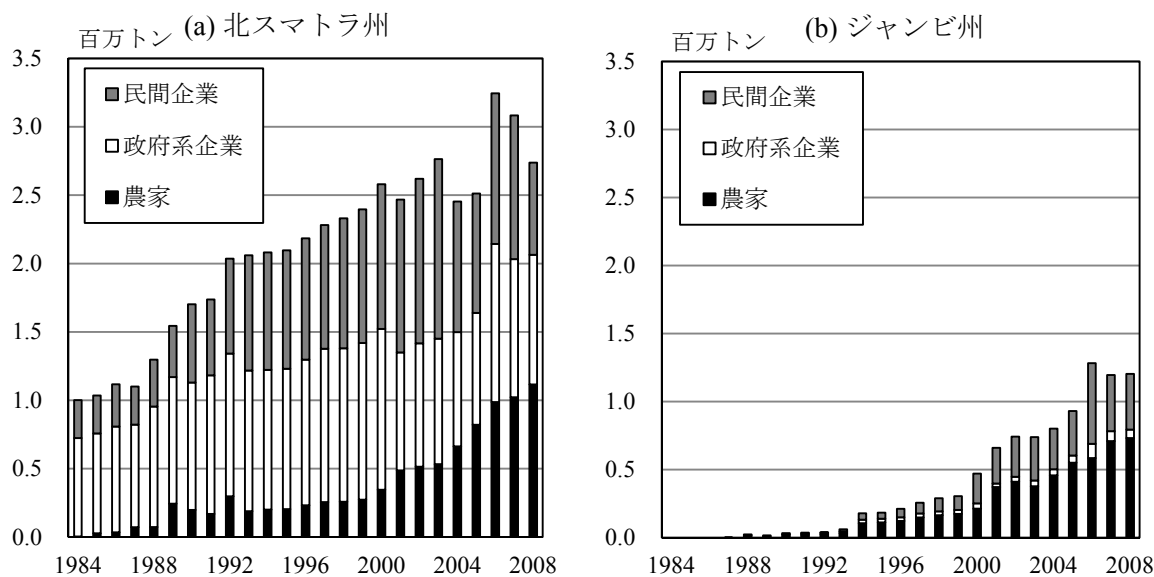


図 A-2 北スマトラ州およびジャンビ州のパーム原油生産量の推移

資料： Directorate General of Estates, Ministry of Agriculture, Indonesia

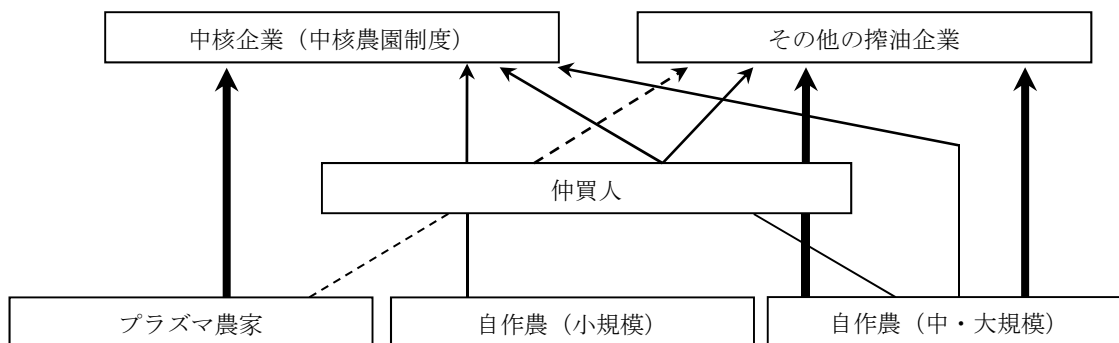


図 A-3 オイルパームの流通構造

資料：著者作成

注：太実線は主要な流通経路を，細実線は非主流流通経路を，破線は契約違反（ヤミ販売）を表す。

A.3.2 北スマトラ州

北スマトラ州の流通構造については³⁵，1回で15トン以上販売可能な中規模，大規模経営の農家（中・大規模自作農とする）は搾油工場にオイルパームを直接販売できるが，15トン以下の農家（小規模自作農）は仲買人を通して販売しなければならないという小ロットを受け付けない商取引慣行が存在する（図 A-3）。ただし，販売先は搾油企業が提示する買取価格に基づき選択される。特に近年，農家は価格情報を近隣農家や雇用労働者，仲買人，搾油工場等から入手することができ，より高い買取価格を提示する工場を選択することが可能である。中・大規模自作農が規格外品を仲買人を通じて搾油企業に販売する場合も稀にある。

農家に対する聞き取りによると，北スマトラ州の農家は歴史的に自作農が多く，作付面積の拡大やパーム油価格の上昇に伴い，特に2000年以降農家数は増加している。これは公表データからも明らかである（図 A-4 (a)）。また，農家1戸当たり搾油能力³⁶をみると（図 A-5 (b)），1990年代平均で11.4トン/戸，2000年以降は平均14.5トン/戸となっている。農家数の増加率を上回る搾油能力の増大，すなわち，需要の伸びが供給のそれより高い状態になっており，いわゆる買い手市場ではなくなりつつあることが示唆される。このことと，上述の価格情報の取得が容易となり情報の非対称性が解消された結果，中島ら（2010），Nakajima et al. (2010)が指摘するように，搾油企業に対する農家の価格交渉力が増大すると考えられる。

搾油企業に対する聞き取りによると，搾油企業数は増加しており，特に近年競争が激化

³⁵ 2009年10月に州都メダン近郊において，1ha所有の小規模自作農，15ha所有の中規模自作農，集荷量30トン/日の仲買人，年間搾油量15万トンの搾油企業（各1事例）に対し，オイルパームの集荷構造や価格決定メカニズム，市場構造とその変化等の実態について，著者らが聞き取り調査を行った。公表データの制約で時系列的な計量分析が困難であるため，ここでは本調査に基づき定性分析を行い，公表データを補完的に用いている。

³⁶ 農家1戸が利用できる搾油能力。各州について，搾油能力にパーム原油生産量に占める農家の割合をかけ，それを農家数で除したもの。

している。農家からの買取価格の決定については、搾油企業が提示する買取価格案を農家の代表からなる委員会で検討し、両者の議論を踏まえて価格が決定されるため、透明性が高くなっている。また、搾油企業の中には仲買人と数量契約を結び、契約数量以上の調達については単価を上げるといったインセンティブを付与するものもあり、近年数量確保が困難になっている。公表データからも搾油企業数の増加が確認できる（図 A-4 (b)）。また、搾油工場の稼働率³⁷をみると、1990年代の平均が45.8%であり、2000年以降の平均は44.2%と若干減少している（図 A-5 (a)）。農家1戸当たり搾油能力（図 A-5 (b)）で農家数以上に搾油能力が増大していることから、搾油企業間の競争激化および農家の価格交渉力増大が推察できる。

一方、仲買人への聞き取りによると、仲買人は数量確保のため、一定数量の販売契約をとまなう融資を行う場合がある。農家は仲買人を切り替えることもできるが、その場合は債務を速やかに返済しなければならない。現地調査では仲買人のマージンはRp.300-400/kgと安定的であることが明らかとなったが、一方で、上記のような契約を結んだ農家に対する買取価格は低めに設定される場合があり、小規模自作農に対して価格交渉力を有している可能性がある。

A.3.3 ジャンビ州

ジャンビ州の流通構造については³⁸、政府系企業を中核企業とするプラズマ農家は、基本的に中核企業にオイルパームを販売していた（図 A-3）。しかし、一般的に中核企業の買取価格が低かったため（現在では同水準になっている）、他の搾油企業に販売することもあった。中核企業から割り当てられる土地は2haであり、土地代金は約Rp.1,250万であった。通常約7年で土地代金の償還を完了させ自作農となるが、実際にはそれ以前でも、土地代金の支払いを行っている限り、中核企業以外の販売先を選択することが可能であった³⁹。中核農園制度が終了し自作農が増加した現在においては、以前よりも販売先の選択肢が増加している。

農家に対する聞き取りによると、ジャンビ州におけるオイルパーム生産は1987年の同州における中核農園制度導入とともに開始され、主に森林やゴム農園からの転換により作付面積が拡大した。1980年代後半から1990年代には中核農園制度に移行政策を組み合わせたことにより農家数が増加し、近年も増加している。これは図 A-4 (a)からも確認できる。ただし、農家1戸当たり搾油能力が北スマトラ州と比較して低いことから、農家に与えられた販売先の選択肢は北スマトラ州と比較して少ないと考えられる。

搾油企業は、主に民間企業の参入により、特に2000年以降増加している（図 A-4 (b)）。

³⁷ 実際のパーム原油生産量を搾油処理能力で除したもの。

³⁸ 2010年5月に州都ジャンビ近郊において、8ha所有の旧プラズマ・現自作農、15ha所有の中規模自作農、50ha所有かつ集荷量15トン/日の自作農かつ仲買人（各1事例）に対して、北スマトラ州の調査と同内容の聞き取り調査を行った。

³⁹ 農家に対する聞き取りによると、厳密には契約違反となるが、中核企業はこれを黙認した。

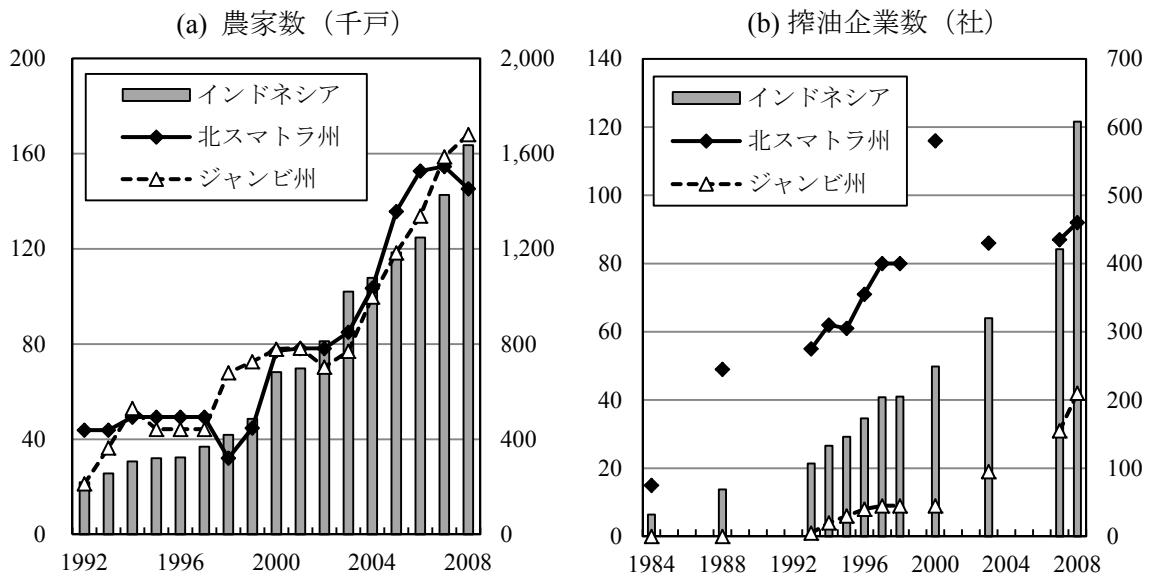


図 A-4 農家数および搾油企業数の推移

資料： Directorate General of Estates, Ministry of Agriculture, Indonesia

注：農家数、搾油企業数ともに線グラフおよび左軸が各州の数値、棒グラフおよび右軸がインドネシアの数値を表す。

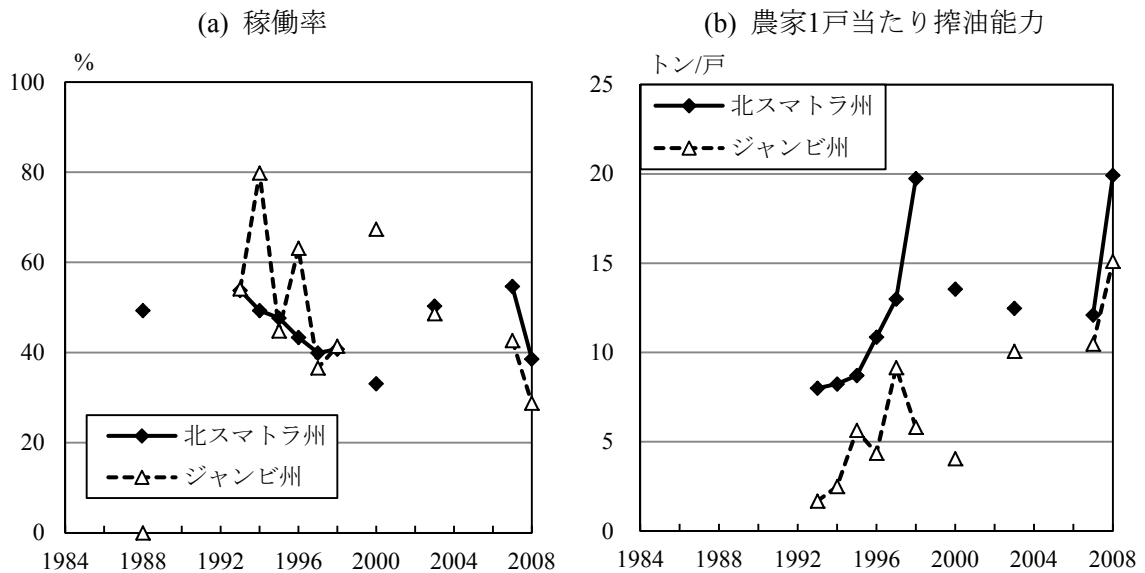


図 A-5 稼働率および農家1戸当たり搾油能力の推移

資料： Directorate General of Estates, Ministry of Agriculture, Indonesia

注：算出方法は本文中の注を参照。

稼働率は1990年代に平均53.3%であったのに対し、2000年以降は平均46.9%と、北スマトラ州より若干高い水準まで下落している（図A-5(a)）。しかしながら、現地調査では仲買人と数量契約を結んでいる搾油企業は存在しなかったことから、搾油企業間の競争は北スマトラ州ほどではないことが推察される。農家1戸当たり搾油能力をみると、1990年代平均で4.9トン/戸、2000年以降は9.9トン/戸となっており、北スマトラ州と比較すると低い数値にとどまっている（図A-5(b)）。以上を考慮すると、搾油施設には増加余地があり、搾油企業間の競争は北スマトラ州ほど激しいものではないと考えられる。

一方、仲買人への聞き取りによると、仲買人のマージンは一定で（Rp.240/kg）、仲買人の中には搾油工場からの領収書を農家に提示するものもあり、そうした仲買人は農家から信頼されている。一方で、仲買人は肥料代の融資等の金融サービスを行ったり、オイルパームの輸送を手掛けるなど、オイルパームの買取以外のサービスを行うことで利潤増加に努めている。買い取りの際のマージンは一定であっても、それ以外のサービスのマージンが一定であるかは今回の調査では判明しなかった。また、北スマトラ州同様小ロットを受け付けない商取引慣行の存在により、小規模自作農の販売先が限定されており、仲買人が小規模自作農に対し価格交渉力をもつ可能性がある。

A.4 小括

北スマトラ州は歴史的にオイルパーム産業が早期から発展し、パーム油需要拡大にも早期に対応できた。また、市場構造の分析により、搾油工場の稼働率減少や農家1戸当たり搾油能力の増大が早期に達成され、搾油企業間の競争増加や価格形成の透明性が增大していることが明らかとなり、これはよりパレート効率的な市場が形成されているといえよう。一方、ジャンビ州はオイルパーム産業の開始が遅かったものの、近年の稼働率減少や農家1戸当たり搾油能力の急増から、市場構造はパーム油需要拡大に応じて急速に買い手市場から北スマトラ州と同様の市場構造に近づきつつあることが明らかとなった。オイルパーム産業の発展度が異なる両州の分析結果から、市場の成熟化により、買い手市場がよりパレート効率的な市場に変化することが示された。以上を踏まえ、市場の成熟化が農家や搾油企業、仲買人に与える影響を考察する。

農家については、自作農の増加や規模拡大の一方で、農家数以上に搾油能力が増大することで、より多くの搾油企業に販売する機会が得られる。その結果、中島ら（2010）やNakajima et al. (2010)が示すように、搾油企業に対する価格交渉力が増大すると考えられる。したがって、オイルパーム市場の成熟化は農家の経済厚生を増大させるといえよう。

一方、搾油企業については、供給量に対して搾油能力が過剰となることで合理化を迫られる一方、競争が激化し、価格形成の透明性増大や情報の非対称性の緩和を通じて、農家に対する価格交渉力は低下すると考えられる。また、オイルパーム確保のため仲買人の重要性が増大するため、仲買人に対する価格交渉力も低下すると思われる。

仲買人については、農家の大規模化により仲買人を必要としない農家が増加するため、農家に対する価格交渉力は減少すると考えられるが、搾油企業に対する価格交渉力は上記の理由により増大すると思われる。

本稿は、農家の価格交渉力増大および搾油企業の価格交渉力低下を実証した中島ら (2010) や Nakajima et al. (2010) を補完する結論が得られた。ただし、本稿ではデータの制約から市場構造の変化に関する実証分析を行うことはできなかった。これは多数の家計調査や企業調査に基づくデータ収集が必要であり、今後の課題としたい。

第3章 植物油脂原料の国際市場における 非対称価格伝達の実証分析

本章では、パーム油、大豆、菜種の国際市場を対象とし、非対称価格伝達の実証分析を行う。その際、時系列の定常性を考慮した分析手法を用い、より頑健な推計を行う。また、十分なサンプル数が確保できる大豆および菜種に関しては、非対称性の方向や程度の経年変化を明らかにする。その上で、日本を含む輸入国の植物油脂原料の輸入に対する含意を導出する。

3.1 非対称価格伝達

3.1.1 非対称価格伝達とは

本節では、価格伝達が十分に行われるか否か、あるいは、速やかに行われるか否かという問題に関して、非対称価格伝達 (Asymmetric Price Transmission, APT) の概念を用いて整理する。はじめに、非対称価格伝達という概念について Meyer and von Cramon-Taubadel (2004)の議論を援用しながら概説する。

Meyer and von Cramon-Taubadel (2004)によると、非対称価格伝達とは投入価格 (input price) の上昇時と下落時で産出価格 (output price) の反応が異なることを指す。そして、「非対称」の意味に関して、次の3つの基準があるとする。すなわち、第一に、価格伝達の色度为非対称なのか、程度为非対称なのかという基準、第二に、正の非対称価格伝達か、負の非対称価格伝達かという基準、第三に、非対称価格伝達が垂直的価格伝達に影響を与えるのか、水平的価格伝達に影響を与えるのかという基準である。

まず、第一の基準に関して、速度の非対称性とは、投入価格の上昇時と下落時で産出価格の調整速度が異なることをいう。たとえば、投入価格の上昇に対して産出価格は即座に反応するが、投入価格の下落に対して産出価格は即座に反応せず、調整に一定の遅れ (ラグ) が生じる、といった場合が該当する。一方、程度の非対称性とは、投入価格の上昇時と下落時で産出価格の (恒久的な) 調整度合いが異なることをいう。たとえば、調整に遅れが生じるか否かに関わらず、投入価格の上昇に対して産出価格は同じだけ上昇するが、投入価格の下落に対しては産出価格の下落幅が投入価格のそれより少ない、といった場合がそれに当たる⁴⁰。なお、速度の非対称性と程度 of 非対称性が同時に生じる場合もあり得る。

⁴⁰ 短期的な調整度の違いを程度 of 非対称性と考えることもできるが、それはここでいう速度の非対称性で

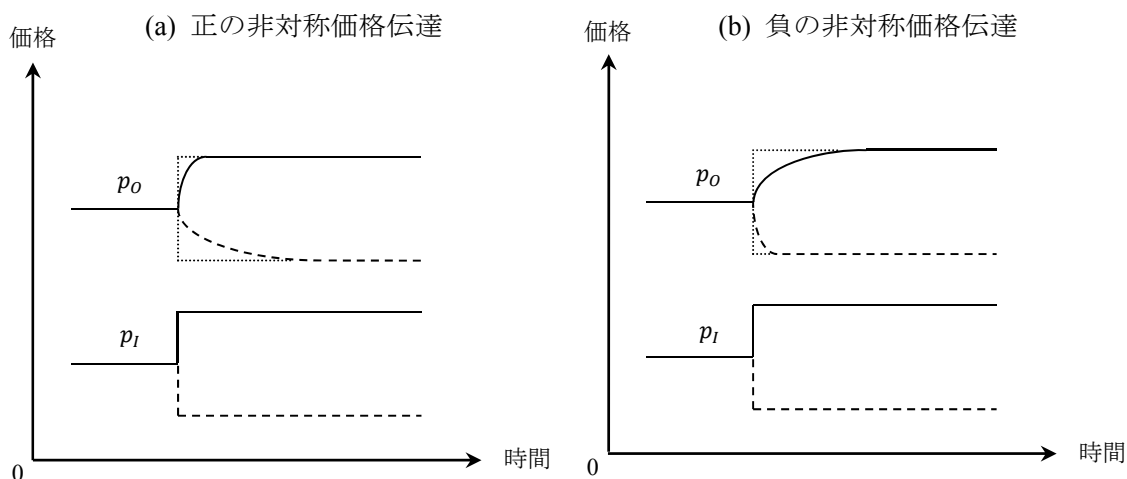


図 3-1 非対称価格伝達概念図

資料：Meyer and von Cramon-Taubadel (2004)を参考に、筆者作成

注：1) p_I および p_O は、それぞれ投入価格および産出価格を表す。

2) 実線は価格上昇時の、破線は価格下落時の調整を示す。

次に、第二の基準に関して、正の非対称価格伝達と負の非対称価格伝達の区別を行ったのは Peltzman (2000)である。それによると、正の非対称価格伝達とは、投入価格の下落よりその上昇に対しての方が、より十分に（程度）、あるいは急速に（速度）、産出価格が反応することを意味する。逆に、負の非対称価格伝達は、投入価格の上昇よりその下落に対しての方が、より十分に、あるいは急速に、産出価格が反応することを示す。速度が非対称である場合の、正の非対称価格伝達および負の非対称価格伝達を模式的に示したものが図 3-1 である。ただし、需要の変化等により、産出価格の変化が投入価格の変化の原因となることもあり得る。この因果性の問題を考慮し、Meyer and von Cramon-Taubadel (2004)は、正（負）の非対称価格伝達を、投入価格と産出価格の差額としてのマージンを増大（減少）させる価格変化より、マージンを減少（増大）させる価格変化に対しての方が、より十分あるいは急速に伝達されるような価格伝達、と定義している。

第三の基準に関して、垂直的価格伝達では、ある流通段階の川上から川下へ（あるいはその逆）の価格伝達の非対称性を検討する一方、水平的価格伝達では、ある流通段階において空間的に異なる地点への価格伝達の非対称性を検討する。前者の例として、農家から卸売企業、卸売企業から小売企業、小売企業から消費者といった各流通段階における非対称価格伝達が挙げられる。また、後者の例では、米国の小麦輸出価格の上昇時と下落時で、カナダの小麦輸出価格の反応の程度あるいは速度が異なるかどうかを検討する、といったものがある。

本研究では、植物油脂原料の国際市場における垂直的価格伝達の非対称性を検討する。その際、調整速度の非対称性について、正の非対称価格伝達あるいは負の非対称価格伝達

ある。程度の非対称性とは、投入価格の変化に対する産出価格の変化の永続的な非対称性を指す。

が存在するか否かについて実証分析する。なお、調整速度について検討するのは、一般的に投入価格と産出価格は連動していることが多く、その場合、恒久的に調整速度が異なることを示すのは困難であるためである。これは後述の通り、短期的には乖離しながらも長期的には均衡水準に戻るという共和分関係にある価格系列について、程度の非対称性を検定することは不可能であることと関連している。

3.1.2 非対称価格伝達の要因

3.1.2.1 市場支配力

非対称価格伝達をもたらす要因として最も数多く検討されてきたのは、不完全競争市場における市場支配力の存在である。特に、市場支配力が正の非対称価格伝達をもたらすことを示す研究が多い⁴¹。たとえば、Borenstein et al. (1997)は、原油価格からガソリン価格への価格伝達を分析し、寡占的なガソリン小売市場における価格の下方硬直性、すなわち正の非対称価格伝達の存在を実証した。その原因として、ゲーム理論におけるトリガー価格モデルに類似した価格調整を想定した。すなわち、投入価格である原油価格の大幅な上昇は、産出価格であるガソリン小売価格の上昇の引き金となる。しかし、原油価格の下落はガソリン小売価格の急速な下落の引き金とはならず、時間がたつにつれて競合他社が価格を切り下げるかもしれないという恐れから次第に小売価格が下落する。そのため、価格が下方硬直的になるというものである。

また、Balke et al. (1998)やBrown and Yucel (2000)は、寡占的企業がより高い収益を維持するために暗黙の共謀(collusion)を行うことが、正の非対称価格伝達につながるとしている。すなわち、投入価格が上昇したときは、競合他社に共謀が維持されていることを示すため、産出価格を急速に上昇させる。しかし、投入価格が下落したとき、競合他社に共謀が崩れたと知らせることになる状態を避けるため、産出価格を引き下げを遅らせようとするのである。一方、直接的な投入価格の変化ではなく、市場支配力が存在する市場において需要の変化に応じて企業がとる行動に焦点を当てた研究もある。Damania and Yang (1998)は、投入価格の変化ではなく、産出物の需要の変化に応じて非対称価格伝達が生じることを示している。すなわち、需要が低水準のとき企業は潜在的な懲罰に対する恐れから価格引き下げを躊躇するが、産出物の需要が増加すると懲罰の恐れがなくなることにより産出価格を引き上げることができるため、非対称価格伝達が生じるとしている。また、Kovenock and Widdows (1998)は、明らかな共謀は困難であるとしてシュタッケルベルグ・モデルを想定し、需要が増加したときは先導者がそれに従って価格を調整するが、需要が減少したときは何の反応も起こさないとし、非対称価格伝達の存在を認めている。これは、需要が増加したときに価格を引き上げなければ従来の均衡価格と新たな潜在的共謀価格が乖離し

⁴¹ そのような研究として、Boyd and Brorsen (1988)やKarrenbrock (1991), Griffith and Piggott (1994), Mohanty et al. (1995)等が挙げられている。

てしまうためであり、需要が減少したときに反応が起きないのは、従来の均衡価格が自動的に新たな潜在的共謀価格に近づくためである。

市場支配力の存在が負の非対称価格伝達をもたらすとする研究もある。Ward (1982)は、生鮮野菜について、卸売価格の上昇よりもその下落の方が小売価格に反映するという結論を導いた。これは、寡占的売り手が産出価格を上昇させることで市場シェアを失うリスクをとりたくないと考えるためであるとしている。また、市場支配力が場合によって正の非対称価格伝達をもたらしたり負の非対称価格伝達をもたらしたりすると主張するものもある。Bailey and Brorsen (1989)は、Sweezy (1939)の屈折需要曲線を想定し、ある企業が、値上げする競合他社がまったくおらず全ての競合他社が値下げすると考えた場合、屈折需要曲線は原点に対して凹となり、負の非対称価格伝達が生じる。逆に、全ての競合他社が値上げし、値下げする競合他社がまったくいないと考えた場合、屈折需要曲線は原点に対して凸となり、正の非対称価格伝達が生じるとしている。

これらの議論から、寡占市場における市場支配力が正の非対称価格伝達をもたらすか負の非対称価格伝達をもたらすかについては、結論が出ていない。ただし、正の非対称価格伝達に帰結するという研究がどちらかというところが多くなっている。なお、以上の先行研究は、非対称価格伝達の推計結果を解釈するために既存の産業組織論の理論モデルを援用していることが多く、理論モデルに整合的な推計を行っていない。そのため、推計結果の妥当性は推計式と推計方法のみに依存するのであって、理論的な妥当性は必ずしも担保されていないのが実情であるといえる。また、Meyer and von Cramon-Taubadel (2004)でも触れられているように、各研究によって対象とする財や市場支配力あるいは非対称価格伝達といった言葉の定義、推計式の定式化は様々である。したがって、これらの研究の関連性を論じることには注意が必要であろう。

3.1.2.2 調整費用

調整費用の存在が非対称価格伝達をもたらすとする研究も多い。ここでいう調整費用とは、投入物や産出物の価格や数量が変化したときにかかる費用のことを総体的に指し、特に価格変化に応じた調整費用はメニュー・コストとも呼ばれる。これは、価格上昇と下落や数量の増加と減少で調整費用が異なるとき、非対称価格伝達が生じるというものである。たとえば、Bailey and Brorsen (1989)は米国の肉牛飼養業者と牛肉加工業者の調整費用を比較した。前者は出荷時期を調整することで出荷量を調整できるため、相対的に調整の自由度が高いが、後者は装置産業であり固定費用が大きく、操業を継続するために一定の牛頭数を確保しなければならないため、相対的に自由度が低い。こうした数量の増減による調整費用が主体間で異なるため、非対称価格伝達が生じるとしている。ここでは、肉牛価格の上昇に対しては、加工業者が他社との競争に勝ち残るため、買取価格を急速に上昇させる必要があるが、肉牛価格の下落に対しては、操業維持のために一定頭数を確保することから、買取価格をそこまで急速に引き下げにくい、と想定されている。その結果、

負の非対称価格伝達が生じるとし、それを支持する分析結果が得られている。

Peltzman (2000)は、調整費用の非対称性に関し、次のように説明する。企業は原材料費が上昇しているときは新たな原材料の投入を避けなくてはならないが、原材料費が下落しているときは新たに原材料を補充することが必要となってくる。ただし、急に新たな投入を行うときは、投入を行わないときには存在しない探索費用 (search cost) や価格の割増分 (price premia) が存在するため、調整費用が非対称的になる。この非対称調整費用が、正の非対称価格伝達をもたらす。また、Ward (1982)は上述の通り、生鮮品を扱う小売業者は価格を上昇させにくいという調整費用の問題を指摘している。すなわち、価格を上昇させることで売れ残りが生じやすくなり、廃棄せざるを得ない商品が増えることを危惧し、価格が上方硬直的になるというものである。しかし、逆にHeien (1980)は、長期間保存可能な商品の価格変化の方が、生鮮品の価格変化よりも問題が多いとしている。これは、価格変化により保存期間が長い商品の時間費用 (time cost) が高くなり、度重なる価格変更により信用の失墜を招くためである。ここでいう時間費用はメニュー・コストと類似した概念である。また、Ball and Mankiw (1994)は、インフレーションに伴うメニュー・コストの問題を検討し、インフレーションが生じた場合、投入価格の下落に対する調整はこのインフレーションが自動的に行うことになることから、調整の必要が少ないことを指摘している。Peltzman (2000)もメニュー・コストの問題に触れ、メニュー・コストと非対称価格伝達に関係があるという証拠はないものの、分裂したサプライ・チェーンにおいては相対的にメニュー・コストが高くなるため、非対称性が大きくなるとしている。

調整費用に基づく非対称価格伝達の議論も明確な結論が出ておらず、非対称性の方向 (正負) をめぐり対立する結論も存在する。これも、前述のようなアド・ホックな説明に依存しているためだと考えられる。

3.1.2.3 探索費用

探索費用とは、買い手が売り手の価格あるいは費用を知る (探索する) ことにともなう費用を指す。探索費用に関する研究は、買い手の探索に応じて売り手がどのような反応を示すかについて、ゲーム理論を用いて検討する場合が多い。特に、以下のような最近の探索費用に関する研究には、非対称価格伝達を理論化する試みがある。

Lewis (2011)は、卸売価格の変化に対する小売価格の反応の非対称性について、「参照価格探索モデル (Reference Price Search Model)」を提唱した。ここで展開される理論は次のとおりである。すなわち、すべての消費者が探索を行うほど高い小売価格以上に限界費用 (卸売価格等) が増加した場合、価格は限界費用に等しくなるまで急速かつ完全に調整される。しかし、誰も探索を行わないほど低い小売価格以下に限界費用が減少した場合、価格の下落は段階的であり、限界費用に近づくのに多くの時間を要する。また、後者の状態にあるとき、限界費用の増減は価格形成に対して即時的な影響をもたらさない。つまり、探索の有無を決定づける費用の変化と、企業の収益に関わるマージンの状態が、非対称価格調整

をもたらす要因として捉えられている。従来の探索費用モデルによる非対称価格調整の研究では、探索の有無と費用の変化のみが考慮されていたが、Lewis (2011)ではマージンの状態をも考慮に入れている点が特徴的である。こうした理論展開を背景とし、Lewis (2011)は米国におけるガソリンの卸売価格と小売価格の地域別データを用い、均衡誤差の閾値を 0 とする閾値自己回帰モデルに投入価格の変化の符号による場合分けを組み込んだモデルを設定し、パネル推計を行っている。推計結果では、費用としての卸売価格の変化が正のときと負のときで、変数がともに有意であることが明らかにされている。しかし、費用変化の符号による差異が存在するかどうかや、マージンの状態により価格調整に差異が存在するかどうかについて推計を元にした検定がなされておらず、結論が明確になっていない。また、理論展開において企業数を 2 としており、さらに企業数が 2 より多い場合でも同様の議論が成り立つとしていることから、市場構造の違いが与える影響について考慮する必要があると思われる。

Cabral and Fishman (2006)は、費用の変化が大きい場合と小さい場合を検討し、他の文献と一部異なる結論を導き出している。ここでは、費用はある程度の硬直性を持つ (t 期と $t+1$ 期の費用はあまり変化しない) という前提や、買い手は売り手の費用を観察しないが、費用の変化が売り手間で正の相関を持つこと (各売り手の費用の変化は同じ方向であるということ) を知っているという前提に立つ。そのもとで、買い手である消費者は売り手である企業の価格をみて次のような戦略を持つ。すなわち、価格がある基準値より安くなれば探索による便益がなくなるため、探索をしない。しかし、価格がある基準より安くならなければ探索による便益があるため、探索を行う。一方、ある基準より価格が上昇すれば探索による便益が得られるため、探索を行う。しかし、基準価格以下の上昇であれば探索による便益がなくなるため、探索をしない、というものである。つまり、探索の多寡を基準にすると、消費者は大規模な価格上昇あるいは小規模な価格下落を観察するときに探索を強めるが、小規模な価格上昇あるいは大規模な価格下落を観察するときにはほとんど探索を行わないということになる。このことから、企業は大規模な費用増加あるいは小規模な費用減少の際、探索を嫌って価格を変更しはがらず、逆に小規模な費用増加あるいは大規模な費用減少の際、探索が行われなため価格を完全に費用に反映させるという行動をとるといふ。この結論は、Tappata (2009)やYang and Ye (2008)等の他の探索費用モデルの結論と大きく異なっている。また、Cabral and Fishman (2006)では理論的な考察を実証する分析モデルが提示されておらず、この理論モデルの正当性が実証的に検証されていない。

Tappata (2009)は、競争市場において価格が費用に対して非対称的な反応を示すことを消費者探索費用モデルにより理論化することを試みている。ここでは、合理的期待形成を行う消費者を想定し、彼らは利用できるすべての情報を利用する。そして、消費者は企業の生産費用が増加したと考える場合、あまり探索をしなくなることを理論的に示している。また、費用が上昇するときと下落するときの期待価格の差を用いて、投入価格が上昇したと考える消費者の方が下落したと考える消費者よりも多いとき、価格上昇は下落より速や

かに行われることが導出された。さらに、企業が2社の複占の場合から多数の企業が市場に存在する場合までを考慮し、企業数が増加するほど探索する消費者も増加することを理論的に示した。このことから、集中度が高い市場の方が非対称価格伝達が生じやすいことが示唆される。Tappata (2009)は費用の変化に対する価格の非対称的な反応を競争市場において考察しており、この点で不完全競争に基づく非対称価格伝達を主張するBorenstein et al. (1997)等とは異なっている。

Yang and Ye (2008)は、消費者を常に探索する消費者 (shoppers) と常に探索しない消費者、探索するかしないかは状況次第という消費者 (critical consumers), という3種類に分類した。また、企業も最低価格を提供する企業とそれ以外の企業に2分類し、主に critical consumers が、どのような状況のもとで探索を行うかについて理論化した。なお、Yang and Ye (2008) は Tappata (2009) と異なり、消費者は企業の過去の費用を知らないものとし、価格調整の非対称性が費用に対するショックの発生後も持続し得ることを前提としている。これらの設定のもと、非対称調整に関する理論展開を行い、正のショック (費用増加) と負のショック (費用減少) が生じたときの価格調整の違いについて次のような定理を導出した。すなわち、 $t+1$ 期に正のショックが生じ、その高費用状態が $t+2$ 期まで持続する場合、 $t+2$ 期には探索が行われなくなるため、 $t+2$ 期において価格が完全に上方に調整される。一方、 $t+1$ 期に負のショックが生じ、その低費用状態が $t+2$ 期まで持続する場合、価格の下方調整は段階的に行われ、完了するまでに時間がかかる。価格の下方調整が段階的に行われる理由は、消費者は t 期の費用状態のみを認識しているため、探索を行わないことによる。しかし、 $t+1$ 期に偶然安い価格を発見した消費者のみが真の状態を知り、 $t+2$ 期において探索を行うようになり、そのような消費者が次第に増加することで価格が逡減する、としている。

3.1.2.4 その他の要因

在庫管理も企業の外生的ショックに対する調整の重要な要素として考えられている。Balke et al. (1998)は、古いものから出庫するという先入れ先出し法 (First-in First-out, FIFO) のような在庫管理法が非対称価格伝達をもたらすとしている。また、Blinder et al. (1998)は、在庫の非負制約が正の非対称価格伝達をもたらすことを提示している。Reagan and Weitzman (1982)は、需要と在庫の関係について議論している。すなわち、需要が少ないとき、企業は価格を下げるよりも生産量を調整し、在庫を増加させるが、需要が多いときは価格を上げようとする。また、在庫が高水準のときよりも低水準のときの方が在庫費用が高くなるという非対称性の存在も指摘している。これらのことから、正の非対称性が存在するとする。

また、Kinnucan and Forker (1987)は政治的介入も非対称価格伝達の要因になり得るとしている。たとえば、農場価格が下落しても、価格支持政策等の政府の介入があることがわかっているならば、卸売業者や小売業者はその下落が一時的なものであると判断する。逆に農場価格の上昇は相対的に長く続くものと判断する。こうした投入価格の下落局面と上昇局面

で実施される政策が異なることにより、非対称価格伝達が生じるとしている。

さらに、Bailey and Brorsen (1989)は情報の非対称性が非対称価格伝達の要因となり得ると指摘している。つまり、企業の大小により情報収集にかかる費用が異なるため、情報の非対称性が生じ、それが探索費用の違いとなって価格発見の非対称性が生じることによるものであるとしている。

3.1.3 非対称価格伝達のシミュレーション分析⁴²

前項では非対称価格伝達の要因として様々なものが検討されていることを示した。ここでは、非対称価格伝達が存在することが流通主体に与える影響について検討する。Meyer and von Cramon-Taubadel (2004)は、非対称価格伝達の存在が流通主体に与える影響について、先行研究がほとんど検討してこなかったことを指摘している。非対称価格伝達が市場の失敗を意味するのであれば、それは経済的非効率が存在することになり、経済厚生への損失をもたらすことになる。中には、Zheng et al. (2009)のように、非対称価格伝達が流通主体の厚生水準に与える影響を分析したものもある。このような研究は、先行研究で残された課題に取り組んだものとして、意義のあるものである。ただし、非対称価格伝達は均衡からの乖離という現象について表したものであり、均衡を前提とした経済厚生への導出等の分析を行うことの是非は検討の余地があると思われる。したがって、本分析では、非対称価格伝達が存在する場合に、流通主体の収益を表すマージンが非対称性の度合いや対象期間によってどのような影響を受けるかについて、シミュレーション分析を行う。

3.1.3.1 シミュレーション・モデル

ここで想定するのは貿易過程であり、ある輸出国の輸出企業が、輸出国内で農産物を調達し、ある輸入国の企業に販売する事例を考える。その際、輸出企業は完全競争市場で農産物を調達するとし、その輸出国内価格を P_D とする。また、 P_D は国内および国際需給を反映した価格形成がなされていると仮定する。輸出企業が輸入企業に農産物を販売するときの輸出価格を P_E とし、これを産業平均価格と考える。また、 P_E は外生的に与えられた P_D をもとに決定されるとする。輸入企業はその農産物を輸入国内で販売する。輸入国内市場は完全競争市場であり、非対称価格伝達も存在しないものとする⁴³。輸入国の最終需要者はその農産物を購入し、その買取価格を P_C とする。ここで、 P_C は固定価格とする。

具体的には、 $t \in [1, T]$ 期の（輸出）国内価格を $P_{D,t}$ 、輸出価格を $P_{E,t}$ 、（輸入国内の）買取価格を $P_{C,t}$ ($= P_C$)とする⁴⁴。 $P_{D,t}$ 、 $P_{E,t}$ 、 $P_{C,t}$ の初期値をそれぞれ 100 とし、 $P_{D,t}$ は次のランダ

⁴² 本項の内容は、中島 (2011a) に加筆、修正したものである。

⁴³ ここでは貿易過程の非対称価格伝達を分析対象とするため、輸入国内の流通については、最も単純な価格伝達構造を仮定する。なお、国内流通に非対称価格伝達が存在する場合は、 P_D から P_E への価格伝達の議論を適用することができる。

⁴⁴ すべて単位当たり価格である。 $P_{D,t}$ および $P_{E,t}$ は正常利潤を含む諸費用を除いた価格とし、完全競争市場

ム・ウォーク過程に従うと仮定する。

$$P_{D,t} = P_{D,t-1} + e_t, \quad e_t \sim N(0, 1) \quad (3-1)$$

$P_{E,t}$ については、 $t-1$ 期における国内価格、 $P_{D,t-1}$ の変化に応じて変化するものとし、その符号は同一とする。また、 $P_{E,t}$ は一定率で調整され、 $P_{D,t-1}$ の変化に伴う $P_{E,t}$ の調整率を $a \in [0, 1]$ で表し、特に $P_{D,t-1}$ の上昇（下落）に伴う $P_{E,t}$ の調整率を a^+ （ a^- ）と表す。したがって、 $P_{E,t}$ は次式のように表せる。

$$P_{E,t} = P_{E,t-1} + a^\pm(P_{D,t-1} - P_{D,t-2}) \quad (3-2)$$

ただし、 a^\pm は a^+ または a^- を意味する。

a^+ および a^- の大きさの違いにより、価格伝達の非対称性の有無を表すことができる。すなわち、 $a^+ > a^-$ （ $a^- > a^+$ ）であれば正（負）の非対称価格伝達を表し、 $a^+ = a^-$ であれば対称的な価格伝達を表す。

輸出国および輸入国の t 期の利潤としてのマージンは、それぞれ、 $P_{E,t} - P_{D,t}$ 、 $P_{C,t} - P_{E,t}$ と表される。 T 期までの利潤のサンプル平均をそれぞれ π_E 、 π_I とすると、これらは次式のように表される。

$$\pi_E = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_{E,t} - P_{D,t}), \quad \pi_I = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_{C,t} - P_{E,t}) \quad (3-3)$$

3.1.3.2 シミュレーション結果

3.1.3.1 の仮定に基づき、 π_E および π_I に関してモンテカルロ・シミュレーションを行う。その際、 T が100の場合と500の場合について検討する⁴⁵。これは、相対的に短期の収益と長期の収益を比較するためである。また、パラメータ a については、正の非対称価格伝達を表す a^+ 、 a^- の組み合わせとして、 $(a^+, a^-) = (0.6, 0.4), (0.9, 0.1)$ を、負の非対称価格伝達を表すものとして、 $(a^+, a^-) = (0.4, 0.6), (0.1, 0.9)$ を、対称的価格伝達を表すものとして、 $(a^+, a^-) = (0.5, 0.5), (0.9, 0.9)$ を検討する。非対称性が存在する場合、 a^+ と a^- の乖離が大きいほど非対称性が強いことを意味する。また、対称的な価格伝達の場合、 a の大きさの違いは調整度の違いを表している。各 T および (a^+, a^-) の組み合わせに関して、10,000回のモンテカルロ・シミュレーションを行った。その結果を表3-1に示す。

表3-1から、正の非対称価格伝達が存在する場合（ $a^+ > a^-$ ）、 $\pi_E > 0$ かつ $\pi_I < 0$ となっており、輸出国には超過利潤が発生しているが、輸入国には超過損失が発生していることが明らかとなった。また、 $(a^+, a^-) = (0.9, 0.1)$ のときの方が、 $(a^+, a^-) = (0.6, 0.4)$ のときよりも π_E 、 π_I ともに絶対値が大きくなっており、非対称性が強い方が超過利潤および超過損失

においては $P_{D,t} = P_{E,t} = P_{C,t}$ を仮定する。

⁴⁵ ここでは時間の単位を特に指定しておらず、100や500はそれぞれ相対的に短期、長期の期間を表している。なお、実証分析では月次データや週次データが利用されることが多く、これらの数値は多くの実証分析で使用されるサンプル数と同等である。

表 3-1 シミュレーション分析結果

a^+	a^-	T	輸出国					輸入国			
			π_E	s.d.	min	max	coint.	π_I	s.d.	min	max
0.9	0.1	100	15.47	3.21	4.57	27.06	18.4	-15.52	3.15	-29.33	-4.11
		500	79.31	7.10	50.69	105.69	15.2	-79.32	7.05	-105.82	-54.10
0.6	0.4	100	3.85	2.94	-7.81	14.73	39.5	-3.89	2.86	-15.50	6.20
		500	19.83	6.42	-3.48	43.60	23.2	-19.82	6.41	-42.45	3.46
0.5	0.5	100	0.01	2.93	-9.89	10.45	100.0	0.01	2.84	-9.63	10.06
		500	0.06	6.45	-24.69	25.72	100.0	0.06	6.41	-24.51	25.56
0.9	0.9	100	0.01	0.64	-2.51	2.63	100.0	0.04	5.02	-19.10	20.45
		500	0.00	1.33	-5.02	4.61	100.0	-0.01	11.64	-43.69	40.11
0.4	0.6	100	-3.86	2.92	-14.06	7.13	38.3	3.89	2.83	-6.17	15.68
		500	-19.85	6.49	-46.76	8.31	22.8	19.81	6.45	-6.13	47.90
0.1	0.9	100	-15.50	3.22	-29.03	-4.71	18.1	15.44	3.13	5.01	28.11
		500	-79.29	7.12	-109.01	-54.81	15.3	79.23	7.10	53.33	106.88

資料：シミュレーション結果より

注：1) s.d., min, max はそれぞれ標準偏差, 最小値, 最大値を表す。

2) coint. は $P_{D,t}$ と $P_{E,t}$ が共和分関係となる割合 (%) を示す。

が大きくなることも示された。さらに、 T を比較すると、 $T = 500$ のときの π_E , π_I は、 $T = 100$ のときよりも約 5 倍絶対値で大きくなっている。これは、期間が 5 倍になると 1 期間当たりの収益効果が 5 倍になることを示しており、非対称性が存在することにより、期間の増加にともない、1 期間当たりの収益効果が増幅されることを示している。

次に、負の非対称価格伝達が存在する場合 ($a^- > a^+$) についてみると、正の非対称価格伝達が存在する場合とは逆に、 $\pi_E < 0$ かつ $\pi_I > 0$ となっており、輸入国に超過利潤が発生しているが、輸出国には超過損失が発生していることが判明した。また、異なる(a^+, a^-)の組み合わせについて比較すると、非対称性が強い方が超過利潤および超過損失が大きくなることが示されている。この点は、正の非対称価格伝達の場合と同様である。さらに、 $T = 500$ のときの π_E , π_I が、 $T = 100$ のときと比較して約 5 倍絶対値で大きくなっていることも、正の非対称価格伝達の場合と同じである。以上から、正の非対称価格伝達と負の非対称価格伝達では各流通主体の収益の符号が異なるが、収益に与える効果(大きさ)は等しいということが明らかとなった。

一方、非対称性が存在しない場合、すなわち、対称的な価格伝達が行われる場合 ($a^+ = a^-$)、 π_E および π_I はほぼ 0 となり、輸出国にも輸入国にも超過利潤や超過損失は発生しないことが示された。これは、 T や a の大きさによらず成立する。

次に、各シミュレーションにおいて価格系列に共和分関係が存在する場合と存在しない

表 3-2 共和分関係の有無と収益

a^+	a^-	T	共和分	非共和分
0.9	0.1	100	13.92	15.82
		500	77.37	79.65
0.6	0.4	100	2.66	4.63
		500	15.46	21.15
0.5	0.5	100	0.01	-
		500	0.06	-
0.9	0.9	100	0.01	-
		500	0.00	-
0.4	0.6	100	-2.66	-4.60
		500	-15.59	-21.11
0.1	0.9	100	-13.77	-15.88
		500	-77.28	-79.66

資料：シミュレーション結果より

場合について検討する。ランダム・ウォーク過程に従うような非定常時系列であっても、長期的に 2 つの価格系列が連動している場合、そうした価格系列同士は共和分関係にあるといわれる (Engle and Granger, 1987)。 π_E における $P_{D,t}$ と $P_{E,t}$ について、共和分関係が成立するか否かを判定するため、Engle-Grangerによる共和分検定を行った⁴⁶。表 3-1 の「coint.」は、10,000 回のシミュレーションのうち、価格系列同士が共和分関係となった割合を示している。この結果から、以下のことが明らかとなった。

まず、非対称性が存在しない場合、 a の値によらず $P_{E,t}$ と $P_{D,t}$ の共和分関係が常に成立しているが、非対称性が存在する場合、共和分関係が成立する確率が低くなっている。これは、非対称性が存在することで、価格系列同士の連動性が低くなることによるものと考えられる。次に、 (a^+, a^-) の組み合わせについて、共和分関係が成立する確率を比較すると、 a^+ と a^- の差が大きいほど、すなわち、非対称性が強いほど、共和分の確率が低くなっている。これは、非対称性が強くなるほど価格系列が乖離し、それらの連動性が低くなることによるものと考えられる。さらに、 T の大きさで共和分の確率を比較すると、対称的な価格伝達の場合、 T の大きさによって共和分の確率は不変（ともに 100%）だが、非対称性が存在する場合、 T が大きい方が共和分の確率が低くなっている。これは、非対称性が存在する場合、対象期間が長いほど価格が連動する可能性が低くなることによるものと考えられる。

最後に、共和分関係の有無による π_E の違いについて検討する。表 3-2 は、 π_E のシミュレ

⁴⁶ $P_{E,t}$ を $P_{D,t}$ で OLS 回帰した残差系列の定常性を検定することで共和分検定を行った。なお、 π_I の場合は $P_{C,t}$ が定数であり、非定常過程ではなく、共和分概念に適合しないため、 $P_{E,t}$ と $P_{D,t}$ についてのみ共和分検定を行った。

ーション結果について、共和分関係がある場合とない場合に区別して示したものである。これによると、対称的な価格伝達の場合はすべてのシミュレーションで共和分関係が存在するため比較できないが、非対称性が存在する場合、共和分関係がある場合は、共和分関係がない場合よりもやや絶対値が小さくなっている。平均値の差についてt検定を行ったところ、すべての a^+ 、 a^- 、 T の組み合わせについて、共和分関係がある場合とない場合の平均値に差がないという帰無仮説は、1%水準で棄却された。よって、数値上は大きな差があるとはいえないものの、統計的には有意に差があるといえる。

3.1.3.3 小括

分析結果から、要因がいかなるものであるかにかかわらず、非対称価格伝達の存在は流通過程における隣接する流通主体に対照的な収益効果をもたらすことが明らかとなった。すなわち、上述の一定の仮定を満たす場合、輸出国に超過利潤（損失）をもたらす非対称価格伝達は、輸入国に超過損失（利潤）をもたらすことが示された。また、これは共和分関係としての長期的関係が存在する場合においても成立することが確認された。

さらに、共和分関係が存在する場合、共和分関係が存在しない場合よりも収益に対する効果が小さいことが明らかとなった。このことは、非対称価格伝達の存在が流通主体の収益に与える効果が、共和分関係の存在により軽減されることを意味する。ただし、共和分関係の有無による収益効果の違いが統計的に有意に存在することが示されたものの、その差は非対称価格伝達の存在やその累積効果と比較すると小さいものであり、非対称価格伝達の問題を検討することは、価格伝達分析と同じかそれ以上に重要性があることが確認されたといえよう。

また、分析結果から、非対称価格伝達の存在と、価格費用マージンとしての市場支配力に関連性があることが指摘できる。非対称価格伝達は、本来価格の調整速度の非対称性を示すだけのものであり、市場支配力とは無関係である。しかし、非対称価格伝達の存在が、一定期間の後に超過利潤あるいは超過損失を累積させ、長期均衡において0とは異なる価格費用マージン、すなわち市場支配力をもたらすことになる。つまり、一定期間非対称価格伝達が存在することは、市場支配力の存在につながることを示唆している。これは、均衡概念上の市場支配力について、均衡からの乖離を示す非対称価格伝達の議論で説明することの可能性を示唆しており、市場支配力を非対称価格伝達の要因とする先行研究の考え方と一致する。ただし、本分析は叙述的な説明に終始する先行研究とは異なり、シミュレーション分析によりこの点を明らかにしたことに意義が見出せる。

非対称価格伝達の存在が各流通主体の収益に直接的な影響を及ぼすことが明らかになったことで、非対称価格伝達に関する実証分析の必要性が確認されたといえる。なお、本シミュレーション分析では、非対称価格伝達と市場支配力の関連性が示唆されたが、それは厳密な理論展開に基づくものではない。動学的最適化等の経済理論による非対称価格伝達のメカニズム解明が、残された重要な課題として挙げられる。

3.2 非対称価格伝達の推計モデル

3.2.1 はじめに

ここでは、非対称価格伝達を計量経済学的に推計するモデルについて、Meyer and von Cramon-Taubadel (2004)をもとに概観する⁴⁷。以下、3.2.2 では古典的モデルを非共和分モデルと総称して整理する。3.2.3 では時系列の定常性を考慮した共和分モデルについて紹介する。そのうち、本研究で扱う共和分閾値自己回帰モデルについて、3.2.4 で詳細に論じる。最後に、3.2.5 ではパラメータの経年変化を把握するためのローリング・ウィンドウ法や、非対称価格伝達の指数化に関する手法について説明する。

3.2.2 非共和分モデル

非対称価格伝達の推計に関して、従来様々な定式化が行われてきた。初期の定式化においては、たとえばTweeten and Quance (1969)は、次式のように直観的な定式化を行っている。

$$x_{2t} = \alpha + \beta^+ D_t^+ x_{1t} + \beta^- D_t^- x_{1t} + \varepsilon_t,$$
$$\begin{cases} D_t^+ = 1 & \text{if } x_{1t} \geq x_{1,t-1} \\ D_t^+ = 0 & \text{if } x_{1t} < x_{1,t-1} \end{cases} \quad (3-4)$$

ただし、 x_{2t} は産出価格、 x_{1t} は投入価格を表し、 D_t^+ および D_t^- はそれぞれ x_{1t} が前期より増加している場合と減少している場合を表すダミー変数である。上式における β^+ は、投入価格の上昇局面における係数を、 β^- は下降局面における係数を表し、帰無仮説 $\beta^+ = \beta^-$ を検定して棄却できれば、非対称性が認められることになる。

これに対し、Wolffram (1971)は(3-4)式に基づく β^+ と β^- の推計量はバイアスを持つとし、新たに次のような定式化を行った。

$$x_{2t} = \alpha + \beta^+ \left(x_{1,0} + \sum_{t=1}^T D^+ \Delta x_{1t} \right) + \beta^- \left(x_{1,0} + \sum_{t=1}^T D^- \Delta x_{1t} \right) + \varepsilon_t, \quad (3-5)$$

ただし、 $x_{1,0}$ は x_{1t} の初期値であり、 $\Delta x_{1t} = x_{1t} - x_{1,t-1}$ である。ここでは、投入価格におけるすべての正の方向への変化の和と、負の方向への変化の和が、説明変数に組み込まれている。

また、これに類似したものがHouck (1977)によって次のように定式化されている。

$$x_{2t}^* = \alpha t + \beta^+ \sum_{t=1}^T D^+ \Delta x_{1t} + \beta^- \sum_{t=1}^T D^- \Delta x_{1t} + \varepsilon_t, \quad (3-6)$$

⁴⁷ より体系的な非対称価格伝達の推計モデルについては、Frey and Manera (2007)を参照されたい。

ただし、 $x_{2t}^* = x_{2t} - x_{2,0}$ である。上式は産出価格を初期の値からの乖離として表し、説明変数から投入価格の初期値を除くことで、(3-5)式より直観的にわかりやすい定式化となっている。

また、Ward (1982)は(3-6)式を拡張し、次のような定式化を行った。

$$x_{2t}^* = \alpha t + \sum_{j=1}^K \left(\beta_j^+ \sum_{t=1}^T D^+ \Delta x_{1,t-j+1} \right) + \sum_{j=1}^L \left(\beta_j^- \sum_{t=1}^T D^- \Delta x_{1,t-j+1} \right) + \varepsilon_t, \quad (3-7)$$

(3-6)式では、投入価格の正の方向への変化と負の方向への変化が、それぞれ総体として推計されるのに対し、(3-7)式は投入価格の変化にラグ項を含めて定式化しており、ラグ項が個々に推計される。

これらの定式化は、説明変数に投入価格の変化やその符号、ラグ項を含めるなどの工夫を行い、非対称価格伝達を推計するモデルの基礎を作った。そして、これらのモデルを使用した実証分析が数多く蓄積されてきた。しかし、これらの定式化は、時系列データの定常性⁴⁸や共和分関係に関する検定や考察を欠いており、見せかけの相関が生じている可能性がある。見せかけの相関が発生している場合、非対称性が存在しないという帰無仮説を過度に棄却することになるため、推定量を信頼することができない (Meyer and von Cramon-Taubadel, 2004)。そのため、Engle and Granger (1987)により共和分検定が理論化されて以降は、時系列データの定常性に関する検定と共和分検定を踏まえたモデルが主流となった。

3.2.3 共和分モデル

Engle and Granger (1987)は、従来アド・ホックな定式化にとどまっていた共和分モデルを理論化した。すなわち、 x_{1t} および x_{2t} が1階差定常過程 (I(1)過程)⁴⁹であるとき、 x_{2t} を x_{1t} についてOLSで回帰して得られた残差について単位根検定を行い、その残差系列が定常過程 (I(0)過程)であれば、 x_{1t} と x_{2t} は共和分関係にあるといえる。その場合、次のような誤差修正モデル (Error Correction Model, ECM) が適用できるとしている。

$$\Delta x_{2t} = \alpha + \gamma ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^T \beta_{1i} \Delta x_{2,t-i} + \sum_{i=0}^T \beta_{2i} \Delta x_{1,t-i} + \varepsilon_t, \quad (3-8)$$

ただし、 ECT_{t-1} は誤差修正項 (Error Correction Term, ECT) であり、 x_{2t} を x_{1t} についてOLSで回帰して得られた残差系列 $\{\hat{\mu}_{t-1}\}$ を表す。Granger and Lee (1989)はこれを、非対称価格伝達を推計するモデルに適用し、次のように定式化した。

⁴⁸ ここでいう定常性とは、次の3条件を満たす弱定常性 (共分散定常性) を指す (グリーン (2000) 参照)。すなわち、(1) $E(x_t)$ が t と独立、(2) $\text{Var}(x_t)$ が有限な正の定数で t と独立、(3) $\text{Cov}(x_t, x_s)$ が $t-s$ の関数であり t および s の関数でない。なお、以後定常性とは弱定常性を指すこととする。

⁴⁹ レベル系列は単位根過程であるが、1階差系列 $\{\Delta x_t\}$ が弱定常性を満たすもの。

$$\Delta x_{2t} = \alpha + \gamma^+ ECT_{t-1}^+ + \gamma^- ECT_{t-1}^- + \sum_{i=1}^T \beta_{1i} \Delta x_{2,t-i} + \sum_{i=0}^T \beta_{2i} \Delta x_{1,t-i} + \varepsilon_t, \quad (3-9)$$

ただし、

$$ECT_{t-1}^+ = \max(ECT_{t-1}, 0), ECT_{t-1}^- = \min(ECT_{t-1}, 0) \quad (3-10)$$

である。なお、理論的には $ECT = ECT^+ + ECT^-$ であるから、(3-9)式は(3-8)式を包含した定式化であるといえる。このモデルでは、帰無仮説 $\gamma^+ = \gamma^-$ を検定し、棄却できれば非対称性が存在するといえることになる。さらに、 Δx_{1t} を Δx_{1t}^+ と Δx_{1t}^- に分ける定式化もあり、誤差修正モデルもこれまでに様々な定式化の試み行われている。

誤差修正モデルを用いた上述の推計モデルに関しては、次のような問題点が挙げられている (Meyer and von Cramon-Taubadel, 2004)。第一に、価格伝達の速度に関する非対称性は表現できるが、程度の非対称性⁵⁰は表現できないことである。これは前述のように、共和分関係と程度の非対称性が相容れない概念であることによるものである。第二に、実際の調整過程が非対称である場合、Engle and Granger (1987)の2段階法で推計を行うと、1段階目の共和分検定で非対称性を考慮していないため、推計結果にバイアスがかかる可能性があることである⁵¹。第三に、産出価格の変化が誤差修正項の線形関数⁵²となっているが、非線形関数で表現した方が望ましい場合があることである。

このうち、第二の問題に対処したのものとして、本研究で採用する Enders and Granger (1998) および Enders and Siklos (2001)のモデルが挙げられる。これらは閾値自己回帰 (Threshold Autoregressive, TAR) モデルを用い、共和分検定において非対称性を考慮したものである。モデルの詳細は次項で説明する。

また、第三の問題に対処したのものとして、von Cramon-Taubadel (1996)は誤差修正項の多項式を導入し、長期均衡からの乖離の程度により調整速度が異なる場合があることを実証した。一方、Goodwin and Holt (1999)や Goodwin and Harper (2000)、Goodwin and Piggott (2001)は、長期均衡からの乖離が非常に小さい一定の範囲 (ニュートラル・バンドと呼ばれる) 内では調整が行われない場合があると考え、ニュートラル・バンドの両端を閾値とし、長期均衡を上回った場合の調整と、長期均衡を下回った場合の調整、調整が行われない場合の3つのレジームに区別して誤差修正モデルを推計している (次式参照)。

⁵⁰ 前述の通り、「程度の非対称性」とは、長期均衡からの乖離が、長期均衡を上回った場合と下回った場合で恒久的な差異を生じることをいう (Meyer and von Cramon-Taubadel, 2004)。共和分関係は、一時的に均衡値から乖離しても長期的には均衡値に戻る関係を意味するため、程度の非対称性とは相容れない概念である。

⁵¹ Enders and Siklos (2001)は、Johansen や Stock and Watson の共和分検定方法も、対称的な調整を仮定していることを指摘している。

⁵² ここでいう「線形性」とは、(3-9)式において γ^+ と γ^- が一定であることを意味する。

$$\Delta x_{2t} = \begin{cases} \alpha_1 + \sum_{i=1}^T \beta_{1i} \Delta x_{1,t-i+1} + \phi_1 ECT_{t-1} + \varepsilon_t, & \text{if } ECT_{t-1} < c_1 \\ \alpha_2 + \sum_{i=1}^T \beta_{2i} \Delta x_{1,t-i+1} + \phi_2 ECT_{t-1} + \varepsilon_t, & \text{if } c_1 \leq ECT_{t-1} \leq c_2 \\ \alpha_3 + \sum_{i=1}^T \beta_{3i} \Delta x_{1,t-i+1} + \phi_3 ECT_{t-1} + \varepsilon_t, & \text{if } ECT_{t-1} > c_2 \end{cases} \quad (3-11)$$

ただし、実際にはこのような閾値がいくつ存在するかや、どのように閾値を導出するか、ニュートラル・バンドにおけるサンプル数の確保等が検討すべき課題である。

本稿では、上述のようにEnders and Granger (1998)およびEnders and Siklos (2001)による共和分閾値自己回帰モデルを使用し、非対称価格伝達の推計を行う。これは、当モデルが時系列データの定常性を考慮し、共和分検定を行うモデルであることや、共和分検定において非対称性が存在する場合、通常の（非対称性を考慮しない）共和分検定は誤った結論をもたらすこと（Enders and Siklos, 2001）による。また、投入価格の上昇時と下落時の価格調整の非対称性について検討する場合、それら2つのレジームに区別した方が、3つ以上のレジーム（2つ以上の閾値）を考慮するよりも直観的であり、レジームを導出する際の上述のような問題を回避することができる。次項では、Enders and Siklos (2001)に基づき、共和分閾値自己回帰モデルについて説明する。

3.2.4 共和分閾値自己回帰モデル

共和分閾値自己回帰モデルは近年、農産物価格や石油価格、株式市場、米国の金利等を対象として多用され、実証分析が蓄積されている。農産物に関して、Abdulai (2000)はガーナのトウモロコシ市場について検討し、中央市場の価格が下落したときよりも上昇したときの方が、地方市場の卸売価格の調整速度が速いこと（正の非対称価格伝達）を示し、Abdulai (2002)はスイスの豚肉市場を対象とし、生産者価格が下落したときよりも上昇したときの方が、小売価格の調整が速いこと（正の非対称価格伝達）を示した。また、Ghoshray (2002)は米国およびカナダの小麦市場を分析し、構造変化後において、米国の輸出価格が下落したときよりも上昇したときの方が、カナダの輸出価格の調整が速やかである（正の非対称価格伝達）との結論を得た。Hassan and Simioni (2001)はフランスの野菜市場における農場価格から小売価格への非対称価格伝達を分析し、チコリーについては正の非対称価格伝達を検出したが、トマトについては負の非対称価格伝達を検出した。中島(2010)は米国産トウモロコシの日本に対する輸出過程を対象とし、米国の輸出産業が相対的に競争的であった期間前半には非対称価格伝達は存在しなかったが、同産業の寡占化が進展した期間後半においては正の非対称価格伝達が存在することを示した。

水産物については、Gonzales et al. (2003)はフランスの水産物市場を対象とし、タラの陸揚

げ価格の変動による小売価格の調整には正の非対称価格伝達を検出する一方、サケの輸入価格の変動による小売価格の調整には負の非対称価格伝達を検出した。また、Jaffray (2004) はフランスのメルルーサ市場について検討し、卸売価格が下落したときよりも上昇したときに、小売価格はより急速に調整されることを示した。一方、松井ら(2011)は日本のクロマグロ市場を対象として、その産地価格から卸売価格への価格伝達を分析し、川上側の市場構造が寡占的であった期間には正の非対称価格伝達を検出したが、売り手の増加と川下側の市場構造の寡占化がみられた時期においては負の非対称価格伝達を検出した。

農産物以外では、Chen et al. (2005)は石油およびガソリン市場について分析し、Shen et al. (2007)は株式市場を、Enders and Granger (1998)および Enders and Siklos (2001)は米国の金利を対象として分析を行っている。さらに、Maki and Kitasaka (2006)は日本のマネー・サプライ、価格指数、所得、金利の関係について外生変数を導入して実証分析を行った。

共和分閾値自己回帰モデルは、コストやマージンの変化に対応した非対称性の推計を直接的に行うことができるため、非対称価格伝達の推計モデルとして解釈しやすいという利便性を持つ。以下では、Enders and Siklos (2001)に基づき、共和分閾値自己回帰モデルの推計方法や係数の解釈方法等について説明する。なお、Enders and Siklos (2001)にならい、以下では共和分閾値自己回帰モデルのことを TAR モデルと呼ぶこととする。

ある流通段階における時点 t の投入価格を x_{1t} 、産出価格を x_{2t} と表す。はじめに、 x_{1t} および x_{2t} が1階差定常過程(I(1)過程)であることを確認するため、単位根検定を行う。そして、各変数がI(1)過程であると判明した場合、 x_{2t} を x_{1t} にOLSで回帰した次式は見せかけの相関を持つ可能性がある。

$$x_{2t} = \alpha + \beta x_{1t} + \mu_t \quad (3-12)$$

しかし、残差系列 $\{\hat{\mu}_t\}$ がI(0)過程であれば、 x_{1t} と x_{2t} は共和分関係にあるといえる(Engle and Granger, 1987)。TARモデルでは、共和分検定を次式によって行う。

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1 - I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^T \gamma_i\Delta\mu_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3-13)$$

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (3-14)$$

ただし、 T はラグ次数、 I_t はヘビサイド指示関数であり、閾値 τ により2つのレジームに分割されている。また、 ε_t は次の条件を満たすホワイトノイズ攪乱項である。

$$E(\varepsilon_t) = 0, \quad E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2, \quad E(\varepsilon_t\varepsilon_j) = 0 \quad (t \neq j) \quad (3-15)$$

一方、 $\{\hat{\mu}_t\}$ が定常過程であるための必要十分条件は次の通りである(Petrucelli and Woolford, 1984)。

$$\rho_1 < 0, \quad \rho_2 < 0, \quad \text{and} \quad (1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1, \quad \text{for any } \tau \quad (3-16)$$

また、閾値 τ は、OLS 推計のガウス＝マルコフの定理より、 $\tau = 0$ とするのが長期均衡値として適切だと一般的に考えられる。閾値についてそのような設定を行った実証分析も多い。しかし、 $\tau = 0$ とする必然性や根拠は必ずしもなく、 ρ_1 および ρ_2 を用いて τ の値を推計することが可能である。その方法のひとつとして、Chan (1993)による推計方法が実証分析で多用されている。それによると、まず(3-12)式を OLS 推計することで得られた $\{\hat{\mu}_t\}$ を値の小さい方から順に並べる。次に、最大値から 15%と最小値から 15%を切り捨て、中央部の 70%の系列を得る。そして、その μ の値について、それぞれを閾値として(3-14)式の τ に代入し、(3-13)式の TAR モデルを推計する。推計された TAR モデルの残差二乗和 (Residual Sum of Squares, RSS) を最小にするような μ の値を、閾値 τ の値とする。このように推計された τ は閾値の超一致推定値 (super-consistent estimate)⁵³となる。本稿では、この Chan (1993)の方法を用いて得られた τ を閾値とし、TAR モデルを使用することとする。

次に、閾値自己回帰モデルによる共和分検定を行う。これは μ_t の定常性を検定するものであり、(3-13)式において $\rho_1 = \rho_2 = 0$ を検定することで行われる。帰無仮説は $\rho_1 = \rho_2 = 0$ であり、同仮説が棄却されない場合、 μ_t が非定常過程であること、すなわち、 x_{1t} および x_{2t} が共和分関係にないことを示唆する。一方、同仮説が棄却されれば μ_t は定常過程であり、 x_{1t} および x_{2t} が共和分関係にあることが示される。仮説検定の方法は、 $\rho_1 = \rho_2 = 0$ の F 統計量を用いる。特に、この手法における F 統計量は、 Φ 統計量と呼ばれる。しかし、通常の F 分布による仮説検定を行うことができないため、Enders and Siklos (2001)や Wane et al. (2004)のシミュレーション結果に基づく棄却域が採用される。なお、ラグ次数 T は、本研究では BIC (ベイズ情報量規準)⁵⁴を用いて決定する。ただし、 ρ_1 および ρ_2 が(3-16)の条件を満たし、 ε_t が(3-15)のホワイトノイズ性を満たしていることが必要であるため、それらの条件が満たされているもとで BIC が最小となるようなラグ次数を決定する。

Φ 統計量により μ_t が定常過程であることが確認され、 x_{1t} および x_{2t} が共和分関係にあることが明らかになれば、 x_{1t} から x_{2t} への非対称価格伝達の存在が検定できる。すなわち、 $\rho_1 = \rho_2$ という帰無仮説を通常の F 分布による棄却域を用いて F 検定し、同帰無仮説が棄却されれば非対称価格伝達が統計学的に有意に存在することが示される。

一方、(3-14)の指示関数を次のように変えたものを M-TAR モデルと呼ぶ。

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \Delta\mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (3-17)$$

TAR モデルおよび M-TAR モデルにおける ρ_1 、 ρ_2 は、それぞれ(3-14)、(3-17)式の指示関数により場合分けされた長期均衡への調整係数である。すなわち、TAR モデルでは均衡誤差が閾値によって 2 通りに示され、M-TAR モデルでは均衡誤差の差分が閾値によって 2 通りに示されている。TAR モデルと M-TAR モデルで表される調整係数は、Sichel (1993)のいう 2 つの非対称調整過程、すなわち、「Deepness」と「Steepness」を表す調整過程にそれぞれ対

⁵³ 通常の OLS による推定値よりも速く真の値に収束する推定値である (グリーン, 2000)。

⁵⁴ BIC は SIC (シュワルツ情報量規準) と呼ばれることもある。

応する。Sichel (1993)によると、系列に負の Deepness が存在するとき、その確率密度関数は負の歪度を持ち、平均あるいはトレンドより小さい値の数が少なく、平均的な偏差が大きくなる。また、系列に負の Steepness が存在するとき、1 階差系列が負の歪度を持ち、緩やかな増加よりも急激な下落の方が頻度は少ないが、偏差が大きくなる。したがって、負の Deepness は TAR モデルにおいて $|\rho_1| < |\rho_2|$ であることを示し、負の Steepness は M-TAR モデルにおいて $|\rho_1| < |\rho_2|$ であることを示す。 ρ は 1 期間で長期均衡に向けて調整される量を表すため、いずれのモデルにおいても $|\rho_1| < |\rho_2|$ であれば、 x_{1t} と x_{2t} の価格差が広がるような変化に対してよりも、価格差が縮まるような変化に対して急速に調整が行われることを示す。これは、正の非対称価格伝達を意味することに他ならない。逆に、 $|\rho_1| > |\rho_2|$ は負の非対称価格伝達を意味する。なお、TAR モデルと M-TAR モデルの選択は任意であり、通常は BIC 等の情報量規準に従って選択される。

TAR モデルにより非対称性が検出された場合、非対称性を考慮しない OLS の誤差項を用いた誤差修正モデルは誤った推計結果をもたらす。よって、誤差修正モデルに TAR モデルの推計で導出した非対称性を組み込んだ、次式のようなモデルを推計することが可能である。

$$\Delta x_{2t} = \alpha + \gamma^+ I_t \mu_{t-1} + \gamma^- (1 - I_t) \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^T \beta_{1i} \Delta x_{2,t-i} + \sum_{i=0}^T \beta_{2i} \Delta x_{1,t-i} + \varepsilon_t, \quad (3-18)$$

ただし、 I_t は(3-14)または(3-17)式の指示関数である。(3-18)式は(3-9)式と形式上は同一であるが、(3-9)式の場合は、誤差修正項が(3-10)式で表されており、共和分検定における非対称性を踏まえていない点で(3-18)式と異なっている。

(3-18)式の β により、短期的な価格伝達度を推計することができる。ただし、非対称性の検定自体は(3-18)式ではなく、(3-13)式の ρ_1 および ρ_2 で行われる。また、 ρ_1 と γ^+ 、 ρ_2 と γ^- は似たような値および大小関係となると考えられる。この点は、多くの先行研究で同様の推計値が得られていることから明らかである。したがって、非対称価格伝達の存在自体を検出するのが目的であれば、誤差修正モデルを推計する必要はないといえる。本研究では、短期的な価格のダイナミズムを把握することよりも、非対称価格伝達の存在を明らかにすることが主要な目的であるため、誤差修正モデルの推計は行わないこととする。

3.2.5 ローリング・ウィンドウ法⁵⁵

TAR モデルにより、共和分モデルの第二の問題を克服し、より頑健な推計を行うことが可能となった。また、上述のように、この TAR モデルを使用した実証分析が蓄積されている。しかしながら、上記 TAR モデルを用いた分析には時系列分析特有の課題が残っている。

そのひとつは、サンプル期間の選定に関する問題である。一般的に、時系列分析にお

⁵⁵ 本分析は、Nakajima (2011a) および Nakajima et al. (2011) に依拠している。

るサンプル期間の選定は、時系列データの利用可能性の制約を受ける。しかし、与えられたサンプル期間内の期間設定には裁量の余地があり、その意味で推計結果はアド・ホックなものである。Enders and Siklos (2001)も、サンプル期間の選択により ρ の値が変わり得ることを指摘している。したがって、異なるサンプル期間による推計結果を比較した感度分析を行う等、サンプル期間を変更することによる影響について検討する必要がある。

TAR モデル推計におけるもうひとつの問題は、ひとつ目の問題と密接に関連しているが、パラメータの経年変化に焦点を当て、非対称性の変化を検討した研究が少ないことである。与えられた期間内に 1 つ以上の構造変化が存在し、各構造変化点前後でパラメータの推計値が異なる場合、総サンプル推計におけるパラメータはバイアスを持ち、そこから得られる結論や含意も全く的外れなものとなってしまう。先行研究の中には、叙述的に構造変化の可能性を指摘し、構造変化点前後で期間区分を行い、各小サンプル期間において TAR モデルを推計するものもある (Enders and Siklos (2001), 中島(2010), 松井ら(2011)等)。しかし、構造変化点となり得る市場構造の変化や社会的事象に基づく期間区分は、統計的分析に基づいて構造変化点を導出していないという意味で、客観性および厳密性に欠けているといえる。また、叙述的分析による構造変化点の導出では、構造変化点にある程度の幅を持たせることが可能であり⁵⁶、その点で上述の裁量的な期間設定の問題が生じる。

先行研究の中には、統計的に構造変化点を導出するものもある。たとえば、Abdulai (2002) は、Chow 検定により叙述的分析から考えられる構造変化点前後でパラメータの変化が有意に検出されるかどうかを検討している。しかし、Chow 検定は与えられた構造変化点前後のパラメータ変化について検定を行うものであり、事前に構造変化点に関する知識があることが前提である。一方、Nakajima et al. (2010)は、(3-12)式の誤差項 μ_t に対して Bai and Perron (2003)による構造変化検定を行っている。この検定手法は、事前に構造変化点に関する情報がない場合でも複数の構造変化点を検出することが可能である。TAR モデルが μ_t の非対称性について推計するものであるため、 μ_t に対して構造変化検定を行うことに一定の妥当性があるといえるものの、非対称性の検定を行うパラメータである(3-13)式の ρ について構造変化検定を行っているわけではない。なお、構造変化点を導出することと、パラメータの経年変化を把握することは、関連してはいるが元来別問題と捉えられるべきものでもある。それは、前者が総サンプル期間を一定の小サンプルに区分するための指標を提示するものであるのに対し、後者はパラメータ自体を (いかなる頻度であれ) 時系列化することを意味するからである。

そこで、本研究では、TAR モデルにおけるパラメータの潜在的な経年変化を推計することで、構造変化について明らかにし、先行研究より頑健な推計手法による TAR モデルの推計を行うことを目的とする⁵⁷。その際、ローリング・ウィンドウ法を TAR モデルに適用することで、パラメータの経年変化を把握し、非対称価格伝達の方法 (正負) の変化を明ら

⁵⁶ 厳密には、統計的手法による構造変化点の導出においても、有意水準の設定により、一定の幅を持たせることが可能である。

⁵⁷ ただし、ローリング・ウィンドウ法を利用可能な一定のサンプル数が確保された事例に限る。

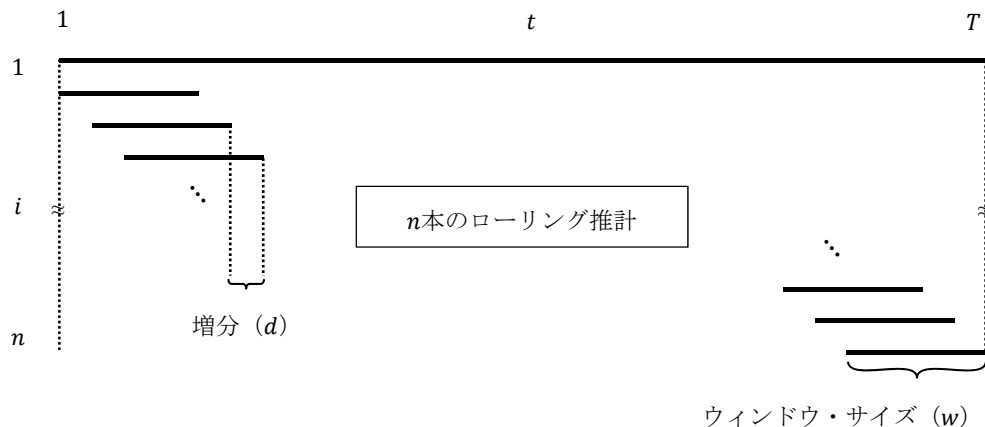


図 3-2 ローリング・ウィンドウ法の概念図

資料：筆者作成

かにする。

ローリング・ウィンドウ法は、小サンプルサイズを固定して、その開始時点と終了時点を変更させ、逐次的に推計を行う方法である。モデルの安定性を評価する場合にしばしば用いられる手法である (Zivot and Wang, 2006)。ローリング・ウィンドウ法の概念図を示したものが図 3-2 である。ここで、 $t \in [1, T]$ は時系列データの総サンプル期間 (T) 内における時間を表し、 $i \in [1, n]$ は各ローリング・ウィンドウ法による推計（以下、ローリング推計と呼ぶ）番号を表す。また、各ローリング推計のサンプル数をウィンドウ・サイズと呼び、 w で表す。 w は期間を通じて固定である⁵⁸。一方、各ローリング推計の開始時点および終了時点の増分を d で表す。このとき、ローリング推計の本数 n は次式で表せる。

$$n = \left\lfloor \frac{T - w}{d} \right\rfloor + 1 \quad (3-19)$$

ただし、 $\lfloor \cdot \rfloor$ はフロア関数であり、小数点以下を切り捨てるものである。なお、一般的に d が小さいほど n は増加し、より詳細なパラメータの変化を把握することができる。今日の高性能化した計算機（家庭用コンピュータ）を用いれば、 d を小さくすることで増大するコンピュータ負荷はほとんどないといえる。よって、通常は $d = 1$ とすることが望ましい。このとき、 $n = T - w + 1$ となる。

次に、次式のようなローリング・ウィンドウ法による OLS 推計を考える。

$$y_{t(i)} = a_i + b_i x_{t(i)} + e_{t(i)}, \quad i = 1, \dots, n \quad (3-20)$$

ただし、 y , x は変数、 a , b はパラメータ、 e は誤差項、 t は時間、 i はローリング推計の番号

⁵⁸ 開始時点 $t = 1$ で固定し、 w を増加させていく方法 (recursive タイプ) や、終了時点 $t = T$ で固定し w を減少させていく方法 (reverse recursive タイプ) もある。前者の方法で、共和分モデルではない TAR モデルを推計したものとして、Bermejo et al. (2011) がある。

を表す。ここで、 a および b に下付き文字 i がついていることから、パラメータは各ローリング推計において異なる可能性があることを示している。また、 $t(i)$ は i 番目のローリング推計における時間を表し、 $t(i) \in [i, i + w - 1]$ という範囲をとる。

ここで具体例を挙げる。総サンプル数が 500 であるデータを用い、ウィンドウ・サイズを 100 とするローリング推計を行うとする。また、上記のように増分を 1 とする。このとき、1 番目のローリング推計では 1 から 100 までのサンプル期間を対象に与えられた推計を行う。2 番目のローリング推計では 2 から 101、3 番目のローリング推計では 3 から 102 と逐次的に推計を行い、最後は 401 番目のローリング推計が 401 から 500 までのサンプル期間を対象に推計を行う。合計 401 個のローリング推計により、各パラメータにつき 401 個の推計値が得られる。この推計値を時系列データとすることで、各パラメータの経年変化を把握することができる。

ローリング推計のパラメータは、増分 d の他にウィンドウ・サイズ w の影響を受ける。すなわち、(3-19)式より、 w が小さいほど n が大きくなるため、より詳細な経年変化の把握が可能になる。しかしながら、パラメータの変化の変動が大きくなり (Su and Hwang, 2009)、変化の傾向を把握することが困難になる。また、ローリング・ウィンドウ法を TAR モデルに適用する場合、サンプル数が少ないと調整速度を正確に推計することができないことから (Enders and Siklos (2001)および Hansen (1997)を参照)、あまりにも小さい w は望ましくない。逆に、 w が大きいほど小サンプルの問題は回避されるが、 n が小さくなることにより、パラメータの経年変化の把握が相対的に粗雑なものになる。したがって、複数の w についてローリング推計を試み、適切な w を探索したり、様々な w の値による推計結果の違いについて感度分析することが必要となる。なお、先行研究では、Swanson (1998)が 10 年間 (120 ヶ月) および 15 年間 (180 ヶ月) というウィンドウ・サイズを用いる一方、Su and Hwang (2009) は w を 13, 25, 39, 51 とし推計結果を比較している。よって、与えられた総サンプルに基づき、適切な w の値を模索することが必要であるといえる。

続いて、ローリング・ウィンドウ法を用いた TAR モデル推計 (以下、ローリング TAR 推計と呼ぶ) について説明する。 i 番目のローリング TAR 推計において、 $x_{1t(i)}$ と $x_{2t(i)}$ が共相関関係にあるかどうかを検定するために、(3-13)式および(3-14)式または(3-17)式をサンプル $t(i)$ について推計する。すなわち、ローリング TAR モデルは次のように表せる。

$$\Delta\mu_{t(i)} = I_{t(i)}\rho_{1i}\mu_{t(i)-1} + (1 - I_{t(i)})\rho_{2i}\mu_{t(i)-1} + \sum_{j=1}^{T_i} \gamma_{ji}\Delta\mu_{t(i)-j} + \varepsilon_{t(i)}, \quad (3-21)$$

$$I_{t(i)} = \begin{cases} 1 & \text{if } \mu_{t(i)-1} \geq \tau_i \\ 0 & \text{if } \mu_{t(i)-1} < \tau_i \end{cases} \quad (\text{TARモデル}) \quad \text{または} \quad (3-22)$$

$$I_{t(i)} = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta\mu_{t(i)-1} \geq \tau_i \\ 0 & \text{if } \Delta\mu_{t(i)-1} < \tau_i \end{cases} \quad (\text{M-TARモデル}) \quad (3-23)$$

各ローリング TAR 推計では $\varepsilon_{t(i)}$ のホワイトノイズ性 ((3-15)式参照) および, $\rho_{1i} < 0$ かつ $\rho_{2i} < 0$ かつ $(1 + \rho_{1i})(1 + \rho_{2i}) < 1$ ((3-16)式参照) を満たし, その上で BIC が最小となるような T_i が決定される. また, 共和分検定の方法や, 非対称性の検定方法は, 通常の TAR モデルと同様であり, 各ローリング推計においてこれらの検定が行われる. 特に, $|\rho_{1i}| < |\rho_{2i}|$ であれば正の非対称価格伝達, $|\rho_{1i}| > |\rho_{2i}|$ であれば負の非対称価格伝達であることが示される. なお, TAR モデルと M-TAR モデルの選択は BIC に基づくが, パラメータ ρ_{1i} , ρ_{2i} を時系列化する際に, 異なる i で TAR モデルと M-TAR モデルの推計値が混在することで, パラメータの変化を正確に把握することができなくなる可能性があると考えられる. したがって, 本研究では, TAR モデルに基づくパラメータの系列と M-TAR モデルに基づくパラメータの系列をそれぞれ生成し, 全体として BIC が小さい割合が高い方のモデルを採用することとする.

ローリング TAR 推計により, ρ_1 および ρ_2 の変化を把握することが可能になる. すなわち, ρ_1 および ρ_2 の時系列が得られる. 次に, 本研究ではこれらの系列を用い, 非対称価格伝達の指数化について検討する. ただし, これまでのローリング・ウィンドウ法に関する先行研究では, ローリング推計値をもとに何らかの指数を作成することは行われてこなかった. したがって, ここではいくつかの指数化に関する試みを示す.

最も単純な指数化は, $|\rho_{2i}| - |\rho_{1i}| \equiv APT(i)$ を生成することである. $|\rho_{1i}| < |\rho_{2i}|$ が正の非対称価格伝達, $|\rho_{1i}| > |\rho_{2i}|$ が負の非対称価格伝達を示すことから, $APT(i)$ が正であれば正の非対称価格伝達を, 負であれば負の非対称価格伝達を意味する. ただし, 元のデータの総サンプル数が T であるのに対し, $APT(i)$ のサンプル数は n であり, T よりも小さい. したがって, 各ローリング推計から得られる $APT(i)$ が, どの時点の指数であるかを特定する必要がある. たとえば, i 番目のローリング TAR 推計の開始時点 (i) に合わせることや, 終了時点 ($i + w - 1$) に合わせることで, $t(i)$ の中央値に合わせることで, 等の可能性が考えられる. このうち, 最も直観的なものは $t(i)$ の中央値に合わせることであろう. つまり, i 番目の推計結果を代表する t は次式のように求められる.

$$t = \left\| \left\| \frac{i + (i + w - 1)}{2} \right\| \right\| = i + \left\| \left\| \frac{w - 1}{2} \right\| \right\| \quad (3-24)$$

ただし, $\|X\|$ は X を四捨五入することを表す⁵⁹.

しかしながら, 上記の方法では $w - 1$ のサンプル数を指数化の際に失うことになり, 非効率である. そこで, 次のような方法で非対称価格伝達指数 (APT_t) を生成することを検討する. まず, 以下の3通りの方法で APT_i^k ($k = 1, 2, 3$)を定義する.

$$APT_i^1 \equiv |\rho_{2i}| - |\rho_{1i}| \quad (3-25)$$

$$APT_i^2 \equiv \begin{cases} |\rho_{2i}| - |\rho_{1i}| & \text{if significantly } \rho_{1i} \neq \rho_{2i} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3-26)$$

⁵⁹ ここでは四捨五入とするが, 小数点以下切り捨てとしても大差ない.

$$APT_i^3 \equiv \begin{cases} 1 & \text{if significantly } |\rho_{1i}| < |\rho_{2i}| \\ -1 & \text{if significantly } |\rho_{1i}| > |\rho_{2i}| \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3-27)$$

APT_i^1 は $APT(i)$ と同一であり、これが正値であれば正の非対称価格伝達、負値であれば負の非対称価格伝達を示す。また、 APT_i^2 は、統計的に有意に非対称性が存在する場合に限り $APT(i)$ の値を用い、非有意の場合を0とするものである。これは、非対称性の統計的検定結果を強調するものである。さらに、 APT_i^3 は非対称性の大きさについて捨象することで、非対称性の検定結果から指数の符号を決めるものである。

これらの APT_i^k を用いて、非対称価格伝達指数 APT_t^k を次のように定義する。

$$APT_t^k \equiv \frac{1}{n_t} \sum_{i=\max(1,t-w+1)}^{\min(t,T-w+1)} APT_i^k, \quad k = 1, 2, 3 \quad (3-28)$$

ただし、 $n_t = \min(t, w, T - t + 1)$ である。

APT_t^k は、 i 番目のローリング TAR 推計による結果から得られた APT_i^k を $t(i)$ に等しく割り当てた後、 t についてそれを加重平均したものである。 n_t は t ごとのローリング TAR 推計の個数を表している⁶⁰。

なお、以下の分析では、この指数化法を大豆および菜種の実証分析に適用する。これは、パーム油の分析に使用するデータが最大21と少なく、ローリング推計を行うことができないためである。また、他の指数との関連性を定量的に分析することから、非対称性の大きさが重要な意味を持つ可能性を踏まえ、 APT_t^1 および APT_t^2 を計測することとする⁶¹。

⁶⁰ たとえば、 $T = 500$ 、 $w = 100$ の場合、 $n_1 = 1, n_2 = 2, \dots, n_{100} = 100$ となるが、 $t \in [100, 401]$ においては、 $n_t = 100$ となる。そして、 $n_{402} = 99, n_{403} = 98, \dots$ となり、最後に $n_{500} = 1$ となる。

⁶¹ なお、 ρ_1 および ρ_2 は概ね-1から0の間の数値をとることが多く、したがって、 $APT(i)$ は-1から1までの数値をとることが多いため、 APT_t^2 と APT_t^3 は実際には大差ないものとなっている。

3.3 インドネシアおよびマレーシアのパーム油輸出市場⁶²

3.3.1 はじめに

先行研究では、世界のパーム油輸出市場におけるインドネシアの急成長と、マレーシアと比較した際のインドネシアの価格競争力の高さが指摘された (2.2 参照)。しかし、これまでにインドネシアおよびマレーシアのパーム油輸出における価格伝達に関する研究は行われてこなかった。本節の課題は、インドネシアおよびマレーシアのパーム原油およびパーム精油輸出における収益性について、価格伝達の観点から分析することとする。その際、パーム原油とパーム精油に区別し、各輸出国の国内価格から各主要輸出相手国に対する輸出価格への価格伝達について検討し、その非対称性について検定を行う。

各輸出国で生産されたパーム原油は、パーム原油のまま、もしくはパーム精油に精製・加工され輸出される。ここで、国内のパーム原油価格 (P_D) と輸出価格 (P_E) の関係は、(3-12) 式のような長期均衡関係があると仮定する。すなわち、次式が成立すると仮定する。

$$P_{E,t} = a_0 + a_1 P_{D,t} + \mu_t \quad (3-29)$$

ここで、 μ_t は流通マージンを表す⁶³ (Abdulai, 2000)。

3.3.2 データ

分析に使用するデータは次の通りである。まず、インドネシアのパーム原油国内価格は DGE⁶⁴ によるものを使用し、1991 年から 2008 年の年次データが利用可能である⁶⁵。また、マレーシアのパーム原油国内価格は MPOB⁶⁶ に依拠し、マレーシア半島における平均価格の、1989 年から 2009 年までのデータを使用した。一方、輸出価格については、各輸出国から各対象輸入国に対する輸出総額および輸出量から輸出単価を求め、これを使用した。インドネシアおよびマレーシアのパーム原油およびパーム精油については、1989 年から 2009 年までの UN Comtrade のデータを用いた。

輸出価格は米国ドル表示であるため、これを各輸出国の通貨に変換した。為替レートは IMF-IFS のデータを使用した。また、国内価格は各輸出国の消費者物価指数を用いて実質化したものを使用した。これは、両国、特にインドネシアにおける物価上昇が大きく、それ

⁶² 本節の内容は、Nakajima (2011b) を改訂したものである。

⁶³ また、水平的価格伝達の文脈ではあるが、Alderman (1993) や Alexander and Wyeth (1994) 等、多くの既存研究で費用一定の仮定が置かれており (Abdulai, 2000)、本稿でもこれを採用する。

⁶⁴ Directorate General of Estates, Ministry of Agriculture, Indonesia.

⁶⁵ FAOSTAT のパーム原油国内価格も利用できるが、特に近年のデータでは DGE のデータと比較して大きく輸出価格から乖離しているため、DGE のデータを使用することとした。

⁶⁶ Malaysian Palm Oil Board.

表 3-3 対象輸入国とサンプル数

	インドネシア		マレーシア	
	パーム原油	パーム精油	パーム原油	パーム精油
国内価格	1991-2008 (18)		1989-2009 (21)	
輸入国平均	1991-2008 (18)	1991-2008 (18)	1989-2009 (21)	1989-2009 (21)
ASEAN	1991-2008 (18)	1991-2008 (18)	1989-2009 (21) ^b	1989-2009 (21)
ASEAN (インドネシア除く)			1989-2009 (21) ^b	1989-2009 (21)
ASEAN (マレーシア除く)	1991-2008 (18)	1991-2008 (18)		
中国	1991-2008 (18)	1991-2008 (18)	1998-2009 (12) ^c	1989-2009 (21)
EU	1991-2008 (18)	1991-2008 (18)	1989-2009 (21) ^d	1989-2009 (21)
インド	1991-2008 (18)	1991-2008 (18)	1999-2009 (11)	1989-2009 (21)
インドネシア			1989-2009 (21)	
日本	1991-2008 (18) ^a	1997-2008 (12)	1989-2009 (21) ^e	1989-2009 (21)
マレーシア	1991-2008 (18)	1992-2008 (17)		
オランダ	1991-2008 (18)	1991-2008 (18)	1989-2009 (21) ^f	1989-2009 (21)
パキスタン			1999-2009 (11)	1989-2009 (21)
米国			1989-2009 (21)	

資料：国内価格は DGE および MPOB，輸出価格は UN Comtrade

注：1) () 内はサンプル数を表す。

2) 上付き文字はそれぞれ以下の年を補間したことを示す。a: 2003, b: 1996 and 1998, c: 2000, d: 1997, e: 2005, f: 1993, 1995, 1997

が価格伝達に与える影響を考慮する必要があると考えられるためである⁶⁷。なお、各国の消費者物価指数は IMF-IFS のデータを使用した（2005 年を 100 とする）。

対象輸入国は各輸出国の輸出量に占めるシェアの大きさから選択した。製品別の対象輸入国とそのデータの対象期間を示したものが表 3-3 である。ここで、「輸入国平均」の輸出価格は輸出総額を総輸出量で除したものであり、「ASEAN」は加盟 10 カ国の加重平均価格、「EU」は EU 加盟国の加重平均価格を表す。

表 3-3 のサンプル数に示されているように、輸入国の中には年間輸入量が 0 となる年を含むものもある。こうした欠損値として扱われるものについては、2 年以上連続して欠損値がないものについて、サンプル数を確保するためにデータ補間（内挿）を行った。具体的には、次式による輸入国平均価格を用いた線形補間を実施した。

$$y = \frac{y_1 - y_0}{x_1 - x_0}(x - x_0) + y_0 \quad (3-30)$$

ただし、 y は欠損値、 x は参照する変数の同期の値、下付き文字 0 は 1 期前の価格、下付き

⁶⁷ TAR モデルを用いた実証分析の多くは、名目価格を使用している。しかし、Abdulai (2000) は対象国の物価上昇率の大きさを考慮し、実質価格を用いて分析を行っている。本稿では、感度分析として名目価格を用いた分析も行い、実質価格を用いた分析の後にその結果を示すこととする。

表 3-4 単位根検定結果

	ADF 検定	PP 検定
$\ln P_D^{IC}$	-3.21 [0.12]	-3.17 [0.12]
$\Delta \ln P_D^{IC}$	-4.67 [0.01]**	-11.79 [0.00]***
$\ln P_E^{IC}$	-3.12 [0.13]	-3.09 [0.14]
$\Delta \ln P_E^{IC}$	-5.42 [0.00]***	-10.83 [0.00]***
$\ln P_E^{IR}$	-3.22 [0.11]	-3.16 [0.12]
$\Delta \ln P_E^{IR}$	-4.70 [0.01]***	-9.72 [0.00]***
$\ln P_D^{MC}$	-3.52 [0.07]*	-2.56 [0.30]
$\Delta \ln P_D^{MC}$	-4.97 [0.00]***	-6.37 [0.00]***
$\ln P_E^{MC}$	-3.26 [0.10]	-2.21 [0.46]
$\Delta \ln P_E^{MC}$	-4.84 [0.01]***	-5.19 [0.00]***
$\ln P_E^{MR}$	-3.83 [0.04]**	-2.56 [0.30]
$\Delta \ln P_E^{MR}$	-5.16 [0.00]***	-5.31 [0.00]***

注：1) ADF 検定の t 統計量は、BIC により最適とされたラグ次数を用いた推計によるものである。

2) [] 内の値は p 値であり、MacKinnon (1996)によるものである。

3) PP 検定は、Bartlett kernel を用いた Newey-West のバンド幅に基づくものである。

4) いずれの検定も、時間トレンドを含んだ定式化による推計結果である。

5) 上付き文字 *IC*, *IR*, *MC*, *MR* はそれぞれインドネシア産パーム原油、インドネシア産パーム精油、マレーシア産パーム原油、マレーシア産パーム精油を表す。また、下付き文字 *D*, *E* はそれぞれ国内価格、輸出平均価格を表す。

6) ***, **, * は、それぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを表す。

文字 1 は 1 期後の価格であり、ここでは x は輸入国平均価格である⁶⁸。

最後に、TAR モデルの推計においては、多くの先行研究と同様、対数変換した変数を使用した⁶⁹。

3.3.3 単位根検定

単位根検定では、Augmented Dickey-Fuller (ADF) 検定および Phillips-Perron (PP) 検定を使用した。ここでは煩雑になることを避けるため、国内価格および平均輸出（輸入国平均）価格に関する検定結果を表 3-4 に示す。ADF 検定結果から、マレーシア産パーム精油の輸入国平均価格を除き、レベル系列では単位根過程にあるという帰無仮説は棄却できないが、1 階差系列では同仮説が棄却されるため、1 階差定常過程 (I(1)過程) にあることが明らかとなった⁷⁰。一方、PP 検定によると、すべての変数について同様の仮説検定結果が得られ

⁶⁸ 計算には Stata の *ipolate* コマンドを使用した。なお、より正確な補間法については Little (1992)等を参照。

⁶⁹ 対数系列の 1 階差系列はレベル系列の変化率に近似できる。実際の価格データの多くは時間トレンドを持っているが、その変化率は比例的であることが多いことから、対数系列が単位根を持っていても、その 1 階差系列は定常過程となりやすい (Hamilton, 1994)。これが多くの実証分析で対数系列が使用される主な理由である (Ben-kaabia and Gil, 2007)。

⁷⁰ なお、ここでは示していないが、国内価格を欠損値のある輸出価格のサンプル数に合わせて単位根検定を行った場合でも、すべて I(1)過程にあることが明らかとなった。また、名目価格を使用した場合、レ

たことから、各変数は I(1)過程にあることが示された。したがって、すべての変数で概ね I(1)過程にあることが判明したため、TAR モデルを使用して非対称価格伝達の推計を行うことが可能となった。

3.3.4 非対称価格伝達の実証分析

インドネシア産パーム原油、インドネシア産パーム精油、マレーシア産パーム原油、マレーシア産パーム精油について、TAR モデルの推計結果を示したものが、それぞれ表 3-5、表 3-6、表 3-7、表 3-8 である。各輸入国につき、上段が TAR モデルの推計結果、下段が M-TAR モデルの推計結果である。それぞれにおいて、パラメータ ρ_1 、 ρ_2 、条件(3-15)および(3-16)を満たし BIC が最小となるラグ次数、 Φ 統計量、非対称性に関する F 検定、ホワイトノイズ性(3-15)に関する Portmanteau 検定、BIC、Chan (1993)の方法により求められた閾値の超一致推定値 τ が示されている。最右列では、条件(3-15)および(3-16)を満たし、共和分関係が検出されたもの (Φ が有意となったもの)について、BIC の小さい方のモデルに○を付し、それらを最適な推計結果として主な分析対象とする。

インドネシア産パーム原油 (表 3-5) についてみると、オランダおよび中国を除く輸入国 (地域) については国内価格と輸出価格が共和分関係にあるため、非対称性の検定を行うことができる。また、シンガポール以外は ρ の条件(3-16)を満たしている。そして、すべての最適な推計結果は $|\rho_1| > |\rho_2|$ となっており、少なくとも 10%水準で有意となっている。すなわち、輸入国平均、インド、EU、マレーシア、日本、ASEAN、マレーシアを除く ASEAN について負の非対称価格伝達を検出されており、これはインドネシアの一時的な超過利潤が一時的な超過損失よりも急速に調整され元の水準に戻ることを意味する。つまり、インドネシアにとって超過損失が蓄積されるような価格伝達を示す。逆に、上記の輸入国 (地域) にとっては超過利潤が蓄積されるような価格伝達となっている⁷¹。

次に、インドネシア産パーム精油の結果 (表 3-6) をみると、最適な推計結果はオランダにおいてのみ検出され、有意に $|\rho_1| > |\rho_2|$ となった。したがって、オランダにおいて負の非対称価格伝達を検出され、インドネシアのオランダに対するパーム精油の輸出において、超過損失が蓄積されるような価格伝達が存在する一方、オランダが超過利潤を蓄積するような価格伝達が存在することが明らかとなった。オランダを除いて最適な推計結果が得られなかったのは共和分関係が検出されなかったためであり、それはインドネシアのパーム精油輸出価格と国内のパーム原油価格の連動性が低いことを意味する。その理由としては、インドネシアにおいてはパーム原油の輸出が主流であり、パーム精油の輸出は増加傾向に

ベル系列で単位根過程にあるという帰無仮説が棄却される変数の増加がみられた。さらに、欠損値を補間せずに単位根検定を行った場合、1 階差系列でも単位根過程にある変数が見受けられた。

⁷¹ 名目価格を用いた分析では、インド、マレーシア、日本、マレーシアを除く ASEAN に関して最適な推計結果が得られ、このうちマレーシアと日本について負の非対称価格伝達が有意に検出された。なお、統計的に有意ではないが、中国の M-TAR モデルを除くすべての推計結果において、 $|\rho_1| > |\rho_2|$ となっている。

あるものの相対的に少ないことによる影響が考えられる。つまり、多くの輸入国はパーム精油をマレーシアから輸入しており、その結果、日本のようにインドネシアからの輸入がない年が多くなる国も多く、それが価格の安定性を失わせている可能性がある。なお、最適でない推計結果においても、概ね $|\rho_1| > |\rho_2|$ となっており、 $|\rho_1| < |\rho_2|$ となっているのは日本と ASEAN といった一部の輸入国（地域）に限られている⁷²。

続いて、マレーシア産パーム原油の推計結果（表 3-7）について検討する。ここでは、インド、中国、ASEAN（インドネシアを含む）以外について最適な推計結果が得られた。そのうち、輸入国平均、オランダ、EU、パキスタン、シンガポールにおいて、正の非対称価格伝達が検出された。すなわち、マレーシアはパーム原油の輸出において、これらの輸入国（地域）に対し超過利潤を蓄積するような価格伝達を行っており、逆にこれらの輸入国（地域）については超過損失が蓄積するような価格伝達となっていることが示された。一方、日本やインドネシアを除く ASEAN に対するパーム原油の輸出においては、対称的な価格伝達となっている⁷³。

最後に、マレーシア産パーム精油の推計結果（表 3-8）をみると、中国以外の輸入国（地域）について最適な推計結果が得られた。そのうち、EU および日本では正の非対称価格伝達が検出された。また、それ以外の輸入国については、対称的な価格伝達となっている⁷⁴。

⁷² 名目価格を用いた分析結果も、オランダでは負の非対称価格伝達が検出されたが、オランダ以外の輸入国においては最適な結果が得られなかった。これも、共和分関係が検出されないことによるものが大宗を占めていた。また、統計的に有意ではないが、 $|\rho_1| > |\rho_2|$ となる場合が多く、 $|\rho_1| < |\rho_2|$ となったのはインド、マレーシア、ASEAN といった一部の輸入国（地域）にすぎなかった。

⁷³ 名目価格による分析では、インド、中国、日本を除く分析結果で非対称性の検定が可能となり、そのうちオランダやシンガポールについて正の非対称価格伝達が、インドネシアを除く ASEAN で負の非対称価格伝達が検出された。

⁷⁴ 名目価格による分析結果でも、中国を除き最適な推計結果が得られた。そこでは、EU および日本に加え、オランダや ASEAN（インドネシア含む）でも正の非対称価格伝達が検出された。

表 3-5 TAR モデル推計結果（インドネシア産パーム原油）

変数	モデル	ρ_1	ρ_2	lags	Φ	Asym.	$Q(6)$	BIC	τ	選択
輸入国平均 1991-2008	TAR	-1.073*** -3.59	-0.008 -0.03	1	6.49 0.102	8.63** 0.012 -	2.79 0.83	-58.30 2nd	0.167	
	M-TAR	-1.295*** -4.38	-0.035 -0.18	1	9.61** 0.046	13.83*** 0.003 -	9.58 0.14	-61.75 2nd	0.070	○
インド 1991-2008	TAR	-1.058*** -3.70	-0.098 -0.27	0	6.87* 0.091	4.38* 0.054 -	3.02 0.81	-56.24 1st	-0.075	○
	M-TAR	-1.091** -2.91	-0.408 -1.32	0	5.09 0.284	1.97 0.181	3.48 0.75	-53.99 1st	0.233	
オランダ 1991-2008	TAR	-0.735** -2.79	-0.013 -0.05	0	3.88 0.334	4.11* 0.061 -	0.88 0.99	-62.99 1st	0.154	
	M-TAR	-0.876*** -3.06	-0.040 -0.19	0	4.70 0.328	5.47** 0.034 -	3.09 0.80	-64.16 1st	0.130	
EU 1991-2008	TAR	-0.916*** -3.19	0.007 0.03	1	5.11 0.185	6.43** 0.025 -	0.69 0.99	-57.35 2nd	0.158	
	M-TAR	-1.266*** -4.24	-0.043 -0.23	1	8.98* 0.057	12.92*** 0.003 -	3.76 0.71	-61.96 2nd	0.125	○
マレーシア 1991-2008	TAR	-0.807** -2.88	-0.080 -0.30	0	4.19 0.292	3.54* 0.079 -	0.90 0.99	-61.09 1st	0.153	
	M-TAR	-1.433*** -5.34	-0.025 -0.14	1	14.38** 0.011	21.67*** 0.001 -	4.38 0.63	-65.46 2nd	0.171	○
中国 1991-2008	TAR	-0.601* -2.05	-0.163 -0.59	0	2.28 0.653	1.18 0.294	3.95 0.68	-59.29 1st	-0.121	
	M-TAR	-0.148 -0.43	-0.493* -1.93	0	1.96 0.812	0.65 0.432	5.11 0.53	-58.73 1st	0.091	
日本 1991-2008	TAR	-1.223*** -4.47	-0.123 -0.15	0	9.99** 0.026	1.56 0.231	8.84 0.18	-24.79 1st	-0.496	
	M-TAR	-1.302*** -4.86	-0.023 -0.04	0	11.83** 0.022	3.30* 0.089 -	6.50 0.37	-26.49 1st	-0.042	○
ASEAN 1991-2008	TAR	-1.098*** -3.95	0.060 0.26	1	8.02* 0.054	11.40*** 0.005 -	1.61 0.95	-59.00 2nd	0.158	
	M-TAR	-1.350*** -4.60	-0.030 -0.15	1	10.66** 0.032	15.84*** 0.002 -	3.47 0.75	-61.68 2nd	0.130	○
ASEAN (マレーシア 除く) 1991-2008	TAR	-1.049*** -4.33	0.116 0.31	0	9.44** 0.032	6.87** 0.019 -	5.54 0.48	-29.71 1st	0.260	
	M-TAR	-1.068*** -3.96	-0.098 -0.28	0	7.89* 0.094	4.87** 0.043 -	6.35 0.38	-28.09 1st	0.154	○
シンガポール 1991-2008	TAR	-1.050*** -4.23	0.066 0.17	0	8.97** 0.039	5.89** 0.028 -	5.49 0.48	-28.64 1st	0.265	
	M-TAR	-1.039*** -4.14	0.045 0.11	0	8.59* 0.066	5.41** 0.035 -	2.43 0.88	-28.24 1st	0.154	

表 3-6 TAR モデル推計結果（インドネシア産パーム精油）

変数	モデル	ρ_1	ρ_2	lags	Φ	Asym.	$Q(6)$	BIC	τ	選択
輸入国平均 1991-2008	TAR	-0.817**	-0.159	0	3.13	2.28	3.04	-60.58	0.150	
		-2.43	-0.57		0.463	0.152	0.80	1st		
	M-TAR	-1.235**	-0.308	1	4.62	3.92*	2.31	-55.76	0.140	
		-2.91	-1.20		0.314	0.069	0.89	2nd		
中国 1991-2008	TAR	-0.961***	-0.078	0	5.04	4.99**	6.43	-63.68	0.152	
		-3.16	-0.31		0.201	0.041	0.38	1st		
	M-TAR	-0.944***	-0.086	0	4.83	4.66**	5.84	-63.39	0.126	
		-3.09	-0.34		0.311	0.048	0.44	1st		
インド 1991-2008	TAR	-0.822***	-0.171	0	4.70	2.26	1.88	-58.13	-0.128	
		-3.02	-0.51		0.234	0.154	0.93	1st		
	M-TAR	-0.969***	-0.281	0	4.96	2.62	0.47	-58.47	0.238	
		-2.98	-1.03		0.297	0.127	1.00	1st		
オランダ 1991-2008	TAR	-1.311***	-0.439	1	8.10*	4.90**	3.97	-57.62	0.121	○
		-3.90	-1.63		0.052	0.045	0.68	1st		
	M-TAR	-1.311***	-0.439	1	8.10*	4.90**	3.97	-57.62	0.191	○
		-3.90	-1.63		0.079	0.045	0.68	1st		
EU 1991-2008	TAR	-0.788**	-0.244	0	2.75	1.39	4.17	-57.50	0.164	
		-2.19	-0.84		0.542	0.257	0.65	1st		
	M-TAR	-0.899**	-0.243	0	3.08	1.92	5.94	-58.05	0.149	
		-2.31	-0.90		0.590	0.186	0.43	1st		
マレーシア 1992-2008	TAR	-0.932**	-0.353	1	4.63	2.10	2.18	-44.99	0.071	
		-2.89	-1.27		0.227	0.173	0.90	2nd		
	M-TAR	-0.871***	-0.272	1	4.76	2.27	3.10	-45.17	-0.007	
		-3.03	-0.88		0.296	0.158	0.80	2nd		
日本 1997-2008	TAR	-0.128	-0.701	0	1.31	0.84	2.67	-22.60	-0.328	
		-0.29	-1.59		0.871	0.383	0.85	1st		
	M-TAR	-0.068	-0.672	0	1.36	0.92	2.75	-22.69	0.014	
		-0.14	-1.64		0.899	0.363	0.84	1st		
ASEAN 1991-2008	TAR	-0.298	-0.906***	0	5.79	2.58	2.81	-56.61	-0.240	
		-1.19	-3.19		0.145	0.129	0.83	1st		
	M-TAR	-0.753***	-0.152	0	5.47	2.15	2.60	-56.19	0.004	
		-3.28	-0.45		0.243	0.163	0.86	1st		
ASEAN (マレーシア 除く) 1991-2008	TAR	-0.446	-0.626**	0	3.57	0.19	2.20	-52.46	0.214	
		-1.51	-2.20		0.383	0.667	0.90	1st		
	M-TAR	-0.927**	-0.317	0	5.14	2.35	2.42	-54.72	0.366	
		-2.92	-1.32		0.278	0.146	0.88	1st		
シンガポール 1991-2008	TAR	-0.759**	-0.562*	0	5.16	0.23	4.51	-46.17	0.314	
		-2.56	-1.94		0.191	0.643	0.61	1st		
	M-TAR	-1.194*	-0.537	1	3.52	1.08	4.28	-36.44	0.177	
		-2.19	-1.76		0.484	0.324	0.64	2nd		

表 3-7 TAR モデル推計結果（マレーシア産パーム原油）

変数	モデル	ρ_1	ρ_2	lags	Φ	Asym.	$Q(6)$	BIC	τ	選択
輸入国平均 1989-2009	TAR	-0.281	-0.864***	0	5.47	1.24	2.43	-106.16	0.043	
		-0.62	-3.25		0.150	0.281	0.88	1st		
	M-TAR	-0.002	-1.039***	0	8.57*	5.37**	5.94	-110.05	0.014	○
		-0.01	-4.14		0.061	0.033 +	0.43	1st		
インド 1999-2009	TAR	-0.710	-0.510***	0	2.58	0.13	1.76	-44.22	-0.001	
		-1.83	-1.34		0.579	0.723	0.94	1st		
	M-TAR	-0.418	-1.665**	0	5.54	4.04*	3.40	-48.14	-0.003	
		-1.73	-2.92		0.254	0.079 +	0.76	1st		
オランダ 1989-2009	TAR	-0.577	-0.975***	0	6.92*	0.59	3.02	-105.66	-0.088	
		-1.32	-3.48		0.075	0.453	0.81	1st		
	M-TAR	-0.326	-1.160***	0	9.24**	3.30*	2.21	-108.38	-0.063	○
		-0.89	-4.21		0.046	0.086 +	0.90	1st		
EU 1989-2009	TAR	-1.078***	-2.593**	0	14.60***	2.07	5.72	-28.53	-0.233	
		-4.78	-2.52		0.003	0.167	0.45	1st		
	M-TAR	-1.069***	-3.587***	0	17.41***	4.46**	3.21	-30.78	-0.071	○
		-5.05	-3.06		0.002	0.049 +	0.78	1st		
パキスタン 1999-2009	TAR	-1.140*	-1.338**	0	6.99	0.09	2.13	-35.34	-0.093	
		-2.28	-2.96		0.130	0.776	0.91	2nd		
	M-TAR	-0.628	-1.701***	0	11.73*	3.58*	4.87	-38.93	0.033	○
		-1.45	-4.62		0.051	0.095 +	0.56	2nd		
中国 1998-2009	TAR	-0.808	-0.485	0	1.62	0.19	6.20	-42.53	0.119	
		-1.54	-0.93		0.801	0.673	0.40	1st		
	M-TAR	-0.406	-0.877	0	1.76	0.41	7.41	-42.80	-0.034	
		-0.78	-1.71		0.833	0.536	0.28	1st		
日本 1989-2009	TAR	-0.900***	-0.565*	0	6.95*	0.68	6.55	-89.47	0.092	○
		-3.18	-1.94		0.074	0.420	0.36	1st		
	M-TAR	-0.680**	-0.804**	0	6.44	0.09	5.29	-88.82	0.017	
		-2.44	-2.63		0.153	0.769	0.51	1st		
ASEAN 1989-2009	TAR	-0.334	-0.915***	0	5.59	1.28	1.49	-100.22	0.060	
		-0.78	-3.25		0.142	0.273	0.96	1st		
	M-TAR	-0.504*	-1.250***	0	6.35	2.29	1.75	-101.24	-0.098	
		-1.82	-3.07		0.159	0.148	0.94	1st		
ASEAN (インドネシア 除く) 1989-2009	TAR	-1.116***	-0.784**	0	7.09*	0.43	0.73	-95.94	-0.053	○
		-2.89	-2.41		0.069	0.520	0.99	1st		
	M-TAR	-1.137**	-0.797**	0	7.10	0.44	0.52	-95.94	0.018	
		-2.77	-2.55		0.114	0.517	0.99	1st		
シンガポール 1989-2009	TAR	-0.568	-1.408***	0	14.31***	3.17*	4.30	-84.23	0.102	○
		-1.48	-5.14		0.004	0.092 +	0.64	1st		
	M-TAR	-1.205**	-1.090***	0	10.87**	0.05	4.98	-81.04	0.024	
		-2.73	-3.78		0.024	0.831	0.55	1st		

表 3-8 TAR モデル推計結果（マレーシア産パーム精油）

変数	モデル	ρ_1	ρ_2	lags	Φ	Asym.	$Q(6)$	BIC	τ	選択
輸入国平均 1989-2009	TAR	-0.990*** -2.97	-1.092*** -3.33	0	9.96** 0.020	0.05 0.830	9.35 0.15	-116.12 1st	0.019	○
	M-TAR	-1.969*** -5.11	-1.224*** -3.44	1	14.42*** 0.007	3.21* 0.092 -	4.14 0.66	-113.03 2nd	0.010	
中国 1989-2009	TAR	-0.623** -2.45	-0.491 -1.63	0	4.34 0.255	0.11 0.742	2.74 0.84	-111.53 1st	-0.027	
	M-TAR	-0.962*** -3.62	-0.170 -0.17	1	6.57 0.131	4.15* 0.059 -	2.86 0.83	-107.28 2nd	-0.008	
パキスタン 1989-2009	TAR	-0.967 -1.48	-0.992*** -3.89	0	8.65** 0.035	0.00 0.972	2.27 0.89	-82.84 1st	0.037	
	M-TAR	-1.424** -2.40	-0.909*** -3.57	0	9.27** 0.046	0.64 0.436	2.24 0.90	-83.53 1st	-0.060	○
オランダ 1989-2009	TAR	-0.765** -2.46	-1.281*** -3.82	0	10.32** 0.017	1.27 0.274	4.52 0.61	-112.12 1st	-0.036	
	M-TAR	-0.605* -1.87	-1.346*** -4.50	0	11.89** 0.016	2.84 0.109	3.86 0.70	-113.68 1st	-0.027	○
EU 1989-2009	TAR	-0.602* -2.05	-1.485*** -4.46	1	10.60** 0.014	5.04** 0.039 +	1.09 0.98	-107.13 2nd	-0.063	
	M-TAR	-0.599* -2.04	-1.484*** -4.48	1	10.63** 0.025	5.08** 0.039 +	1.13 0.98	-107.17 2nd	-0.057	○
日本 1989-2009	TAR	-0.829*** -2.91	-1.287*** -3.36	0	9.87** 0.021	0.92 0.350	4.84 0.56	-107.32 1st	-0.053	
	M-TAR	-0.710** -2.68	-1.537*** -4.17	0	12.26** 0.014	3.31* 0.085 +	3.15 0.79	-109.70 1st	-0.038	○
米国 1989-2009	TAR	-1.058*** -3.41	-1.116*** -3.26	0	11.14** 0.012	0.02 0.902	7.91 0.24	-109.38 1st	-0.047	
	M-TAR	-0.962*** -3.11	-1.230*** -3.65	0	11.51* 0.019	0.34 0.565	6.99 0.32	-109.74 1st	-0.015	○
インド 1989-2009	TAR	-0.326 -0.39	-0.960*** -4.00	0	8.06** 0.045	0.53 0.476	1.00 0.99	-59.54 1st	0.032	○
	M-TAR	-0.388 -0.47	-0.956*** -3.97	0	7.98* 0.078	0.44 0.516	1.17 0.98	-59.44 1st	-0.035	
インドネシア 1989-2009	TAR	-1.066*** -4.20	-0.411 -0.81	0	9.15** 0.028	1.34 0.261	4.41 0.62	-63.13 1st	-0.114	○
	M-TAR	-1.078*** -4.11	-0.496 -1.09	0	9.03* 0.051	1.22 0.284	5.81 0.44	-63.00 1st	0.153	

(次ページへ続く)

ASEAN 1989-2009	TAR	-0.892**	-1.216**	0	7.48*	0.34	2.78	-102.07	-0.036	
		-2.80	-2.67		0.058	0.568	0.84	1st		
ASEAN 1989-2009	M-TAR	-1.135***	-0.474	0	8.15*	1.09	6.39	-102.87	-0.039	○
		-3.95	-0.84		0.072	0.311	0.38	1st		
ASEAN (インドネシア 除く) 1989-2009	TAR	-0.857**	-1.144**	0	6.60*	0.26	2.88	-101.75	-0.027	○
		-2.69	-2.45		0.088	0.618	0.82	1st		
シンガポール 1989-2009	M-TAR	-1.012**	-0.888**	0	6.43	0.05	3.66	-101.53	0.001	
		-2.67	-2.40		0.154	0.818	0.72	1st		
シンガポール 1989-2009	TAR	-1.039***	-0.871**	0	6.88*	0.10	4.23	-95.90	0.038	○
		-3.03	-2.14		0.077	0.756	0.65	1st		
シンガポール 1989-2009	M-TAR	-1.064**	-0.889**	0	6.89	0.11	3.94	-95.91	0.028	
		-2.75	-2.49		0.126	0.743	0.69	1st		

注：1) 「lags」はラグ次数を表す。

- 2) Φ は $\rho_1 = \rho_2 = 0$ を検定したときのF統計量であり、棄却域はEnders and Siklos (2001)およびWane et al. (2004)と同様の、筆者が行ったモンテカルロ・シミュレーションに基づく。
- 3) 「Asym.」は $\rho_1 = \rho_2$ を検定したときのF統計量である。「+」は正の非対称価格伝達を、「-」は負の非対称価格伝達を表す。
- 4) 「Q(6)」はホワイトノイズに関するPortmanteau検定のQ統計量であり、帰無仮説は「誤差項が6次ラグまでホワイトノイズであること」である。
- 5) 「BIC」はベイズアン情報量規準を表し、「1st」はBICの数値が最小であることを、「2nd」はBICの数値が2番目に小さいことを示す。
- 6) 「 τ 」はChan (1993)の方法で推計された閾値の超一致推定値である。
- 7) ρ_1 および ρ_2 の下段はt統計量を表し、Asym., Q(6)の下段はp値を、 Φ の下段はモンテカルロ・シミュレーションに基づく疑似p値を表す。
- 8) 「選択」に丸がついているものは $\rho_1 < 0$, $\rho_2 < 0$, $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$ を満たし、TARモデルの誤差項がホワイトノイズであり、 Φ 統計量により価格系列が共和分関係にある上で、BICが最小となるモデルである。
- 9) ***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

3.3.5 小括

本節では、インドネシアおよびマレーシアのパーム原油、パーム精油を対象とし、輸出国の国内価格から輸出価格への価格伝達について、TAR モデルを用いて非対称価格伝達の推計を行った。推計結果から、インドネシア産パーム原油では多くの輸入国について負の非対称価格伝達を検出され、同国産パーム精油でもオランダに対して負の非対称価格伝達を検出された。一方、マレーシア産パーム原油については多くの輸入国について正の非対称価格伝達を検出され、パーム精油についても EU や日本について正の非対称価格伝達を検出された。

本節の分析結果から明らかになったこととして、以下の4点を指摘できる。まず第一に、インドネシアとマレーシアを比較すると、インドネシアのパーム原油およびパーム精油輸出においては、インドネシアの超過損失と輸入国の超過利潤が蓄積されるような価格伝達が存在するが、マレーシアのパーム原油およびパーム精油輸出においては、マレーシアの超過利潤と輸入国の超過損失が蓄積されるような価格伝達が存在するという傾向が強いことが明らかとなった。パーム油およびその原料の生産費用は、インドネシアが生産国中最も安価であることを2.2.5で示したが、本節の結果は、価格伝達の観点から、マレーシアのパーム油輸出における収益性が、インドネシアのそれよりも高いことを示している。この要因としては、2.2.5で示したように、マレーシア産パーム油の価格がインドネシア産よりも高い一方で、搾油工場の稼働率もマレーシアの方が高いことが挙げられる。高価格と効率的経営による費用削減が、マレーシアに超過利潤をもたらしていると考えられる。

第二に、インドネシアからマレーシアへのパーム原油輸出と、マレーシアからインドネシアへのパーム精油輸出を比較すると、前者では負の非対称価格伝達を検出され、後者では非対称性は検出されなかった。このことから、インドネシア産パーム原油がマレーシアで精製され、インドネシアにパーム精油として輸出されるというフードシステムにおいて、価格伝達の観点からマレーシアは便益を得ているのに対し、インドネシアは逆に損失を被っていることが示唆される。したがって、インドネシアに対する政策的含意として、国内のパーム精油供給における国産の割合を増加し、マレーシアへの依存から脱却することが収益の改善にとって必要であると考えられる。実際、インドネシアでは経済発展やそれともなう搾油施設の整備により、パーム精油の供給は増加傾向にあるため、これをさらに促進するような政策も重要である。また、インドネシアにおける農園経営から搾油工場の運営に至るまで、マレーシア系企業が進出していることから、そうした外資企業がインドネシア国内で精製を行うインセンティブを増大するような政策的支援も必要であろう。

第三に、インドネシア産パーム原油のインドへの輸出や、最適な結果ではないものの、マレーシア産パーム精油の中国への輸出において、負の非対称価格伝達を検出された。また、パキスタンについては、マレーシア産パーム原油で正の非対称価格伝達を検出されたが、より取扱量の多いマレーシア産パーム精油において、価格伝達が対称的であることが

示された。ASEAN に関しては、インドネシア産パーム原油で負の非対称価格伝達が検出され、マレーシア産パーム原油およびマレーシア産パーム精油では対称的な価格伝達となっていることが示されている。したがって、こうした新興国および途上国に対するパーム油の輸出において、輸出国は価格伝達の観点から、超過利潤を保持することができないといえる。これらの輸入国では、パーム油をサラダ油として使用し、大豆油や菜種油といった他の植物油との競合が存在することが、その要因として考えられる。一方、EU やオランダ、日本といった先進国の中には、正の非対称価格伝達が検出された輸入国もある。こうした先進国ではパーム油をサラダ油として使用することが少なく、代替財との競合が少ないことが、輸出国が超過利潤を保持するような価格伝達が存在する理由として考えられる。需要増加が見込める新興国や途上国への輸出から先進国への輸出に転換する意義は限定的であり、パーム油は代替財と比較して低価格であることが需要を増大しているという側面があるため、パーム油の輸出国にとっては、新興国や途上国に対して、競争力を維持しながら輸出量を増大させることが必要であると考えられる。

第四に、日本のパーム油輸入に関して、インドネシアからのパーム原油輸入については負の非対称価格伝達が検出されたが、マレーシア産パーム精油の輸入では正の非対称価格伝達が有意に検出されている。日本のパーム油はマレーシア産パーム精油に大きく依存しているため、価格伝達の観点では日本の収益が悪化しているといえる。したがって、日本のパーム油輸入政策あるいは輸入戦略として、インドネシア産パーム精油の増加を目指すことや、インドネシアに対する研究開発投資の促進による、輸出国同士の競争環境の造成等が挙げられる。

本節では、国際パーム油市場における価格伝達について、インドネシアとマレーシア、パーム原油とパーム精油の区別を行い、TAR モデルにより非定常時系列データを用いてより頑健な非対称価格伝達の推計を行った。ただし、データの制約から、年次データを用いた分析となり、より頻度の高い四半期データや月次データによる分析が不可能であった。データの制約が解消されれば、より高頻度のデータを用いて同様の分析を行うことで、価格伝達性が適切に把握されているか検証することが可能となる。また、サンプル数が増加することにより、統計上より望ましい推計が可能になると思われる。さらに、生産費用や流通費用等のデータが入手可能となれば、これらの費用が価格伝達に与える影響についても考慮することが可能となる。パーム油は世界最大の植物油であり、今後も世界の植物油需給に大きな影響力を持ち続けると考えられることから、データの蓄積、整備という意味においても、継続的な研究が必要である。

3.4 米国産大豆の輸出市場⁷⁵

3.4.1 はじめに

本節では、大豆貿易における非対称価格伝達を分析する。特に、国際大豆輸出市場におけるシェアが最大である米国に焦点を当て、米国産大豆の価格伝達について検討する。その際、米国の国内価格から主要輸入国に対する輸出価格への価格伝達を対象とし、非対称価格伝達の実証分析を行う。

3.4.2 データ

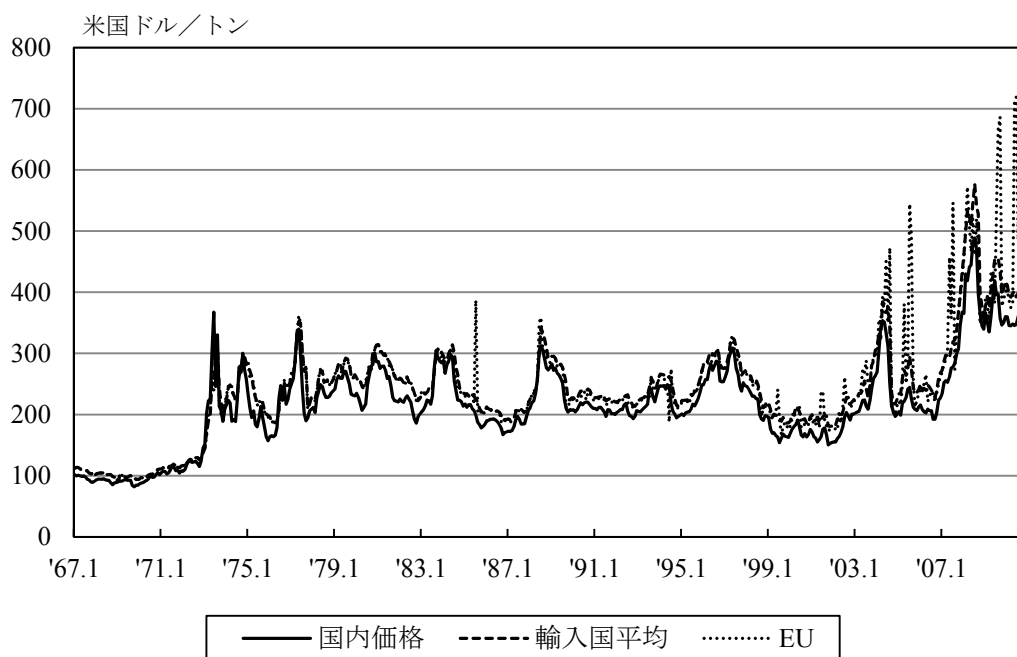
米国産大豆の国内価格は米国農務省農業統計局（United States Department of Agriculture - National Agricultural Statistics Service, USDA-NASS）による全米平均の農家の受取価格を用いた。一方、輸出価格は、米国農務省海外農業局（USDA - Foreign Agricultural Service, FAS）の世界農業貿易システム（Global Agricultural Trade System, GATS）により、各輸出相手国に対する輸出額および輸出量のデータを使用し、輸出単価として導出したものである。なお、対象輸入国は、大豆輸入量が多い日本、中国、メキシコの3カ国とし、米国の全輸出相手国の平均として「輸入国平均」を、EU加盟国27カ国平均として「EU」についても検討することとする。

データは最大1967年1月から2010年9月までの月次データであり、サンプル数は最大525である。価格の推移を図3-3に示す。価格データはこれまでと同様、対数変換したものを使用した。また、中国およびメキシコについては、輸入が行われなかった月があることから、欠損値があるものについてはデータ補間を行った。その結果、サンプル期間は、中国が1995年10月から2010年9月まで（サンプル数180）、メキシコは1976年10月から2010年9月まで（サンプル数408）となった⁷⁶。

⁷⁵ 本分析はNakajima (2011a)に依拠し、Nakajima et al. (2011)の手法を統合したものである。

⁷⁶ メキシコの輸入は1960年代にも行われていたが、補間の精度を確保するため、欠損値が複数月にわたることを避け、1976年10月からとした。一方、中国は1970年代から輸入が開始されたが、輸入が行われない月が多く、1995年10月以降相対的に輸入が行われない月が減少した。ただし、それ以降も欠損値が複数月にわたる場合があり、データ補間によるバイアスが相対的に大きくなっている可能性がある。欠損値の連続がなくなったのは2004年8月以降である。

(a) 米国内価格および、輸入国平均、EU に対する輸出価格



(b) 日本、メキシコ、中国に対する輸出価格

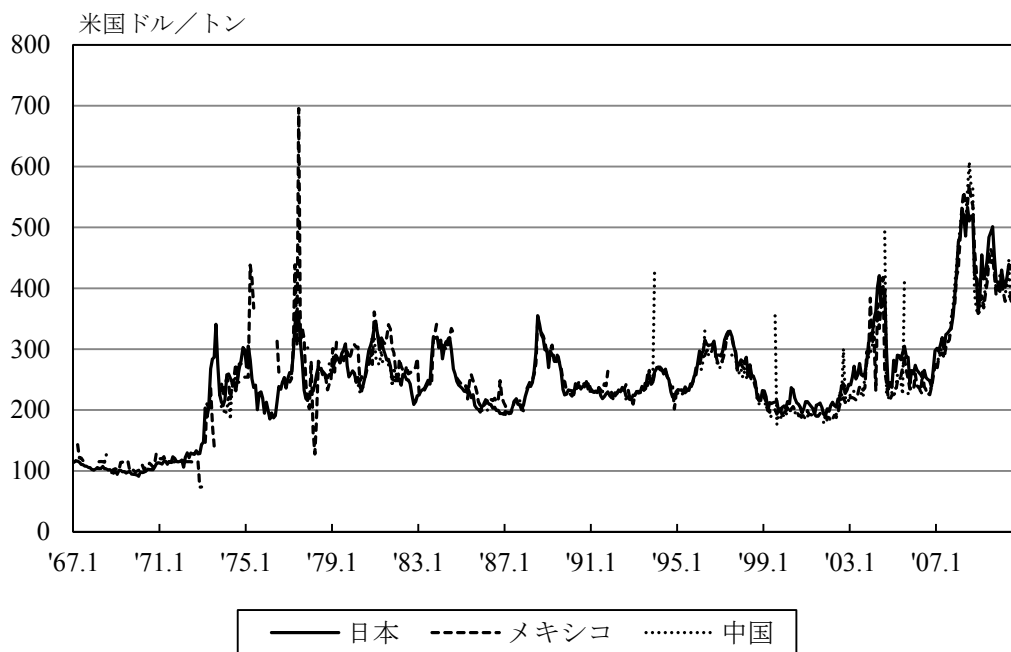


図 3-3 米国産大豆に関する価格系列の推移

資料：USDA-GATS および USDA-NASS

注：価格は名目値である。

表 3-9 単位根検定結果

	ADF 検定	PP 検定	KPSS 検定
$\ln p_D$	-3.55 [0.04]**	-3.03 [0.12]	0.28***
$\Delta \ln p_D$	-12.63 [0.00]***	-19.16 [0.00]***	0.04
$\ln p_{WLD}$	-2.90 [0.16]	-2.66 [0.26]	0.29***
$\Delta \ln p_{WLD}$	-16.24 [0.00]***	-15.99 [0.00]***	0.06
$\ln p_{EU}$	-3.74 [0.02]**	-4.10 [0.01]***	0.28***
$\Delta \ln p_{EU}$	-28.63 [0.00]***	-33.03 [0.00]***	0.05
$\ln p_{JPN}$	-2.53 [0.31]	-2.81 [0.20]	0.28***
$\Delta \ln p_{JPN}$	-20.88 [0.00]***	-20.80 [0.00]***	0.05
$\ln p_{MEX}$	-4.54 [0.00]***	-4.08 [0.01]***	0.27***
$\Delta \ln p_{MEX}$	-12.91 [0.00]***	-29.00 [0.00]***	0.03
$\ln p_{CHN}$	-2.54 [0.31]	-3.13 [0.10]	0.28***
$\Delta \ln p_{CHN}$	-18.84 [0.00]***	-19.68 [0.00]***	0.03

注：1) ADF 検定の t 統計量は、BIC により最適とされたラグ次数を用いた推計によるものである。

2) [] 内の値は p 値であり、MacKinnon (1996)によるものである。

3) PP 検定および KPSS 検定は、Bartlett kernel を用いた Newey-West のバンド幅に基づくものであり、KPSS 検定の数値は LM 統計量を示し、棄却域は Kwiatkowski et al. (1992)によるものである。

4) いずれの検定も、時間トレンドを含んだ定式化による推計結果である。

5) ***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

3.4.3 単位根検定

国内価格および輸出価格について、ADF 検定、PP 検定、KPSS 検定を行った結果を表 3-9 に示す。ADF 検定の結果から、輸入国平均、日本、中国について、レベル系列については価格系列が単位根を持つという帰無仮説を棄却できないが、1 階差系列については同帰無仮説が棄却できた。また、PP 検定の結果から、国内価格、輸入国平均、日本、中国について同様の仮説検定結果が得られた。一方、KPSS 検定の結果から、すべての価格系列について、レベル系列については価格系列が定常であるという帰無仮説を棄却するが、1 階差系列については同仮説を棄却できないことが判明した。以上の結果から、価格系列は概ね I(1)過程であることが示された。

3.4.4 TAR モデル推計結果

総サンプル期間における TAR モデルの推計結果を表 3-10 に示す。輸入国平均については、正の非対称価格伝達が検出された。すなわち、米国は大豆輸出において超過利潤を保持するような価格伝達を行っている一方で、平均的な輸入国にとっては超過損失を累積させるような価格伝達となっていることが示された。また、日本についても、正の非対称価格伝達が検出された。したがって、日本は米国からの大豆輸入において、価格伝達の観点から超過損失を累積させていることが明らかとなった。一方、中国については、負の非対称価

格伝達が検出された。これは、米国からの大豆輸入において、中国は超過利潤を蓄積するが、米国は超過損失が累積されるような価格伝達となっていることを示す。なお、EUおよびメキシコについては非対称性は検出されず、対称的な価格伝達となっている。

表 3-10 TAR モデル推計結果 (大豆・総サンプル)

変数	モデル	ρ_1	ρ_2	lags	Φ	Asym.	$Q(6)$	BIC	τ	選択
輸入国平均 1967.1- 2010.9	TAR	-0.361*** 0.06	-0.289*** 0.04	2	35.29***	1.13 0.289	4.90 0.56	-4998.37 3rd	0.051	
	M-TAR	-0.271*** 0.04	-0.394*** 0.06	2	36.51***	3.28* 0.071 +	4.26 0.64	-5000.53 3rd	-0.031	○
日本 1967.1- 2010.9	TAR	-0.307*** 0.05	-0.235*** 0.05	1	30.88***	1.26 0.262	4.35 0.63	-4802.15 2nd	0.070	
	M-TAR	-0.241*** 0.04	-0.559*** 0.06	0	60.79***	19.06*** 0.000 +	10.01 0.12	-4823.63 1st	-0.050	○
EU 1967.1- 2010.9	TAR	-0.596** 0.05	-0.501* 0.07	0	104.64***	1.16 0.282	9.26 0.16	-4185.91 1st	0.047	
	M-TAR	-0.542** 0.04	-0.689* 0.09	0	105.32***	2.13 0.145	9.59 0.14	-4186.88 1st	-0.049	○
中国 1995.10- 2010.9	TAR	-0.947*** 0.08	-0.715*** 0.16	0	73.53***	1.64 0.202	2.18 0.90	-1261.70 1st	0.027	
	M-TAR	-0.986*** 0.08	-0.618*** 0.15	0	76.15***	4.52** 0.035 -	1.64 0.95	-1264.57 1st	0.049	○
メキシコ 1976.10- 2010.9	TAR	-0.412*** 0.06	-0.553*** 0.07	1	42.18***	2.47 0.117	7.63 0.27	-3257.98 2nd	-0.058	○
	M-TAR	-0.569*** 0.09	-0.431*** 0.06	1	41.96***	2.09 0.149	7.99 0.24	-3257.60 2nd	0.052	

注：1) 「lags」はラグ次数を表す。

2) Φ は $\rho_1 = \rho_2 = 0$ を検定したときのF統計量であり、棄却域はEnders and Siklos (2001)に基づく。

3) 「Asym.」は $\rho_1 = \rho_2$ を検定したときのF統計量である。「+」は正の非対称価格伝達を、「-」は負の非対称価格伝達を表す。

4) 「 $Q(6)$ 」はホワイトノイズに関するPortmanteau検定のQ統計量であり、帰無仮説は「誤差項が6次ラグまでホワイトノイズであること」である。

5) 「BIC」はベイズ情報量規準を表し、「1st」はBICの数値が最小であることを、「2nd」はBICの数値が2番目に小さいことを、「3rd」はBICの数値が3番目に小さいことを示す。

6) 「 τ 」はChan (1993)の方法で推計された閾値の超一致推定値である。

7) ρ_1 および ρ_2 の下段はt統計量を表し、Asym., $Q(6)$ の下段はp値を表す。

8) 「選択」に丸がついているものは $\rho_1 < 0$, $\rho_2 < 0$, $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$ を満たし、TARモデルの誤差項がホワイトノイズであり、 Φ 統計量により価格系列が共和分関係にある上で、BICが最小となるモデルである。

9) ***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

3.4.5 ローリング TAR 推計結果

次に、ローリング TAR 推計により、非対称価格伝達の変化について検討する。まず、TAR モデルと M-TAR モデルの選択を行う。TAR モデルと M-TAR モデルを BIC の観点から比較した結果が表 3-11 である。表中の「T+M」は、(3-16)式の ρ の条件および(3-15)式の誤差項のホワイトノイズ性を満たし、 Φ 統計量により価格系列が共和分関係にあるような推計結果が得られる割合を示しており、ほとんどのローリング推計結果がこうした条件を満たし、非対称性の検定が可能であることを示している。その上で、TAR モデルと M-TAR モデルを比較すると、すべての対象輸入国と輸入国平均において BIC の観点から M-TAR モデルの方が望ましいという結論が得られた。よって、以下では M-TAR モデルのローリング推計結果について検討する。

ウィンドウ・サイズを 100 とし、各輸入国について $APT(i)$ を示したものが図 3-4 である。ここでは、 i 番目のローリング推計をその小サンプル期間の中央値に代表させている。これによると、日本については、1970 年代から 1990 年代初頭にかけて、常に正の非対称価格伝達を検出されている。その後、対称的価格伝達となり、1990 年代半ばに一時負の非対称価格伝達を検出されたが、2000 年代前半には正の非対称価格伝達も検出されており、総じて正の非対称価格伝達が趨勢的である。メキシコに関しても、1990 年代半ばに一時的に対称的価格伝達のみられ、1990 年代後半には負の非対称価格伝達となったが、それ以外は概ね正の非対称価格伝達が有意となっている。また、中国については、2000 年代初頭に対称的価格伝達から負の非対称価格伝達となったが、以降は正の非対称価格伝達が有意となっている。EU についても、1970 年代後半から 1980 年代前半にかけて負の非対称価格伝達を検出されたが、総体的に正の非対称価格伝達となっている。一方、輸入国平均については、1970 年代は正の非対称価格伝達が存在しているが、1970 年代末から 1980 年代前半にかけて負の非対称価格伝達が有意となっている。その後、1980 年代後半までは対称的な価格伝達であったが、1980 年代後半以降再び負の非対称価格伝達が有意となった。1990 年代前半には一時正の非対称価格伝達を検出されたが、1990 年代後半以降は負の非対称価格伝達が趨勢となり、2000 年代前半以降は負の非対称価格伝達となった。

次に、ローリング TAR 推計をもとに非対称価格伝達指数 APT_t を計測したものを図 3-5 に示す。まず日本についてみると、 $|\rho_2| - |\rho_1|$ を指数化した APT_t^1 は 1960 年代から 1970 年代にかけて下落したが 1980 年代は上昇し、1980 年代末以降再び下落して 1996 年には最低水準となった。その後再び 2000 年代半ばにかけて上昇し、2000 年代後半にはやや下落している。このような変化はあるものの、期間を通して APT_t^1 は正值となっており、常に正の非対称価格伝達が存在していたことがわかる。一方、統計的有意性を考慮した APT_t^2 は APT_t^1 とほぼ同様の推移をみせているが、1990 年代半ば以降は APT_t^1 と乖離し、1996 年には一時的に負値になるなど、相対的に低い値をとるようになっている。これは、1990 年代半ば以降、 $|\rho_1| = |\rho_2|$ が棄却されない場合が多いことによるものである。

表 3-11 TAR と M-TAR の選択

Model	日本		メキシコ		中国		EU		輸入国平均	
	A	B	A	B	A	B	A	B	A	B
TAR	15.0	15.0	12.0	12.0	8.6	8.6	17.4	11.8	18.1	17.5
M-TAR	85.0	85.0	88.0	88.0	91.4	91.4	82.6	88.2	81.9	82.5
T+M	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	99.8	89.7	98.4	96.5

注：1) 単位はパーセント (%) である。

- 2) 各ローリング TAR 推計の結果、 $\rho_{1i} < 0$ 、 $\rho_{2i} < 0$ 、 $(1 + \rho_{1i})(1 + \rho_{2i}) < 1$ を満たし、TAR モデルの誤差項のホワイトノイズ性を満たし、 Φ 統計量により価格系列が共和分関係にあるような推計結果が得られる割合を「T+M」で表す。
- 3) 上記条件を満たすローリング推計結果のうち、BICにより TAR モデルが選択される割合を「TAR」に、M-TAR モデルが選択される割合を「M-TAR」に示す。
- 4) TAR もしくは M-TAR の一方が上記条件を満たさない等の理由で BIC を比較できない場合、同条件を満たすモデルを選択する方法が A であり、その場合どちらのモデルも選択しない方法が B である。

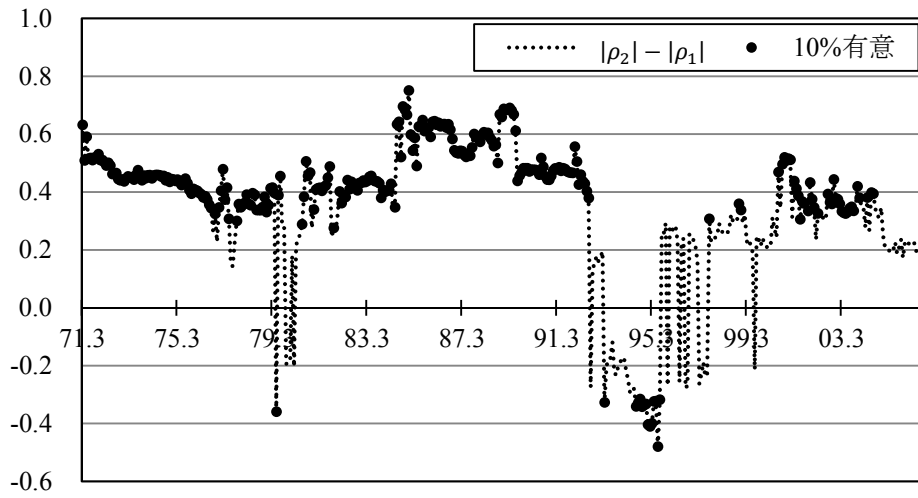
メキシコに関しては、 APT_t^1 、 APT_t^2 ともほぼ同一の推移を示しており、1978年までは負の非対称価格伝達が検出されたが、その後正の非対称価格伝達に変化し、それが2007年中頃まで続いていた。中国については、1996年から1997年にかけて一時的に負の非対称価格伝達が観察されたが、その後は正の非対称価格伝達となっている。EUについても正の非対称価格伝達が趨勢的であるが、1970年代末から1980年代初頭にかけてと2000年代半ば以降は負の非対称価格伝達となっている。輸入国平均については、 APT_t^1 と APT_t^2 がほぼ同一であり、1970年代後半までは正の非対称価格伝達に、その後1990年代初頭にかけて負の非対称価格伝達となった。1990年代に一時的に正の非対称価格伝達となるものの、1990年代後半以降負の非対称価格伝達となり、近年にかけてその非対称性は増大している⁷⁷。

以上はウィンドウ・サイズを100とした場合の非対称価格伝達の変化について検討したが、ウィンドウ・サイズが異なると非対称価格伝達指数はどのように変わるのであろうか。輸入国平均について、ウィンドウ・サイズを50および150としたときの指数を示したものが図3-6である。50ウィンドウの場合、100ウィンドウと比較して変動が大きくなっている。特に、1970年代末から1980年代初頭と2000年代前半の山は100ウィンドウでは捉えきれないが、50ウィンドウでは正の非対称として把握されている。一方で、細部の動きにとらわれることで全体の傾向を概略的に把握することは困難である。逆に、150ウィンドウの場合は100ウィンドウと比較的近い結果を示しているが、細部の変化を捉えきれない。これは、ウィンドウ・サイズを大きくすることで潜在的な構造変化点を内包する推計

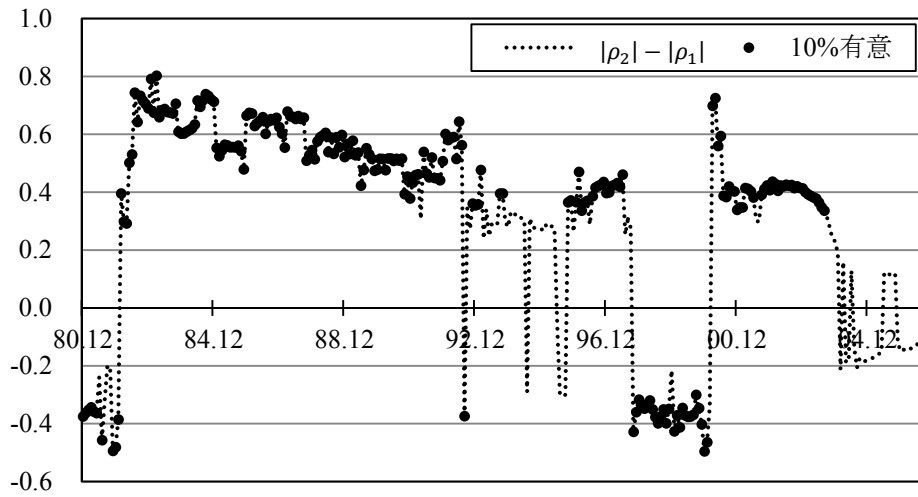
⁷⁷ ここで対象とした輸入国については、輸入国平均と比較して正の非対称性が強いことが判明したことから、非主要輸入国に対する輸出についても推計を行った。分析結果をここでは示していないが、日本、メキシコ、中国、EU、台湾、韓国といった主要輸出相手国を除く、非主要輸入国について平均をとり、ローリング TAR 推計を行った結果、1980年代中頃から1990年代中頃にかけて対称的価格伝達となったが、それ以外の期間では負の非対称価格伝達が検出された。

を行う可能性を増大させ、実態との乖離が大きくなるためであると考えられる。より実態を反映させるためには、ウィンドウ・サイズを小さくした方がよいと思われるが、あまりにも小さくしすぎると、Enders and Siklos (2001)が示唆するように、小サンプル・バイアスが生じる可能性が増大する。ウィンドウ・サイズの決定はどの程度の細部を把握するかという研究目的とも関連するため、そのサイズの最適性を一概に決めることはできない。本節では総サンプル推計と比較した際の非対称価格伝達の変化を導出することが目的であるため、ここでは100程度のウィンドウ・サイズが適当であると考えられる。

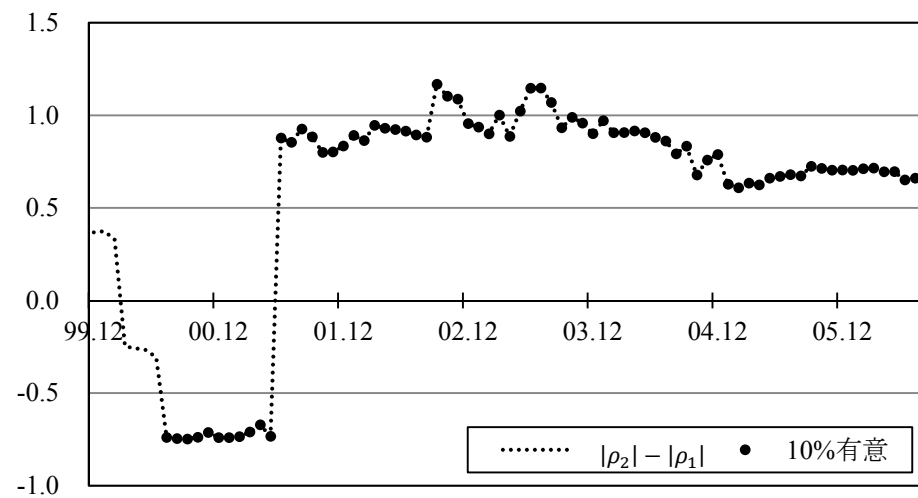
(a) 日本



(b) メキシコ



(c) 中国



(次ページへ続く)

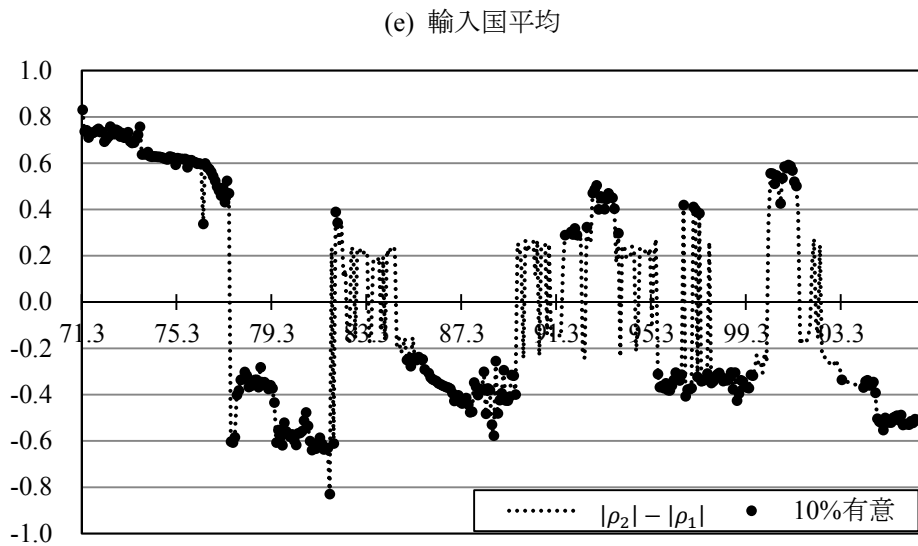
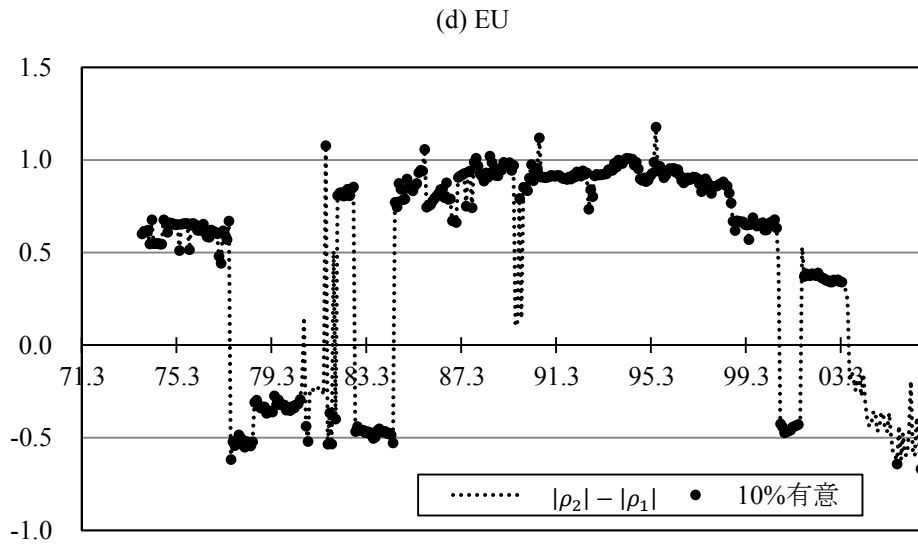
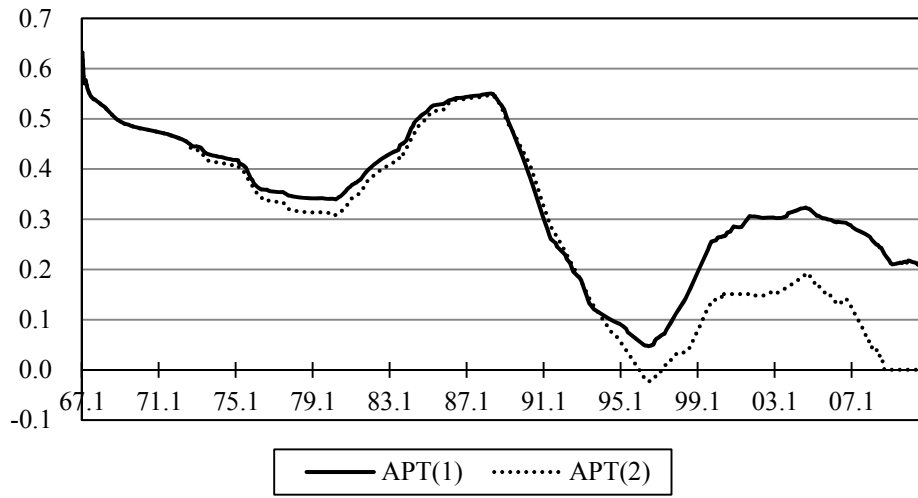


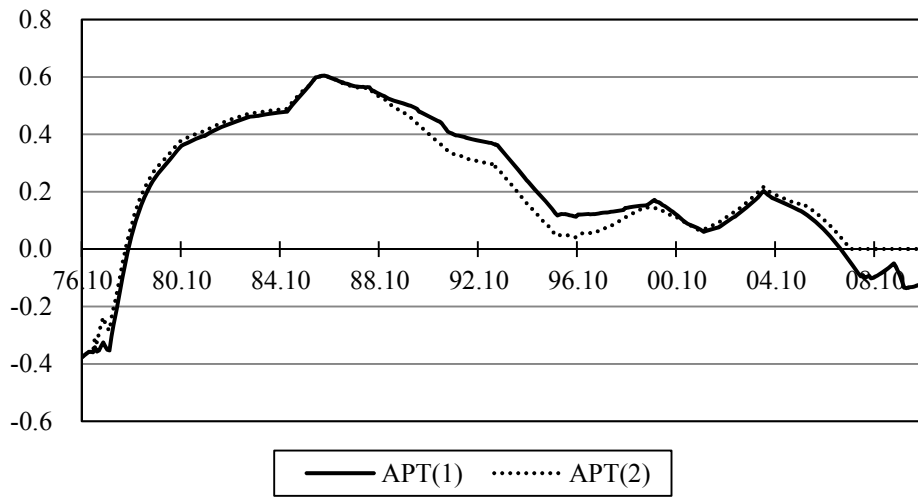
図 3-4 ローリング TAR 推計による非対称価格伝達の変化

- 注：1) 破線は $|\rho_2| - |\rho_1|$ を表し，正（負）であれば正（負）の非対称価格伝達を表す。
 2) 黒丸は $|\rho_1| = |\rho_2|$ が 10%水準で統計的に有意に棄却され，有意に非対称性が存在することを示す。
 3) 横軸の月は，ウィンドウ・サイズを 100 とし，各ローリング推計期間の中央値の年月を表す。たとえば，日本の場合 1 番目のローリング推計は 1967 年 1 月から 1975 年 4 月までの 100 ヶ月を対象としており，その中央値は 1971 年 3 月となる。

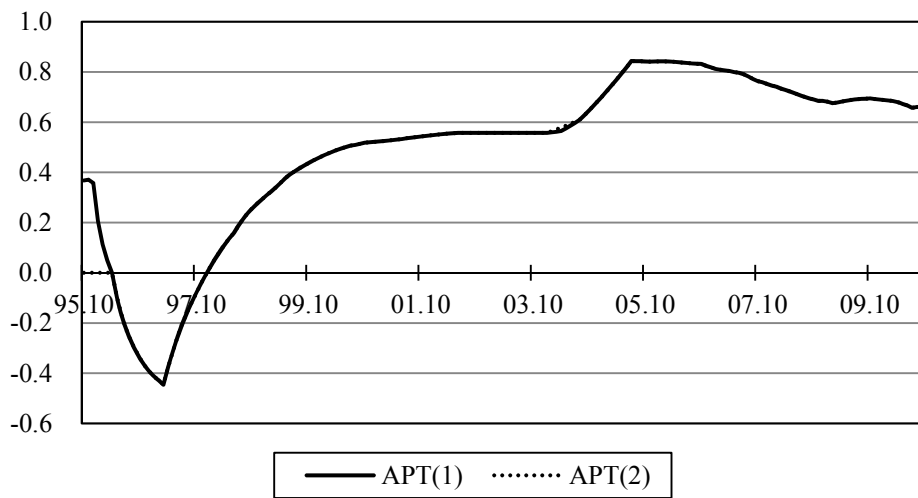
(a) 日本



(b) メキシコ

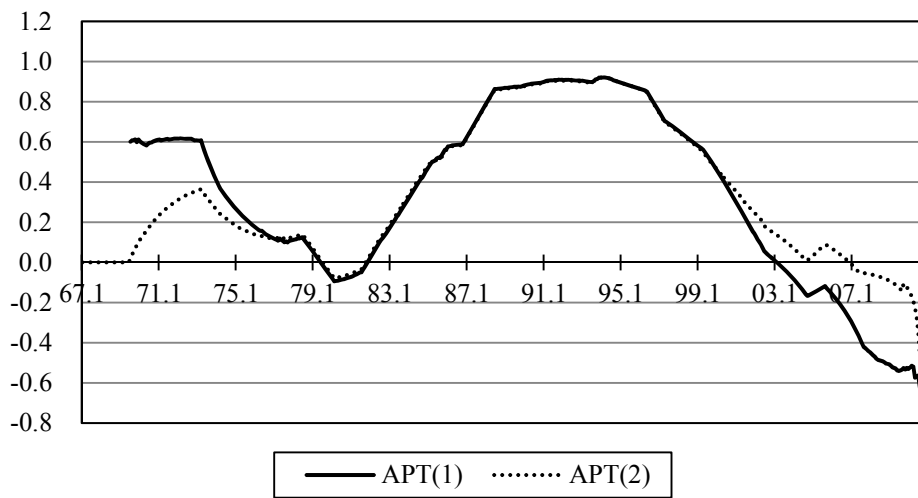


(c) 中国



(次ページへ続く)

(d) EU



(e) 輸入国平均

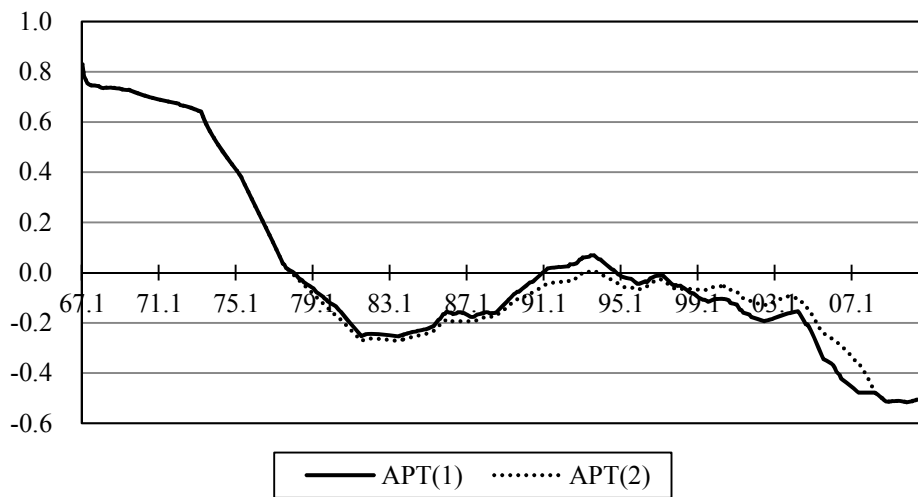
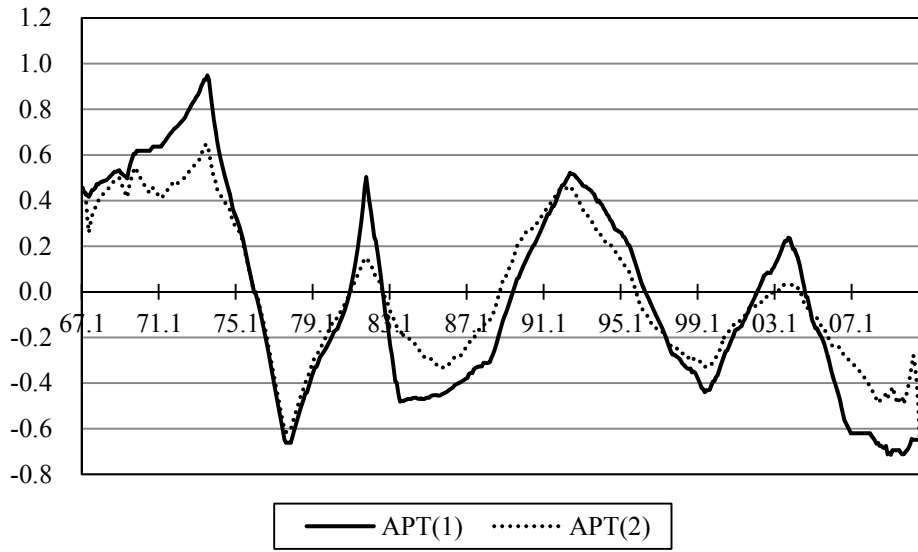


図 3-5 非対称価格伝達指数（ウィンドウ・サイズ：100）

注：実線（APT(1)）は $|\rho_2| - |\rho_1|$ としての非対称価格伝達指数（ APT_t^1 ）を表し、点線（APT(2)）は統計的有意性（10%水準）を考慮した非対称価格伝達指数（ APT_t^2 ）を表す。

(a) ウィンドウ・サイズ : 50 (輸入国平均)



(b) ウィンドウ・サイズ : 150 (輸入国平均)

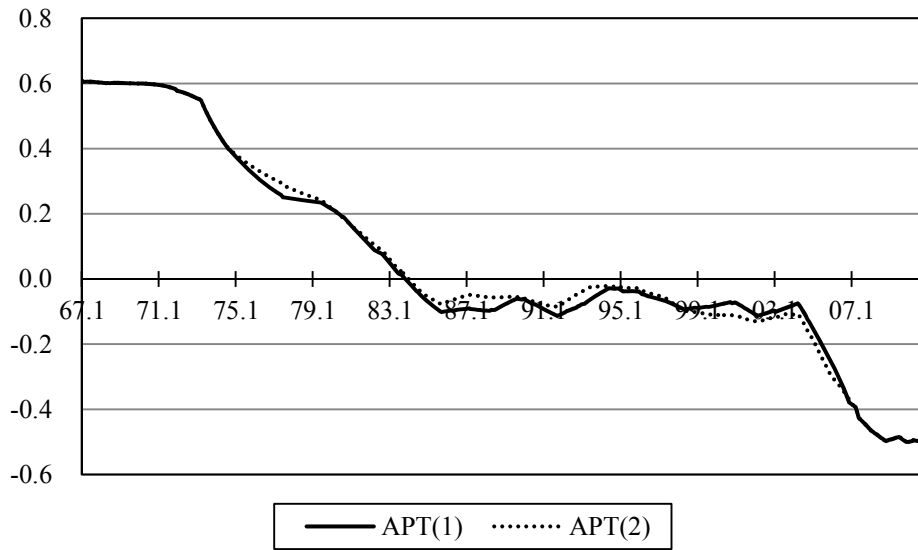


図 3-6 非対称価格伝達指数 (ウィンドウ・サイズ : 50, 150)

注 : 実線 (APT(1)) は $|\rho_2| - |\rho_1|$ としての非対称価格伝達指数 (APT_t^1) を表し, 点線 (APT(2)) は統計的有意性 (10%水準) を考慮した非対称価格伝達指数 (APT_t^2) を表す.

3.4.6 小括

本節では、米国大豆輸出における非対称価格伝達の実証分析を行った。特に、主要輸入国である日本、メキシコ、中国の3カ国を対象とし、EUや輸入国平均についても検討した。総サンプルを対象としたTARモデルの推計結果から、米国の国内価格と輸出価格は共和分関係にあることが示され、日本および輸入国平均において正の非対称価格伝達を検出される一方、中国については負の非対称価格伝達を検出された。また、メキシコおよびEUでは非対称性は検出されず、対称的価格伝達であることが判明した。

ただし、総サンプル推計では期間内の非対称性の変化を把握することができないため、ローリング・ウィンドウ法を用いたTARモデルの推計を行った。また、その結果を用いて非対称価格伝達指数を計測し、非対称性の変化を導出した。ウィンドウ・サイズを100としたローリングTAR推計の結果によると、日本においては、期間を通して非対称価格伝達指数が概ね正值となっており、ほぼ一貫して正の非対称価格伝達が存在していたことが明らかとなった。また、メキシコや中国に関しては、対象期間の初期に負の非対称価格伝達を検出されたが、その後正の非対称価格伝達に変化し、近年に至るまで概ねその傾向が続いていた。一方、EUについては、一時的に負の非対称価格伝達を検出されるも、2000年代前半までは正の非対称価格伝達となっていたが、2000年代半ば以降は負の非対称価格伝達へと変化した。最後に、輸入国平均については、1970年代後半までは正の非対称価格伝達となっており、その後1980年代初頭にかけて負の非対称価格伝達となった。1990年代に一時的に正の非対称価格伝達となるものの、1990年代後半以降負の非対称価格伝達となり、近年にかけてその非対称性は増大している。

なお、日本や中国については、輸入国平均と比較して近年になっても正の非対称性が強く残っていることが特徴的である。すなわち、日本や中国の米国産大豆の輸入においては、超過損失を蓄積させるような価格伝達が存在している。日本の場合、国内供給のほぼすべてを輸入に依存しており、中でも米国への大豆依存度は高い。詳しくは4.4で検討するが、日本はトウモロコシも米国に依存しており、トウモロコシと大豆は米国から同一船に積載され輸送されることが多い。このことも、日本が米国産大豆に依存せざるを得ない理由として挙げられ、これが正の非対称価格伝達をもたらしていると考えられる。また、中国は南米諸国からの輸入量が増加しているものの、近年大豆の輸入量自体を急増させており、米国産大豆にも依存せざるを得ない状況である。このような急激な需要の拡大は米国の価格交渉力を増大させる側面があると考えられる。それが、正の非対称価格伝達が解消されない要因として挙げられる。ただし、中国に関する結果は、上述の通り、データの制約があることも考慮すべきである。

3.5 カナダ産菜種の輸出市場

3.5.1 はじめに

本節では、菜種の輸出過程における非対称価格伝達について分析する。菜種の輸出国のうち、EU 諸国は主に EU 域内への輸出が大宗を占めており、EU 域外への供給は主にカナダが担っている。したがって、ここではカナダ産菜種の主要輸入国に対する輸出過程を対象とする。その際、カナダの国内価格から輸出価格への価格伝達を検討し、非対称価格伝達について実証分析を行う。

3.5.2 データ

カナダ産菜種の国内価格は、カナダ統計局の「農産物価格（農作物および畜産物）」データによる主要産地における農家からの買取価格⁷⁸について、加重平均したものを使用した。ここでいう主要産地とは、マニトバ州、サスカチュワン州、アルバータ州の平原 3 州に加え、ブリティッシュ・コロンビア州の計 4 州である。加重平均には、輸出量に占める各州の産地としてのシェアを使用した。このシェアは、カナダ統計局 CIMTD⁷⁹による産地州別輸出量⁸⁰による。CIMTD によると、全輸出相手国合計および日本、米国、メキシコの輸出量に占める各産地州のシェアはほぼ同一であるため、同シェアにより加重平均された買取価格は、国内価格の指標として使用することができる。

一方、輸出価格については、CIMTD により、各輸入国に対する輸出額および輸出量から輸出単価を導出し、これを使用した。日本向けの菜種は、ほぼ全量がブリティッシュ・コロンビア州から輸出されていると考えられるが、米国向けについては、海路と陸路の両方が考えられ、メキシコ向けの船積みについても、西海岸と東海岸（あるいは米国を通過する陸路）のどちらも考えられる。他方、各輸入国向けの船積みがどこで行われたかを示す統計は存在しない。しかし、国内価格および輸出価格がカナダ産菜種の平均価格として導出されており、これにより各輸入国に対する平均的な価格伝達を把握することができると考えられるため、それは最終的な通関地点には依存しない。

これらのデータは最大 1988 年 1 月から 2010 年 12 月までの月次データであり、サンプル数は 276 である。ただし、メキシコに関しては、1992 年以前に輸入量が 0 である月が多く

⁷⁸ 資料の注釈では、「Commodity prices are collected at point of first transaction, where fees deducted before a producer is paid are excluded (for example, storage, transportation and administration costs), but any bonuses and premiums that can be attributed to specific commodities are included. Commodity-specific program payments are not included in the price.」となっている。データの資料（表）番号は 002-0043 である。

⁷⁹ Canadian International Merchandise Trade Database.

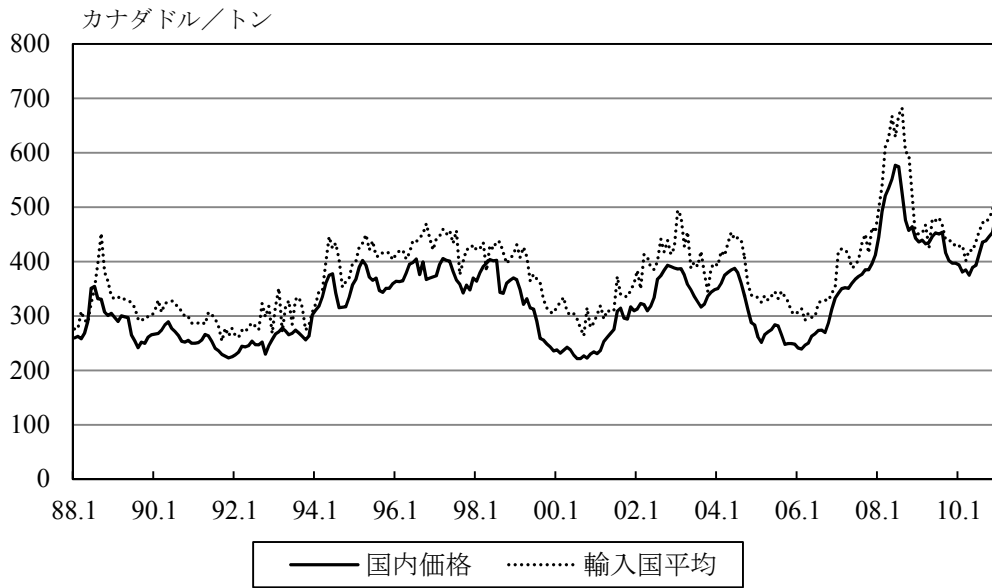
⁸⁰ カナダ産菜種の貿易データに記述された説明では、産地別の輸出量であって、必ずしも税関を通過した州ではない。

存在する。よって、メキシコに対する輸出価格については、輸入量が比較的安定する 1992 年 11 月から 2010 年 12 月までのデータを使用した⁸¹（サンプル数 218）。国内価格および全輸出相手国平均（以下、「輸入国平均」とする）の輸出価格の原データをグラフにしたものが図 3-7 である⁸²。なお、分析には各価格系列を対数変換したものを使用した。また、本分析は名目価格を使用した。代わりにカナダの消費者物価指数（IMF-IFS）で実質化したデータについても同様の分析を行った。推計結果については名目価格の分析を基本とするが、実質価格の分析結果にも言及する。

⁸¹ ただし、1992 年 11 月以降も欠損値があるため（連続月の欠損はない）、それらは輸入国平均のデータを用いてデータ補間を行った。補間方法はこれまでと同様である。

⁸² 米国に対する輸出価格において、1995 年 4 月のデータが外れ値となっているが、分析には対数変換した系列を使用すること、このデータを除外した推計結果とほぼ同一の結果が得られたことから、以下では元のデータを使用して分析を行った。

(a) 国内価格および輸入国平均の輸出価格



(b) 日本、米国、メキシコに対する輸出価格

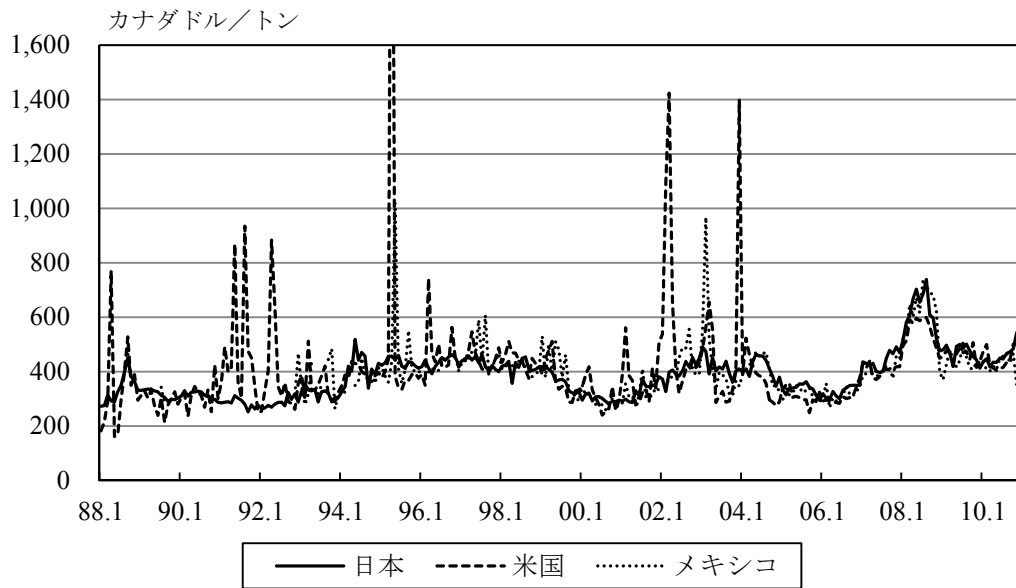


図 3-7 カナダ産菜種に関する価格系列の推移

資料：カナダ統計局 CIMTD

注：価格は名目値である。

表 3-12 単位根検定結果

	ADF 検定	PP 検定	KPSS 検定
$\ln p_D$	-2.01 [0.28]	-1.91 [0.33]	0.55**
$\Delta \ln p_D$	-11.25 [0.00]***	-11.30 [0.00]***	0.06
$\ln p_{WLD}$	-2.29 [0.18]	-2.55 [0.10]	0.69**
$\Delta \ln p_{WLD}$	-19.62 [0.00]***	-19.62 [0.00]***	0.04
$\ln p_{JPN}$	-2.22 [0.20]	-2.69 [0.08]*	0.71**
$\Delta \ln p_{JPN}$	-21.45 [0.00]***	-21.39 [0.00]***	0.03
$\ln p_{US}$	-9.90 [0.00]***	-10.24 [0.00]***	0.39*
$\Delta \ln p_{US}$	-10.28 [0.00]***	-70.17 [0.00]***	0.21
$\ln p_{MEX}$	-3.07 [0.12]	-6.89 [0.00]***	0.12*
$\Delta \ln p_{MEX}$	-13.99 [0.00]***	-29.35 [0.00]***	0.06

注：1) ADF 検定の t 統計量は、BIC により最適とされたラグ次数を用いた推計によるものである。

2) [] 内の値は p 値であり、MacKinnon (1996)によるものである。

3) PP 検定および KPSS 検定は、Bartlett kernel を用いた Newey-West のバンド幅に基づくものであり、KPSS 検定の数値は LM 統計量を示し、棄却域は Kwiatkowski et al. (1992)によるものである。

4) p_{MEX} についてはトレンド項を含む定式化による推計結果であり、それ以外の系列は切片を含んだ定式化による推計結果である。

5) ***, **, *は、それぞれ有意水準 1%, 5%, 10%で有意であることを表す。

3.5.3 単位根検定

単位根検定として、国内価格および輸出価格について ADF 検定、PP 検定、KPSS 検定を行った（表 3-12 参照）。ADF 検定の結果から、国内価格および平均輸出（輸入国平均）価格、日本およびメキシコに対する輸出価格において、レベル系列については価格系列が単位根を持つという帰無仮説を棄却できないが、1 階差系列については同帰無仮説が棄却された。また、PP 検定から、国内価格および平均輸出（輸入国平均）価格、日本に対する輸出価格において、同様の仮説検定結果を得た。さらに、KPSS 検定の結果から、すべての変数について、レベル系列については価格系列が定常であるという帰無仮説を棄却するが、1 階差系列については同仮説を棄却できなかった。したがって、これらの変数は概ね I(1)過程にあることが示された。

3.5.4 TAR モデル推計結果

総サンプル期間を対象として、TAR モデルによる非対称価格伝達の推計を行った結果を、表 3-13 に示す。その結果、すべての対象輸入国において、国内価格と輸出価格が共和分関係にあることが確認された。また、非対称性の検定では、米国およびメキシコにおいて、負の非対称価格伝達を検出された。すなわち、カナダは米国およびメキシコに対する菜種輸出において、価格伝達の観点から超過損失を蓄積する一方、米国およびメキシコは超過利潤を蓄積することが示された。なお、輸入国平均および日本については、非対称性は検

出されず、対称的な価格伝達となっている。

ここでは分析結果を示していないが、実質価格を用いた分析では、日本について正の非対称価格伝達が検出された。これは、カナダは日本への菜種輸出において超過利潤を蓄積するが、日本は超過損失を蓄積することを示唆する。それ以外の対象輸入国については、名目価格による分析と同様の結果が得られた。

表 3-13 TAR モデル推計結果（菜種・総サンプル）

変数	モデル	ρ_1	ρ_2	lags	Φ	Asym.	Q(6)	BIC	τ	選択
輸入国平均 1967.1- 2010.9	TAR	-0.503*** 0.08	-0.552*** 0.07	0	50.01***	0.21 0.647	3.84 0.70	-2320.66 1st	0.054	
	M-TAR	-0.493*** 0.06	-0.647*** 0.11	0	50.92***	1.55 0.214	3.21 0.78	-2322.00 1st	-0.047	○
日本 1967.1- 2010.9	TAR	-0.498*** 0.07	-0.650*** 0.08	0	55.16***	1.93 0.166	6.71 0.35	-2276.21 1st	-0.067	
	M-TAR	-0.433*** 0.10	-0.607*** 0.06	0	55.27***	2.09 0.149	8.15 0.23	-2276.37 1st	0.067	○
米国 1995.10- 2010.9	TAR	-0.744*** 0.06	-0.428*** 0.11	0	73.80***	6.05** 0.015 -	0.73 0.99	-1504.74 1st	-0.069	
	M-TAR	-0.757*** 0.07	-0.459*** 0.10	0	73.86***	6.13** 0.014 -	1.20 0.98	-1504.82 1st	0.141	○
メキシコ 1976.10- 2010.9	TAR	-0.797*** 0.08	-0.565*** 0.12	0	63.27***	2.72 0.101	5.85 0.44	-1385.57 1st	0.083	
	M-TAR	-0.859*** 0.08	-0.510*** 0.10	0	66.54***	6.89*** 0.009 -	5.54 0.48	-1389.69 1st	0.070	○

注：1) 「lags」はラグ次数を表す。

2) Φ は $\rho_1 = \rho_2 = 0$ を検定したときのF統計量であり、棄却域はEnders and Siklos (2001)に基づく。

3) 「Asym.」は $\rho_1 = \rho_2$ を検定したときのF統計量である。「+」は正の非対称価格伝達を、「-」は負の非対称価格伝達を表す。

4) 「Q(6)」はホワイトノイズに関するPortmanteau検定のQ統計量であり、帰無仮説は「誤差項が6次ラグまでホワイトノイズであること」である。

5) 「BIC」はベイズアン情報量規準を表し、「1st」はBICの数値が最小であることを示す。

6) 「 τ 」はChan (1993)の方法で推計された閾値の超一致推定値である。

7) ρ_1 および ρ_2 の下限はt統計量を表し、Asym., Q(6)の下限はp値を表す。

8) 「選択」に丸がついているものは $\rho_1 < 0$, $\rho_2 < 0$, $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$ を満たし、TARモデルの誤差項がホワイトノイズであり、 Φ 統計量により価格系列が共相関係にある上で、BICが最小となるモデルである。

9) ***, **, *は、それぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

3.5.5 ローリング TAR 推計結果

次に、潜在的な非対称価格伝達の変化を把握するため、ウィンドウ・サイズを 100 とするローリング TAR 推計を行った。まず、TAR モデルと M-TAR モデルを BIC により比較した結果を表 3-14 に示す。表中の「T+M」から、すべてのローリング推計において(3-16)式の ρ の条件および(3-15)式の誤差項のホワイトノイズ性を満たし、 Φ 統計量により価格系列が共和分関係にあるような推計結果が得られた。また、日本については TAR モデルの採択率が M-TAR モデルのそれに近くなっているものの、すべての対象輸入国と輸入国平均において BIC の観点から M-TAR モデルの方が望ましいという結論が得られた。よって、以下では M-TAR モデルのローリング推計結果について検討する。

各輸入国について $APT(i)$ を導出したものが図 3-8 である。また、非対称価格伝達指数である APT_t を導出したものが図 3-9 である。輸入国平均では、1988 年前半を除くすべての期間において正の非対称価格伝達となり、大きさをみると 1993 年末以降正の方向に上昇する傾向がうかがえる。統計的有意性を考慮すると (10%水準)、1997 年半ばから 1998 年にかけて値が減少し、ほぼ対称的価格伝達となったが、それ以降正の方向に上昇している。日本についても、輸入国平均と同様、1988 年前半を除くすべての期間において正の非対称価格伝達となっている。ただし、輸入国平均と比較して APT_t の値は大きく、日本については非対称性が相対的に強いことを示している。また、1993 年末以降正の方向に上昇するものの、2003 年末頃をピークに減少に転じている。 APT_t^2 に基づく APT_t^2 についてもほぼ同様の動きをしているが、最後は対称的価格伝達となっている。

一方、米国については、当初負の非対称価格伝達を検出されたが、1994 年後半以降正の方向に上昇に転じ、1999 年初頭には APT_t^1 は正の値となった。その後、2003 年の中頃まで上昇を続けたが、2006 年以降下落に転じ、2009 年末には再び負の値をとった。また、 APT_t^2 も同様の動きをしているが、当初から 0 に向かって上昇し、1996 年半ばには対称的価格伝達となった。その後、2000 年末から上昇し、2008 年末にピークを迎えたが、その後一転して下落し、2010 年初頭には対称的価格伝達に戻っている。メキシコについては、ほぼすべての期間を通じて負の非対称価格伝達となっている。ただし、1995 年初頭以降漸次的に上昇し、 APT_t^1 は 2010 年末には正の非対称価格伝達となった。また、 APT_t^2 は 2002 年後半以降、ほぼ対称的な価格伝達となった。

次に、異なるウィンドウ・サイズを用いた非対称価格伝達指数について検討する。輸入国平均について、ウィンドウ・サイズを 50 および 150 としたときの指数を示したものが図 3-10 である。大豆の分析結果と同様、50 ウィンドウの場合、100 ウィンドウと比較して変動が大きくなっている。特に、1996 年から 1998 年と 2005 年から 2006 年にかけては負の非対称となっており、これは 100 ウィンドウでは捉えられていないものである。一方で、150 ウィンドウの場合は 100 ウィンドウと比較的近い結果を示しているが、変動に乏しく細部の変化を捉えきれないといえる。

表 3-14 TAR と M-TAR の選択

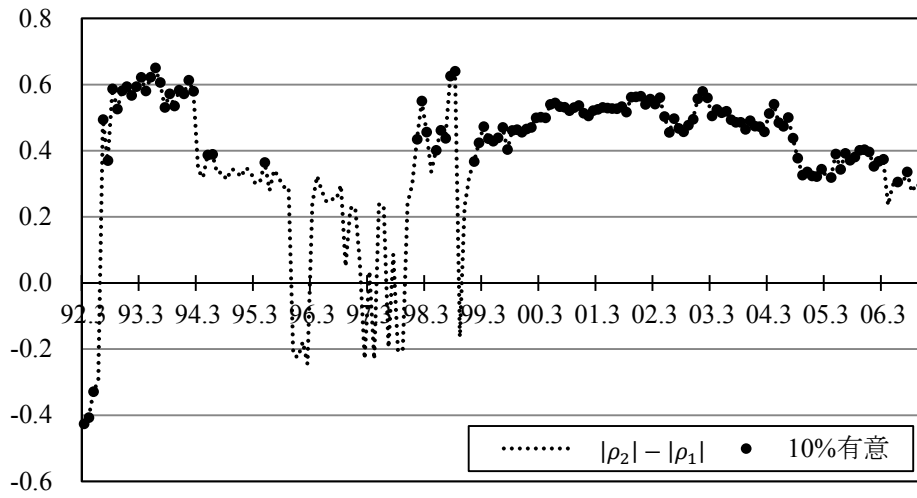
Model	日本		米国		メキシコ		輸入国平均	
	A	B	A	B	A	B	A	B
TAR	41.2	41.2	39.0	39.0	15.1	15.1	24.9	24.9
M-TAR	58.8	58.8	61.0	61.0	84.9	84.9	75.1	75.1
T+M	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

注：1) 単位はパーセント (%) である。

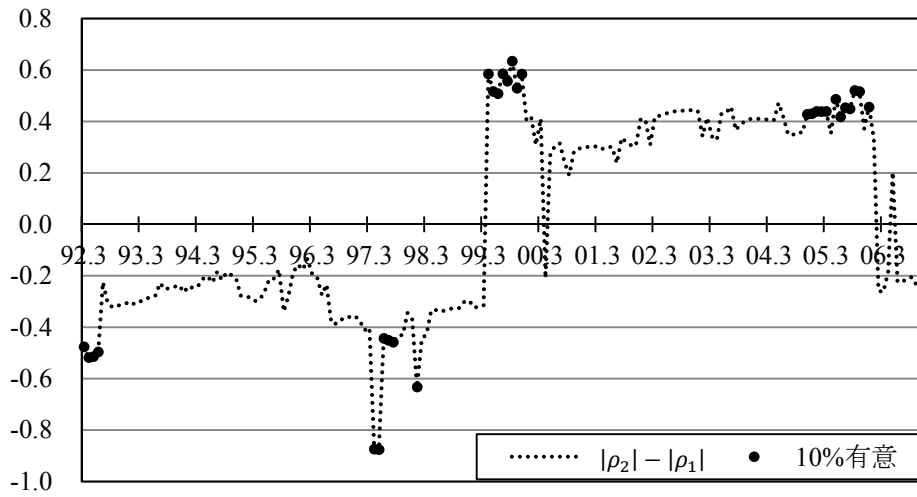
- 2) 各ローリング TAR 推計の結果、 $\rho_{1i} < 0$, $\rho_{2i} < 0$, $(1 + \rho_{1i})(1 + \rho_{2i}) < 1$ を満たし、TAR モデルの誤差項のホワイトノイズ性を満たし、 Φ 統計量により価格系列が共和分関係にあるような推計結果が得られる割合を「T+M」で表す。
- 3) 上記条件を満たすローリング推計結果のうち、BICにより TAR モデルが選択される割合を「TAR」に、M-TAR モデルが選択される割合を「M-TAR」に示す。
- 4) TAR もしくは M-TAR の一方が上記条件を満たさない等の理由で BIC を比較できない場合、同条件を満たすモデルを選択する方法が A であり、その場合どちらのモデルも選択しない方法が B である。

なお、ここでは結果を示していないが、実質価格を用いた分析結果も、すべての輸入国および輸入国平均について、概ね上記結果と同様であることが確認された。

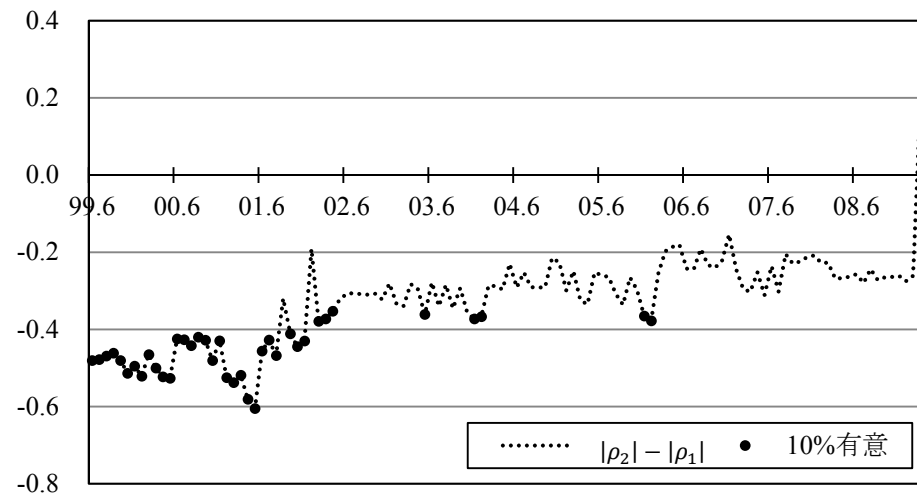
(a) 日本



(b) 米国



(c) メキシコ



(次ページへ続く)

(d) 輸入国平均

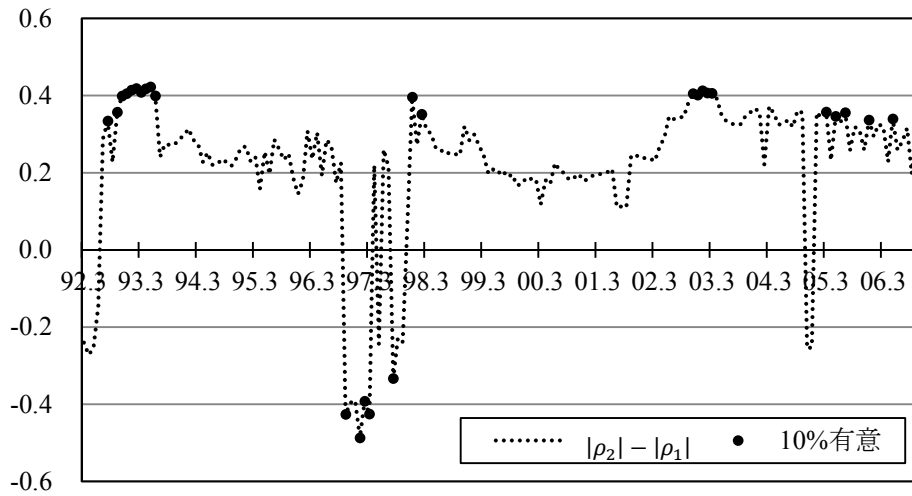
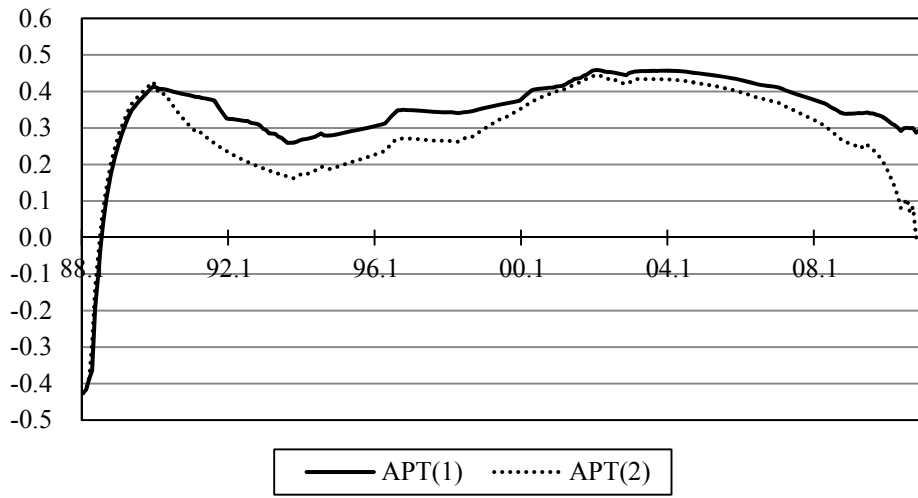


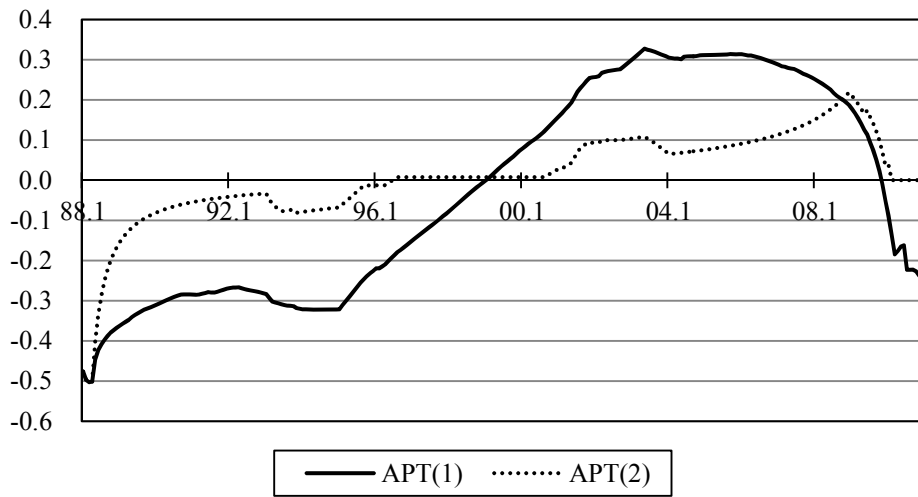
図 3-8 ローリング TAR 推計による非対称価格伝達の変化

- 注：1) 破線は $|\rho_2| - |\rho_1|$ を表し，正（負）であれば正（負）の非対称価格伝達を表す。
2) 黒丸は $|\rho_1| = |\rho_2|$ が 10%水準で統計的に有意に棄却され，有意に非対称性が存在することを示す。
3) 横軸の月は，ウィンドウ・サイズを 100 とし，各ローリング推計期間の中央値の年月を表す。たとえば，日本の場合 1 番目のローリング推計は 1988 年 1 月から 1996 年 4 月までの 100 ヶ月を対象としており，その中央値は 1992 年 3 月となる。

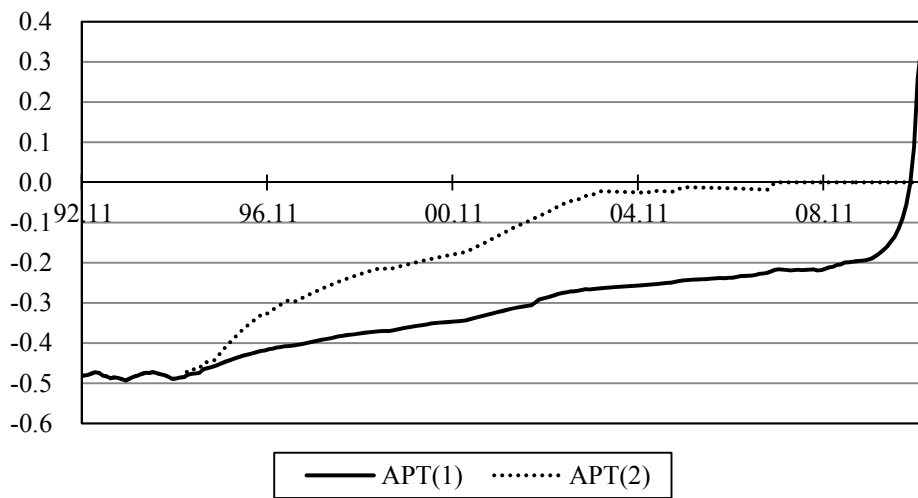
(a) 日本



(b) 米国



(c) メキシコ



(次ページへ続く)

(d) 輸入国平均

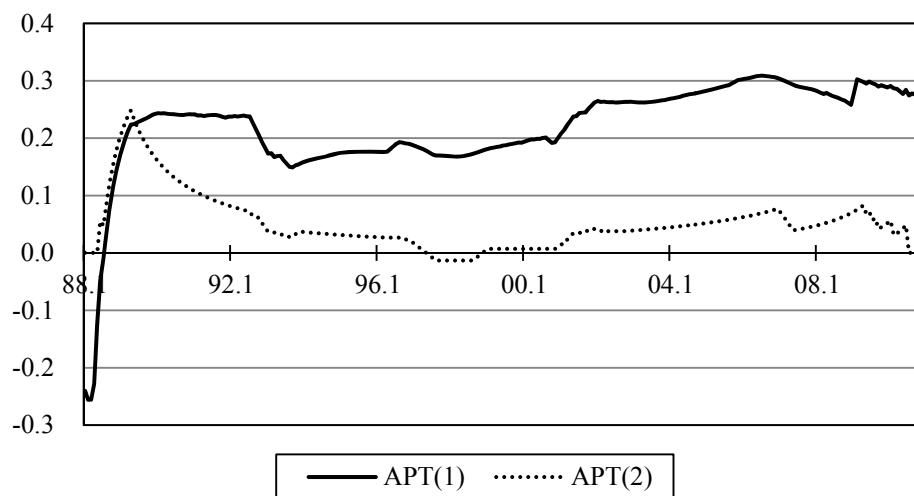
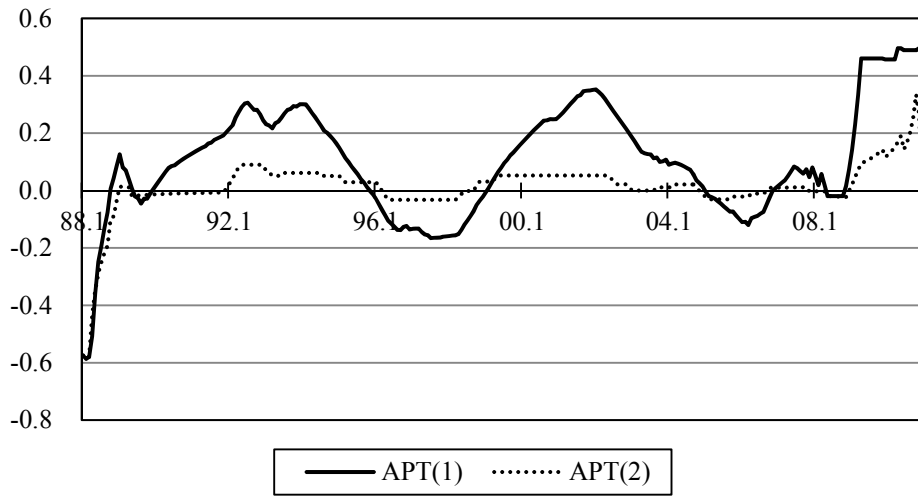


図 3-9 非対称価格伝達指数（ウィンドウ・サイズ：100）

注：実線（APT(1)）は $|\rho_2| - |\rho_1|$ としての非対称価格伝達指数（ APT_t^1 ）を表し，点線（APT(2)）は統計的有意性（10%水準）を考慮した非対称価格伝達指数（ APT_t^2 ）を表す。

(a) ウィンドウ・サイズ : 50 (輸入国平均)



(b) ウィンドウ・サイズ : 150 (輸入国平均)

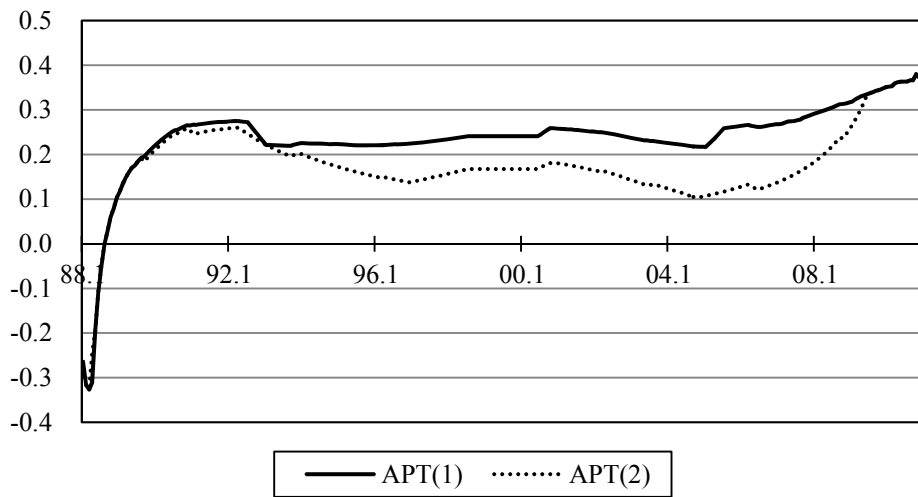


図 3-10 非対称価格伝達指数 (ウィンドウ・サイズ : 50, 150)

注 : 実線 (APT(1)) は $|\rho_2| - |\rho_1|$ としての非対称価格伝達指数 (APT_t^1) を表し, 点線 (APT(2)) は統計的有意性 (10%水準) を考慮した非対称価格伝達指数 (APT_t^2) を表す.

3.5.6 小括

本節では、カナダの菜種輸出における非対称価格伝達の実証分析を行った。特に、主要輸入国である日本、米国、メキシコの3カ国を対象とし、輸入国平均についても対象とした。総サンプルを対象としたTARモデルの推計結果から、カナダの国内価格と輸出価格は共和分関係にあることが示され、米国およびメキシコについては負の非対称価格伝達が、日本および輸入国平均では対称的価格伝達が検出された。ただし、実質価格を用いた分析では、日本について正の非対称価格伝達が検出された。

一方、ローリングTAR推計の分析結果から、輸入国平均でみると、1980年代末以降、一貫して正の非対称価格伝達となっていることが判明した。輸入国平均で正の非対称価格伝達が趨勢的であることは、EU域外市場におけるカナダの市場シェアの高さを反映したものと考えることができる。この点については、第5章でより詳細に分析する。また、日本においては、1990年代前半に非対称性の大きさが減少したものの、一貫して正の非対称価格伝達が存在することが明らかとなった。日本は菜種輸入の大宗をカナダに依存しており、菜種油に対する消費者の選好や菜種油粕需要の存在により、容易に他の植物油原料に代替することは困難と考えられる。よって、常に一定量を輸入しなければならず、一定量を安定的に輸入する輸入国の存在は、輸出国の価格交渉力を増大させると考えられる。

米国については、1990年代前半までは負の非対称価格伝達となっていたが、その後1990年代末にかけて対称的価格伝達となり、最後に対称的価格伝達に戻るまで、2000年代は主に正の非対称価格伝達となった。これは、米国企業のカナダへの参入および撤退の動きとの関連性がうかがえる。すなわち、第2章で示したように、1988年の米加自由貿易協定を契機とし、米国の大規模穀物流通企業がカナダに参入したものの、2000年代前半以降、一部の企業が撤退している（小沢，2010）。輸入国の企業が輸出国の輸出産業に参入した際、価格伝達構造が変化することを示唆する興味深い事例である。

なお、メキシコについては、ほぼ一貫して負の非対称価格伝達が存在していたが、非対称性の大きさは次第に減少していることが示された。メキシコの菜種輸入におけるカナダのシェアは日本と同程度の高水準にあり、その中でメキシコが超過利潤を保持するような価格伝達の存在が示されたことは興味深い。メキシコにおいては、1990年代末以降、菜種油、大豆油ともに消費量が增大しているが、大豆油の消費量が約84万トンであるのに対し、菜種油は約57万トンとやや少ない（2009年度、USDA-PSD）。これは、菜種油の方が大豆油よりも需要の多い日本とは異なる点である。また、メキシコは大豆輸入をほぼ米国一国に依存しており（UN Comtrade）、カナダ産菜種よりも米国産大豆の需要の方が大きいため、菜種の輸出国は大豆へのさらなる需要シフトをもたらすような価格設定を行うことが困難であると思われる。ただし、近年にかけてメキシコの菜種輸入量が増加し、それにとまって非対称性が解消されてきており、今後の植物油原料需要の変化によっては、価格伝達の非対称性も変化し得るといえる。

第4章 植物油脂原料主要輸出国の市場支配力に関する実証分析

本章は、植物油脂原料の主要輸出国の市場支配力を推計することを目的とする。その際、産業組織論の議論を踏まえ、新しい実証的産業組織論に基づき、個別輸出国の市場支配力の推計が可能なモデルを採用する。また、第3章と同様に、大豆および菜種に関しては、ローリング・ウィンドウ法を用いて市場支配力を示すパラメータの経年変化を把握するとともに、推計結果を用いて市場支配力指数を計測する。なお、補論では、米国の大豆輸出を対象に、近年の時系列モデルにより、市場支配力と価格伝達の同時推計を試みる。

4.1 産業組織論と市場支配力の推計

4.1.1 市場支配力とは

ここでは、主に Perloff et al. (2007)に基づき、市場支配力の概念について説明する。市場支配力 (market power) とは、価格を限界費用より高く設定する能力として定義される。ある一時点の市場において、観察される価格が p であり、限界費用が MC である場合、市場支配力がどの程度行使されているかを直接計測することができる。価格や費用の単位に依存しない市場支配力の程度は次式で与えられ、これはラーナー指数と呼ばれる (Lerner, 1934)。

$$L \equiv \frac{p - MC}{p} \quad (4-1)$$

ラーナー指数は価格と限界費用の差が価格に占める割合を表す。完全競争市場の場合、価格は限界費用と一致するため、 $L = 0$ となる。よって、 $L > 0$ の場合、企業は市場支配力を使用していることになる。

ある市場に企業が n 存在し、同質財をそれぞれ q_i 生産しているとする。産業全体の生産量は $Q = q_1 + q_2 + \dots + q_n$ である。市場価格を p とし、逆需要関数 $p = p(Q)$ で決定されるとすると、企業 i の利潤関数は次式のように表せる。

$$\pi_i = p(Q)q_i - mq_i \quad (4-2)$$

ただし、 m は限界費用を表し、全企業で同一と仮定する。

1 期間のゲームを考え、各企業が生産量を選択するとし、ナッシュ均衡 (ナッシュ・クールノー均衡) が成立するとき、各企業の利潤最大化のための 1 階条件は次式で表される。

$$\frac{d\pi_i}{dq_i} = p + q_i \frac{dp}{dQ} \frac{dQ}{dq_i} - m = 0 \quad (4-3)$$

すなわち、

$$MR = p + q_i \frac{dp}{dQ} = m = MC \quad (4-4)$$

となり、限界収入と限界費用が一致することが最適化条件となる⁸³。

n 本の最適化条件を解くことで、ナッシュ・クールノー均衡生産量が求められる。各企業の限界費用は同一と仮定しており、ここから生産量も同一、すなわち、 $q_1 = q_2 = \dots = q_n = q$ と表せ、 $Q = nq$ となる。これらを(4-4)式に代入して整理すると、次の式が成立する。

$$\frac{p - m}{p} = -\frac{Q}{np} \frac{dp}{dQ} = -\frac{1}{n\varepsilon} = -\frac{s}{\varepsilon} \quad (4-5)$$

ただし、 $\varepsilon = (dQ/Q)(dp/p)$ は需要の弾力性を表し、 $s = 1/n$ は各企業のシェアを表す。つまり、ラーナー指数は市場の需要弾力性と企業のシェアで表される。 $n = 1$ のとき、 $L = -1/\varepsilon$ となり、これは通常の独占企業の価格費用マージンに等しい。 $n \geq 2$ のとき、ラーナー指数は n が増加するに従って増大(絶対値では減少)し、 $n \rightarrow \infty$ のとき、 $L = 0$ となる。このとき $p = m$ となり、価格と限界費用が一致するという完全競争状態を表している。

次に、限界費用が企業ごとに異なる場合を考える。各企業の限界費用を m_i と表すと、ラーナー指数は各企業の価格費用マージンの加重平均で表される (Cowling and Waterson, 1976)。すなわち、次式が成立する。

$$L = \sum_i s_i \frac{p - m_i}{p} = -\sum_i \frac{s_i^2}{\varepsilon} = -\frac{HHI}{\varepsilon} \quad (4-6)$$

ここで、 $HHI = \sum s_i^2$ である。つまり、クールノー・モデルにおいては、市場成果の指標であるラーナー指数と市場構造の指標である産業集中度には明確な関係があることがわかる。

4.1.2 古典的産業組織論

Tirole (1988: p.1)によると、ハーバード大学の Mason や Bain らによる構造・行動・成果 (Structure, Conduct, Performance, SCP) パラダイムは、産業組織論が経済学における主要分野となる第一の波であった。同パラダイムは、市場構造が市場行動を決定し、その市場行動が市場成果をもたらす、という論理展開をしている。ここで、市場構造とは市場における売り手の数や製品差別化度、費用構造、垂直的統合度等を表し、市場行動は価格や研究開発、投資、広告等を、市場成果は効率性や価格費用マージン、製品の多様性、革新率 (innovation ratio)、収益、分配 (distribution) 等を、それぞれ表している⁸⁴。

⁸³ ここで、 $Q = q_1 + \dots + q_n$ であるため、 $dQ/dq_i = 1$ となることを利用した。

⁸⁴ 前項で示されたとおり、市場支配力は価格費用マージンで表されるため、市場支配力の要因としては、市場構造や市場行動の各要素が考えられる。Belleflamme and Peitz (2010: pp.107-192)は、市場支配力の要因として、製品差別化および広告関連戦略、消費者の慣性 (consumer inertia) に関する理論分析を紹介

Masonらは当初、SCPパラダイムに基づき、個々の産業の事例研究を行っていたが(Wallace (1937) 等), Bain (1951, 1956)等は個々の事例研究ではなく、産業間の比較を行っている(Perloff et al., 2007)。典型的なSCPアプローチは、次のような2段階の分析方法をとる。すなわち、まず市場構造や市場成果の指標に関して、推計して得られたものではなく直接的にデータを入手する。次に、複数産業のデータを用い、市場成果の指標を市場構造の指標で回帰し、各産業の市場成果の違いを市場構造の違いにより説明する。

しかし、こうした手法は市場構造と市場成果の因果関係を示したものというよりも、これらの指標の相関関係を示したものというべきであり(Tirole, 1988: p.2)、この点について多くの研究者はSCPアプローチを叙述的なものとして批判している(Perloff et al., 2007)。Stigler (1968)等にもみられるように、SCPアプローチよりも通常の価格理論を用いるべきであると主張したり、独占的競争(Chamberlin (1933), Hotelling (1929))やゲーム理論(Neumann and Morgenstern, 1944)、取引費用(Williamson, 1975)等を強調した分析を行うべきであると主張するものもある。SCPパラダイムは実証研究を重視しており、相対的に理論的背景が脆弱であることが、これらの批判を受けることになった原因と考えることができる。

SCPアプローチに基づく実証分析はPerloff et al. (2007: pp.25-31)に整理されているが、これまでの研究成果から、市場構造指標と市場成果指標の関連性はあっても弱いものでしかないことが示されている(Perloff et al., 2007: p.31)。前項で示したように、理論的にはこれらの指標の関係が明示的に示されているため、実証研究におけるこうした結論は、主に推計上の問題に起因すると考えられている。具体的には、変数選択の正当性の問題が挙げられる。以下、Perloff et al. (2007)に基づき、市場構造および市場成果の指標に関する問題について整理する。

まず、市場成果の指標としては(資本)利益率や価格費用マージンが利用されることが多い。しかし、利益率については、データの制約から通常会計上の利潤を使用するが、これは経済的利潤と異なるためバイアスをもたらす可能性がある⁸⁵。また、価格費用マージンについては、通常限界費用のデータを得ることは困難であるため、代わりに平均(可変)費用を用いる場合が多い。しかし、限界費用と平均(可変)費用は異なるため、推計上バイアスが生じ得る。

一方、市場構造の指標としては、企業数や企業の相対的規模を表す市場シェア、産業集中度等が用いられ、企業数が少ない場合や少数企業が相対的に巨大である場合、そうした企業は市場支配力を行使していると考えられる。産業集中度については、大半のSCP研究で言及され、各企業の市場シェアの関数として測られることが多い。たとえば、最も多用

している。こうした市場支配力の要因に関する分析は、主として産業組織論の理論研究で扱われており、新しい実証的産業組織論においては実証分析の対象となることが少ない。本章の実証分析は、新しい実証的産業組織論に基づき市場支配力の程度を分析することが主眼であるため、市場支配力の要因に関する実証分析は行わないこととする。ただし、分析結果を踏まえ、可能な範囲で市場支配力の要因について検討することを試みる。

⁸⁵ 利益率を用いる際の問題点を整理したものとして、Fisher and McGowan (1983)や Carlton and Perloff (2005)がある。

されている集中度指数は上位4社集中度（Concentration Ratio of Four Firms, CR4）である。他方、全企業の市場シェアの関数で最も一般的なものは、ハーフィンダール指数（Herfindahl-Hirschman Index, HHI）である。HHIは各企業の市場シェアの2乗和で表される。1980年代前半以降、米国司法省および連邦取引委員会が企業合併の評価をHHIを用いて行ってから、HHIに関心が集まることとなった。なお、実証分析では、HHIとCR4で同様の結論が得られることがしばしばある。また、HHIは企業がクールノー・モデルや他の関連モデルにしたがって行動している場合、価格を説明するための適切な集中度指標である（Cowling and Waterson (1976)やHendricks and McAfee (2005)参照）。

しかしながら、以上の集中度指標には問題点も見受けられる。第一に、売り手の集中度指標の内生性の問題が挙げられる。たとえば、収益性は参入に影響を及ぼすことで産業集中度に影響を与えている。集中度指標が内生変数である場合、市場成果の指標を集中度指標で回帰することにより、同時方程式バイアスが生じる。第二に、ある集中度指標が必ずしも当該市場の集中度を指すとは限らないということである。定義が不適切であるためにバイアスを持っているということである。産業集中度が市場成果を予測する上で意味があるものとなるためには、その産業が関連する経済市場を含んでいなければならない。たとえば、プラスチック製の瓶とガラス製の瓶が競争関係にある場合、適切な集中度の指標にはプラスチック製とガラス製の両方の産業が含まれる必要がある。しかし、公表されている集中度指標の多くは、必ずしも適切な経済市場と一致しているわけではない。

こうした指標に関する問題点に加え、成果指標と集中度の線形関係を推計することに問題がある場合がある。たとえば、ある程度までの集中度においては、集中度の増大が市場成果に増加的に大きな影響を与えるが、それ以上の集中度の増大はそれほど成果に追加的な効果を与えない場合、成果と集中度の関係はS字型である。S字型曲線の線形近似は、限られた範囲の集中度でしか妥当性を持たず、多くの場合で誤った結論を導く。この点については、White (1976)やBradburd and Over (1982)が研究を行っている。

4.1.3 新しい実証的産業組織論

Perloff et al. (2007)によると、限界費用が観察されない場合、構造モデルを用いて企業行動と限界費用を同時推計する方法と、誘導形やノンパラメトリック法により価格と費用がどのように変化するかを分析する方法がある。前者の利点として、市場支配力のパラメータを直接推計することができることや、推計されたモデルを用いて様々な効果をシミュレーション分析することができることが挙げられる。一方で、構造モデルの問題点として、推計結果が関数形や分布等の仮定に大きく依存することである。誘導形やノンパラメトリック法は構造モデルの比較静学に基づいており、構造モデルよりもデータや仮定が少なくてよい場合が多い。しかし、一般的に市場支配力の程度はわからない場合が多く、構造モデルを用いてシミュレーション分析することも不可能である。本項では、誘導形モデルも依

拠している構造モデルを用いた市場支配力の推計方法について概観し、経済理論に基づく市場支配力の導出方法について Perloff et al. (2007)に基づき整理する。

産業レベルの分析では、企業が同質財を生産すると仮定することで、平均市場価格や総生産量が意味のあるものとなる。また、すべての企業は同一であり、同様の行動をとると仮定する。このとき、市場や企業が直面する需要関数は、次のような逆需要関数として表せる。

$$p = p(Q, Z) \quad (4-7)$$

ここで、 p は市場価格、 Q は総生産量、 Z は産業の需要曲線に影響を与えるような外生変数（需要シフター）である。需要シフターとしては、所得や代替財の価格が考えられる。次に、限界費用曲線は次式のように表される。

$$MC = g(Q, W) \quad (4-8)$$

ただし、 W は産業の限界費用に影響を与えるような外生変数（費用シフター）であり、要素価格等が適切である。

ここで、 λ を行動パラメータ（conduct parameter）とし、様々な市場構造を包含する指標とすると⁸⁶、 λ の関数としての限界収入（主観的限界収入、perceived marginal revenue）は次式のように表せる。

$$MR(\lambda) = p + \lambda p_Q(Q, Z)Q \quad (4-9)$$

ただし、 p_Q は需要曲線の傾きを表す。

最適化条件はこの主観的限界収入と限界費用が等しくなることで得られる。すなわち、最適化条件は次式のように表せる。

$$MR(\lambda) = p + \lambda p_Q(Q, Z)Q = MC(Q, W) \quad (4-10)$$

ここで、 $\lambda = 0$ のとき、価格と限界費用が等しくなるため、完全競争市場を表す。また、 $\lambda = 1$ のとき、限界収入は独占時の限界収入を表し、限界費用と等しくなるため、市場が独占状態であることを示す。 $0 < \lambda < 1$ のとき、市場支配力の程度は完全競争と独占の間にあるため、市場は寡占状態にあるといえる。このように、構造モデルの基本方程式は(4-7)式の需要関数と、(4-10)式的最適化条件で表される。

(4-10)式を変形すると、ラーナー指数を以下の式で表すことができる。

$$L = \frac{p - MC}{p} = -\frac{\lambda p_Q Q}{p} = -\frac{\lambda}{\varepsilon} \quad (4-11)$$

ただし、 ε は市場の需要の弾力性である。 $0 \leq \lambda \leq 1$ であるため、 $0 \leq L \leq -1/\varepsilon$ である。よって、(4-5)式や(4-6)式と比較すると、 λ は市場シェアや集中度の指標として使用することができることを意味する。同時に、(4-11)式より $\lambda = -L\varepsilon$ となるため、 λ は需要の弾力性で調整

⁸⁶ このような手法を使用したものとしては、Iwata (1974), Appelbaum (1979, 1982), Just and Chern (1980), Bresnahan (1982), Lau (1982)等がある。

表 4-1 市場構造に関する諸指標の比較

市場構造	λ	v	L
完全競争市場（ベルトラン均衡）	0	-1	0
寡占市場（ナッシュ・クールノー均衡）	$1/n$	0	$-1/n\varepsilon$
独占市場（共謀均衡）	1	$n-1$	$-1/\varepsilon$

資料: Perloff et al. (2007) p.46

したラーナー指数であるということもできる。

一方、(4-3)式から、最適化条件は推測変分 v を用いても表現できる。

$$MR = p + p_Q q_i (1 + v) = MC \quad (4-12)$$

ここで、 $v = dQ_{-1}/q_i$ であり、 $Q_{-1} = Q - q_i$ である。推測変分（conjectural variation）は企業が自らの生産量を1単位変化させたとき、他社がどれだけ生産量を変化させると考えるかを表す⁸⁷。企業がすべて同一であるという仮定を置く場合、 $Q = nq_i$ であるから、(4-12)式は次式のように書き直せる。

$$MR = p + p_Q Q \left(\frac{1 + v}{n} \right) = MC \quad (4-13)$$

(4-13)式を(4-10)式と比較すると、 λ と v の関係は次のように表せる。

$$\lambda = \frac{1 + v}{n} \quad (4-14)$$

$0 \leq \lambda \leq 1$ であるから、 $-1 \leq v \leq n - 1$ である⁸⁸。

このように、行動パラメータ λ は様々な指標と対応関係にある。この対応関係をまとめたものが表 4-1 である。新しい実証的産業組織論における市場支配力の推計では、この λ を推計することで価格費用マージンとしてのラーナー指数を間接的に推計することになる。

⁸⁷ 鈴木（2002）等を参照。

⁸⁸ ただし、ゲーム理論では v は完全競争（ベルトラン均衡）、クールノー均衡、共謀均衡の3つの場合において検討されているため、 λ を v で測ったときに λ が連続変数となることは経済理論では説明することができない。

4.2 残余需要モデル

4.2.1 はじめに

新しい実証的産業組織論の分析枠組により市場支配力を推計する既存研究は、伝統的に国内産業を対象としたものが大半を占めている。しかし、産業組織論が対象とする企業の集合体としての産業を、国家の集合として捉え直すことにより、国際市場における不完全競争や市場支配力に関して産業組織論的な分析を行うものがある。以下、そのような分析手法に関して、そのひとつである残余需要 (residual demand) モデルを中心に、既存研究の整理を行う。

国際市場における市場支配力の推計に関する産業組織論的研究は、残余需要モデルを使用したものが多い。Baker and Bresnahan (1988)は、残余需要モデルによる市場支配力の推計をはじめて行った。ここでは、米国のビール製造産業を対象とし、3大企業の各市場支配力を残余需要モデルにより推計した。一方、Goldberg and Knetter (1999)は、はじめて残余需要モデルによる市場支配力の推計を国際市場に適用した。分析対象のひとつはドイツのビール輸出であり、ドイツが輸入国 4 カ国に対して行使する市場支配力を、各輸入国について推計している。もうひとつの分析対象は米国の段ボール紙輸出であり、米国の 6 輸入国に対する市場支配力を国別に推計したものである。Silvente (2005)は、イタリアおよびスペインのセラミックタイルの輸出を分析対象とし、第一段階として pricing-to-market の推計を行った後、第二段階として残余需要モデルを用いた市場支配力の推計を行った。その際、各輸出国の輸出相手国を 16 カ国選択し、その各輸入国に対する各輸出国の市場支配力を導出している。Reed and Saghaian (2004)は、オーストラリア、カナダ、ニュージーランド、米国の、日本に対する牛肉輸出を対象とし、各輸出国の日本に対する市場支配力を推計した。その際、牛肉の部位を区別し (chunk, loin, ribs の 3 部位)、それぞれのチルドと冷凍に分け、各財について市場支配力を推計している。Felt et al. (2011)は、米国、カナダ、デンマークの日本に対する豚肉輸出における市場支配力を推計した。

残余需要モデルは輸出国 (売り手) の市場支配力を推計するものであるが、同様に買い手の市場支配力を推計するものもある。それが残余供給 (residual supply) モデルであり、国内産業を対象としたものではあるが、Durham and Sexton (1992)によって提唱され、近年の研究として Asche et al. (2011)がある。また、Song et al. (2009)は中国の米国からの大豆輸入に関し、均衡状態では残余需要と残余供給が一致するという二国間部分均衡モデルを推計し、米国の大豆輸出における市場支配力と中国の大豆輸入における市場支配力を同時推計している⁸⁹。

⁸⁹ 残余需要モデルや残余供給モデルでは、それぞれ買い手および売り手の完全競争性 (プライス・テイカーであること) を仮定していると思われる (文献中には明確に記述されていない)。よって、双方寡占

他方、国際市場を対象としたものとして、他に動学モデルを用いた市場支配力の推計がある。Karp and Perloff (1989)は、線形二次 (linear-quadratic) 動学モデルを用い、コメ輸出市場における輸出国の市場支配力を推計した。また、Karp and Perloff (1993)は、同様のモデルを用いてコーヒーの国際市場における輸出国の市場支配力を推計し、Deodhar and Sheldon (1996)も同モデルを使用し、ドイツのバナナ輸入における輸出国の市場支配力を推計した。ただし、これらの研究は輸出国全体の市場支配力を推計することはできるが、個別輸出国の市場支配力を推計することができない。なお、Chalil (2009)は、同じ線形二次動学モデルを用い、インドネシアのパーム原油生産における政府系企業と民間企業の市場支配力をそれぞれ導出している。しかし、当モデルにより国際市場におけるすべての輸出国（特に3カ国以上）の市場支配力を導出することは、計測が複雑になりすぎるため、非常に困難であるといえる。

なお、国際貿易論に基づく不完全競争に関する理論モデルについては、Helpman (1981), Helpman (1984), Helpman and Krugman (1985), Krugman (1989)等が体系的に整理している。これらの理論モデルは、不完全競争が貿易に与える影響や、逆に貿易が市場構造に与える影響等について検討しているが、国際市場における不完全競争の程度を把握することを目的としていない。一方、国際貿易論に基づき不完全競争度を把握する実証分析としては、exchange rate pass-through や pricing-to-market 等の議論がある。これらのモデル化に関しては、Krugman (1987)が詳細に議論を行っている。ただし、これらの推計から得られる指標と、市場支配力や不完全競争の程度を示す標準的な指標であるマークアップとは、直接的な関係はないことが問題点として指摘されている (Goldberg and Knetter, 1999)。

4.2.2 残余需要モデルとは

以下では、Goldberg and Knetter (1999)を参考に、残余需要モデルについて説明する。まず、残余需要モデル自体について説明する前に、ここで検討する市場の定義について言及する。ある輸出国における企業が、同一国内の他企業のみでなく、他国の企業との競争にも直面する場合、非常に多くの自己価格弾力性や交差価格弾力性が存在するため、データの制約上、これらをすべて推計することは現実的に困難である。よって、通常は市場に関する特定の仮定を置くことでこの問題に対処する。国際市場に関する分析においては、すべての財を同質財と仮定することや、一国内では完全代替財だが、他国の製品とは不完全な代替財である（生産国によって製品が差別化されている）という Armington 仮定が置かれる場合が多い。以下で述べる残余需要モデルは、国内では完全代替財だが、他国の製品とは完全

(鈴木 (2002 : pp.31-32) を参照) の状態にある場合、その前提条件が満たされないため、市場支配力の推計結果にバイアスをもたらす可能性がある。ただし、本研究が対象とする植物油脂原料では、輸出国の数が輸入国の数よりも大幅に少なく、集中度も輸出国の方が大幅に高いため、残余需要モデルにおいては輸入国の完全競争性を仮定する。

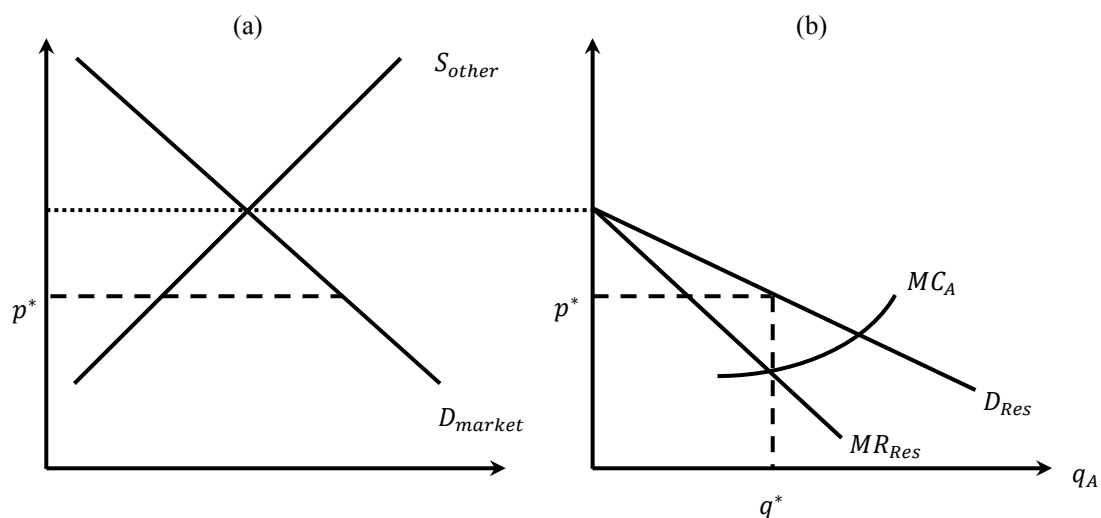


図 4-1 残余需要

資料：Goldberg and Knetter (1999)

もしくは不完全な代替財であるという仮定を置く⁹⁰。これは、主としてデータの制約によるものである。すなわち、輸出統計は同様の財について一定の基準で統合されており、企業レベルのデータも一般的には入手できない。したがって、輸出国内の企業をひとつの輸出産業として統合し、その輸出産業が輸出する製品を近い代替財と考える必要がある。なお、以下の議論では、残余需要モデルの先行研究にならい、各国の輸出産業を便宜的に輸出国名で表すこととする⁹¹。

ある企業もしくは企業の集団が直面する残余需要とは、同一市場における競合他社の行動を踏まえた制約を表している。ある輸出国（「対象輸出国」とする）が特定の輸入国（「対象輸入国」とする）市場において支配的な地位にあり（dominant）、競合輸出国が市場支配力のない非主流諸国（price taking fringe）である場合の、同質財に関する残余需要曲線を示したものが図 4-1 である⁹²。図 4-1(a)は、市場の需要曲線（ D_{market} ）と、対象輸出国以外のすべての輸出国による供給曲線（ S_{other} ）を表している。一方、図 4-1(b)は、対象輸出国の残余需要曲線（ D_{res} ）と、その供給計画（ MC_A ）を示したものである。ここで、 $D_{res} = D_{market} -$

⁹⁰ なお、以下の残余需要モデルでは、対象財の代替財をモデルに明示的に組み込んでいない。ここでは、対象財の需要を、その代替財の需要を反映したものとして扱っていると考えられる。既存研究でも、たとえば、ビールを対象とした研究では他のアルコール飲料の需要をモデルに組み込んでおらず（Goldberg and Knetter, 1999）、牛肉の分析でも他の畜産物の需要をモデルに組み込んでいない（Reed and Saghaian, 2004）。こうした対象財の代替財を明示的に組み込むようなモデル化については、今後の検討課題である。

⁹¹ したがって、ある輸出国が市場支配力を持つという場合、その輸出国の輸出産業が市場支配力を持つことを示すのであって、国家が価格を操作する政策を採用しているといったことを意味するものではない。なお、国際貿易論の理論研究では、不完全競争を踏まえた一般均衡分析にみられるように、国家を単位とした議論を行うものもあるが（Helpman and Krugman (1985: pp.88-100)等）、ここではあくまでも個々の輸出企業の平均としての輸出産業について言及したものであることを指摘しておく。

⁹² ここでは同質財を仮定しているが、この議論は異質財についても応用可能である。製品差別化が存在するより一般的な場合については、次項で検討する。

S_{other} である。つまり、残余需要曲線の弾力性等の性質は、市場全体の需要の性質および対象輸出国以外の輸出国による供給曲線の性質に左右されることを示している。市場全体の需要の弾力性が、異なる輸入国において同一であると仮定すると、 D_{res} の性質は S_{other} の性質に依存することになる。これは国際経済学における標準的な仮定である選好の相似性に対応し、各国の選好が変わらないことを示している。本稿では、このように、ある生産物の市場需要に関する性質は輸入国ごとに類似しており、輸入国ごとの競合輸出国の供給の違いが残余需要弾力性の違いを決定していると仮定することとする。

図 4-1 から明らかなように、 D_{res} の傾きが小さいほど価格費用マージンは小さくなり、逆に、 D_{res} の傾きが大きいほど対象輸出国のマークアップが大きくなる。したがって、残余需要の弾力性と対象輸出国の市場支配力は一対一対応の関係にある。仮に対象輸出国が競合輸出国の存在により市場支配力の行使を完全に制限されているとすると、残余需要曲線の傾きは平坦になり、マークアップが 0 であることを意味する。この場合、対象輸出国が設定する輸出価格は自らの輸出数量に依存せず、競合輸出国の価格によって完全に決定されることになる。

残余需要弾力性を推計するのに必要な条件のひとつは、競合輸出国と比較した対象輸出国の生産費用に対する外生的なショックが存在することである。対象輸出国と対象輸入国の為替レートの変動はそのような外生的ショックに該当し、対象輸出国の供給曲線を回転させる。一方で、競合輸出国と対象輸入国の為替レートの変動は、 S_{other} を回転させ、それが残余需要をも回転させる。このように、対象輸入国との為替レートの変動は、残余需要弾力性の推計を可能にする代表的な要素である。

4.2.3 残余需要モデルの理論展開

図 4-1 は同質財の場合かつ「主流企業と完全競争の非主流企業」という特定の市場構造について説明したものであった。以下では、Goldberg and Knetter (1999)に基づき、上述の議論を形式化し、より一般的な文脈における残余需要曲線の概念の導出を行う。

ある対象輸入国 (M) 市場に対して輸出を行う対象輸出国 A を考える。 p^A をその輸出価格 (M 国における通貨ベース) とし、 Q^A を A 国からの M 国への総輸出量とする。一方、競合輸出国の数を n とし、 $p^1, \dots, p^k, \dots, p^n$ を (M 国の通貨ベースでの) 各競合輸出国 $k (\in [1, n])$ の輸出価格とする。 Z を M 国における需要シフターのベクトルとすると、A 国および k 国の (輸出) 需要関数は、それぞれ次のように表せる。

$$p^A = D^A(Q^A, p^1, p^2, \dots, p^n, Z) \quad (4-15)$$

$$p^k = D^k(Q^k, p^j, p^A, Z) \quad (j = 1, \dots, n \wedge j \neq k) \quad (4-16)$$

次に、M 国市場において、A 国内の各輸出企業 i は次の利潤最大化問題を解くとする。

$$\max_{q_i^A} \pi_i^A = p^A q_i^A - e C_i^A \quad (4-17)$$

ただし、 e はA国の通貨1単位当たりのM国の通貨としての為替レートを表し、 C_i^A はA国の通貨ベースでの各輸出企業の費用を表す。輸出企業*i*の利潤最大化のための1階条件は、限界費用と主観的限界収入（perceived marginal revenue）が等しいことである。すなわち、

$$p^A = eMC_i^A - q_i^A D_1^A \left(1 + \sum_{j \neq i} \frac{\partial q_j^A}{\partial q_i^A} \right) \left(1 + \sum_{j \neq i} \frac{\partial D^A}{\partial p^k} \frac{\partial D^k}{\partial p^A} \right) \quad (4-18)$$

が成立する。ここで、 MC_i^A はA国における輸出企業*i*の限界費用、 D_1^A は需要関数の最初の引数⁹³に関する偏微分、最初の()内はA国における輸出国同士の競争行動（ θ_i とする）、2番目の()内はA国の輸出企業と*k*国の輸出企業の競争関係（ ϕ とする）をそれぞれ表している。この1階条件は、A国の限界収入が、A国内の輸出企業同士の競争と、A国とその競合輸出国（*k*国）に依存することを表している。

(4-18)式の推計には企業レベルのデータが必要であるが、通常そのようなデータは公表されておらず、入手が困難である。したがって、ここでは、（輸出）産業平均のパラメータを推計する。すなわち、(4-18)式に各輸出企業の市場シェア s_i をかけ、各輸出企業の和をとる。 $\sum_i s_i = 1$ および $q_i^A = s_i Q^A$ を利用して整理すると、次のような市場レベルの1階条件を得る。

$$p^A = eMC^A - Q^A D_1^A \theta \phi \quad (4-19)$$

ただし、 $MC^A = \sum_i s_i MC_i^A$ であり、 $\theta = \sum_i s_i^2 \theta_i$ である。

同様に、競合輸出国*k*の利潤最大化のための1階条件は次のように表せる。

$$p^k = e^k MC^k - Q^k D_1^k \vartheta^k \quad (k = 1, \dots, n) \quad (4-20)$$

これまでの議論では、需要曲線を特定化していないため、財は完全な代替財であってもなくても良い。同様に、供給曲線も一般化されており、行動パラメータである θ や ϕ は、完全競争状態を示す0から、完全なカルテル（共謀状態）を示す値の間の数値をとる。さらに、費用関数の特定化もしておらず、限界費用は一定であっても、輸出量の関数であってもよい。

産業組織論における標準的な市場支配力の推計方法は、需要関数(4-15)、(4-16)および、1階条件(4-19)、(4-20)のすべての方程式を推計するものである。そこでは、関数形を特定化した上で、需要関数と1階条件の同時方程式モデルによる推計が行われる。この方法は、需要の自己価格弾力性、交差弾力性、行動パラメータといったすべてのパラメータに関する情報が得られるという利点がある。

一方、残余需要モデルでは、対象輸出国の残余需要曲線を表す方程式のみを推計する点で、通常の市場支配力の推計方法と異なる。ここでは、関連する個々のパラメータをすべ

⁹³ A国の需要関数であれば Q^A 、*k*国の需要関数であれば Q^k である。

て推計することはできないものの、残余需要弾力性を通して各パラメータが市場支配力に与える影響を把握することができる。

対象輸出国の残余需要曲線を導出するために、まず、(4-16)式と(4-20)式の連立方程式を解き、競合輸出国 k の価格と輸出量を導出する。ここで、 MC^k が Q^k と費用シフター W^k の関数で表されると仮定すると、(4-20)式は次のように書き直せる。

$$p^k = e^k MC^k(Q^k, W^k) - Q^k D_1^k(Q^k, p^j, p^A, Z) \vartheta^k \quad (4-21)$$

(4-16)式と(4-20)式の $2n$ 本の連立方程式を解くことで、 k 国の輸出価格は費用、需要シフター、 A 国の輸出量の関数で表せる。ここで、 W^N を競合輸出国における各輸出企業の費用シフターの和集合、 ϑ^N を k 国の行動パラメータの和集合とすると、 k 国の輸出価格の部分的誘導形は次のように表せる⁹⁴。

$$p^k = p^{k*}(Q^A, W^N, Z, \vartheta^N), \quad k = 1, \dots, n \quad (4-22)$$

対象輸出国の残余需要曲線を導出するには、(4-22)式で表される n 本の方程式を(4-15)式に代入すればよく、その結果、次式を得る。

$$\begin{aligned} p^A &= D^A(Q^A, p^{1*}(\cdot), \dots, p^{n*}(\cdot), Z) \\ &= D^{RA}(Q^A, W^N, Z, \vartheta^N) \end{aligned} \quad (4-23)$$

つまり、残余需要曲線は、対象輸出国の輸出量、需要シフター、競合輸出国の費用シフターという3種類の観測可能な引数を持つ。この傾きは、対象輸出国が直面する需要曲線の傾きであり、それは当該市場におけるすべての競合輸出国の相互作用を考慮に入れたものとなっている。(4-23)式を導出する過程で、多くの情報が失われているものの、対象輸出国の市場支配力を推計することは可能となっている。

残余需要曲線が計量経済学的に特定化できる理由は、(4-23)式と(4-19)式を比較すれば明らかである。すなわち、(4-19)式は対象輸出国の限界費用 MC^A を含み、それは対象輸出国の費用シフターである W^A の関数となる。しかしながら、この費用シフターは(4-23)式では除外されており、競合輸出国の費用シフター W^N のみが残余需要曲線の式に入っている。前述の通り、国際市場においては、為替レートが操作変数の代表的候補であり、対象輸出国と対象輸入国の為替レートは W^A に含まれるべき変数として適切である。つまり、この為替レートは、競合輸出国とは独立に、対象輸入国へ輸出を行う対象輸出国の相対的な費用をシフトさせるものである。

4.2.4 残余需要弾力性とマークアップの関係

(4-23)式を対数変換し、 Q^A を対数変換したもので偏微分すると、次のような残余需要弾力性(η_A)を得る。

⁹⁴ 内生変数は Q^A のみである。

$$\eta_A = \frac{\partial \ln D^{RA}}{\partial \ln Q^A} = \frac{\partial \ln D^A}{\partial \ln Q^A} + \sum_k \frac{\partial \ln D^A}{\partial \ln p^{k*}} \frac{\partial \ln p^{k*}}{\partial \ln Q^A} \quad (4-24)$$

ここで、 $\partial \ln p^{k*} / \partial \ln Q^A$ は、対象輸出国の輸出量の変化に対する競合輸出国の輸出価格の実際の反応を表している。したがって、 η_A は対象輸出国が直面する実際の残余需要曲線の弾力性を示す。(4-19)式より、実際の残余需要曲線が推測された残余需要曲線（企業があたかも直面しているかのように行動する需要）と一致する場合に限り、 η_A とマークアップ $((p^A - MC^A)/p^A)$ は等しくなることがわかる。

Baker and Bresnahan (1988)は、この条件が満たされる場合について検討している。実際の残余需要曲線と推測された残余需要曲線が一致する明らかな例としては、シュタッケルベルク・リーダーの場合と、完全競争的非主流企業を競争相手に持つ主流企業の場合である。どちらの場合も、主流企業は、競合する非主流企業の供給曲線が、主流企業が直面する需要の弾力性に影響を与えることを知っており、それに応じて行動する。したがって、実際の残余需要と推測された残余需要の区別は消滅する。

また、完全競争の場合や、広範な製品差別化が存在する場合にも、マークアップと残余需要弾力性の直接的な関係が存在する。市場が完全競争的である場合、対象輸出国の価格は競合輸出国の価格により決定され、残余需要弾力性は 0 となる。一方で、価格は限界費用と一致するため、相対的なマークアップも 0 となる。製品差別化の場合、競合輸出国の製品との代替性が弱まるにつれ、対象輸出国の推測変分と反応関数の関連性が小さくなる。つまり、製品が差別化されているがゆえに市場支配力を持つような場合、戦略的相互作用の重要性が低下するのである。

他の寡占モデルでは、マークアップと残余需要弾力性の完全な対応性はないものの、一般的に残余需要曲線の傾きが急であるほど、価格に対する支配力が大きいことが指摘されている (Goldberg and Knetter, 1999)。

4.2.5 残余需要弾力性の推計

理論的に導出された(4-23)式の残余需要曲線は、関数形の特定化については何の制約も置いていない。したがって、ここでは、係数が直接弾力性として解釈できるように、両対数形の残余需要曲線を推計する。一般的には、次式のような推計式を考える。

$$\ln p_{Mt}^A = \gamma_M + \eta_M \ln Q_{Mt}^A + \alpha'_M \ln Z_{Mt} + \beta'_M \ln W_{Mt}^N + \epsilon_{Mt} \quad (4-25)$$

ただし、 ϵ_{Mt} は i.i.d. の誤差項であり、ギリシア文字はパラメータ（およびそのベクトル）を表し、下付き文字の M は対象輸入国を示す。また、 Z_{Mt} は M 国における需要シフターを表すベクトルであり、 W_{Mt}^N は M 国における輸出で直面する競合輸出国の費用シフターを表すベクトルである（対象輸出国の費用シフターは含まれない）。(4-25)式の特定化から、対象輸出国 A および対象輸入国 M ごとに個別の方程式が適用されることになる。

また、 η_M は残余需要弾力性を示し、0であれば完全競争を表し、対象輸出国は完全に弾力的な需要曲線に直面する。すなわち、輸出価格は自らの輸出量に依存せず、競合輸出国の費用により完全に決定されることになる。一方で、 η_M が絶対値で大きくなるほど、価格と限界費用の乖離が大きくなり、対象輸出国がより大きな市場支配力を持つことを意味する。

需要シフター Z_{Mt} はトレンドや実質所得、各対象輸入国の価格水準等を組み合わせることが多い。競合輸出国の費用シフター W_{Mt}^N には、賃金、原材料価格、燃料価格等の要素価格が含まれる。この費用シフターは、対象輸入国とは無関係の競合輸出国の通貨で表される部分と、対象輸入国に対する競合輸出国の為替レートという対象輸入国と関連する部分の2つからなる。前述の通り、国際市場の分析において、為替レートは理想的な費用シフターである。それは、為替レートはサンプル期間内の変動が大きく、賃金や原材料価格等が輸出国間で同様の動きをしている場合であっても、為替レートは輸出国同士の相対費用をシフトさせる働きを持つためである。

なお、 Q_{Mt}^A の内生性を考慮する必要性から、実証分析では操作変数法を用いる場合がある。この場合、操作変数として自然なものは、対象輸出国の費用シフターである。それは、推計式から除外されているものの、対象輸出国の1階条件から、輸出量と相関関係を持つと考えられるためである。特に、上述の理由から、対象輸出国と対象輸入国の為替レートはこの場合の理想的な費用シフターであり、操作変数である。

4.2.6 ローリング推計と市場支配力指数

非対称価格伝達の場合と同様、(4-25)式にローリング・ウィンドウ法を適用することで、残余需要弾力性の期間内変化を把握することが可能となる。 i 番目のローリング推計における残余需要弾力性を η_{Mi} とすると、 η_{Mi} それ自体が市場支配力を表す時系列となる。よって、これを市場支配力指数 $MP(i)$ とする ($MP(i) \equiv \eta_{Mi}$)。

ただし、元のデータの総サンプル数が T である場合、 $MP(i)$ のサンプル数 n は T よりも小さくなる。よって、各ローリング推計から得られる $MP(i)$ に時間を割り当てる必要性が存在する。非対称価格伝達の場合と同様、 i 番目のローリング推計の開始時点 (i) に合わせることや、終了時点 ($i + w - 1$) に合わせることで、 $t(i)$ の中央値に合わせることで、等の可能性が考えられる。しかし、この方法では指数化の際に $w - 1$ のサンプル数を失うことになり (w はウィンドウ・サイズ) 非効率であるため、次の方法で市場支配力指数 (MP_t^k) を生成する。そのために、まず、次のように MP_t^k ($k = 1, 2$)を定義する。

$$MP_t^1 \equiv \eta_{Mi} \quad (4-26)$$

$$MP_t^2 \equiv \begin{cases} \eta_{Mi} & \text{if significant} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (4-27)$$

MP_t^1 は $MP(i)$ と同一である。また、 MP_t^2 は、残余需要弾力性の推計値が統計的に有意であ

る場合に限り $MP(i)$ の値を用い、非有意の場合を 0 とするものである。これらの MP_i^k を用い、市場支配力指数 MP_t^k を次のように定義する。

$$MP_t^k \equiv \frac{1}{n_t} \sum_{i=\max(1,t-w+1)}^{\min(t,T-w+1)} MP_i^k, \quad k = 1, 2 \quad (4-28)$$

ただし、 $n_t = \min(t, w, T - t + 1)$ である。

MP_t^k は、残余需要モデルの i 番目のローリング推計結果から得られた MP_i^k を、 i 番目のローリング推計における期間を表す $t(i) \in [i, i + w - 1]$ に等しく割り当てた後、 t についてそれを加重平均したものである。 n_t は t ごとのローリング TAR 推計の個数を表している⁹⁵。

⁹⁵ 非対称価格伝達の場合と同様である。

4.3 インドネシアおよびマレーシアのパーム油輸出

4.3.1 はじめに

本節では、インドネシアおよびマレーシアのパーム油輸出における市場支配力について、それぞれの主要輸出相手国を対象として実証分析を行う。ここでは、後に非対称価格伝達分析（第3章）の結果との比較を行う観点から、そこで扱った輸出相手国の中から分析対象を選択する。また、非対称価格伝達分析と同様に、パーム油をパーム原油とパーム精油に区別して分析を行う。以下、4.3.2では使用したデータについて説明し、4.3.3では推計方法について検討する。4.3.4では、インドネシア産パーム原油、インドネシア産パーム精油、マレーシア産パーム原油、マレーシア産パーム精油に関する、残余需要モデルの推計結果およびその解釈を示す。最後に4.3.5で結論を述べ、それに関する考察を行う。

4.3.2 データ

(4-25)式の推計にあたり、使用するデータは次の通りである。

価格 (p_{Mt}^A) は、各輸出国の各対象輸入国に対するパーム原油・精油の輸出総額を輸出量 (Q_{Mt}^A) で除して求めた輸出単価 (FOB 価格) を使用した。その際、二国間為替レートを用いて対象輸入国の通貨建てとした⁹⁶。また、対象輸入国における物価変動を考慮し、為替変換された輸出単価を、各対象輸入国の消費者物価指数 (2005 年を 100 とする) を用いて実質化した。パーム原油・精油の輸出総額および輸出量は UN Comtrade のデータを使用し、為替レートおよび消費者物価指数は IMF-IFS に依拠した。

需要シフターは、各対象輸入国の GDP および時間トレンドを使用した。GDP は GDP デフレーターを用い、実質化した。GDP および GDP デフレーターは、IMF-IFS のデータを使用した。一方、時間トレンドには、サンプル数分の自然数を用いた。

費用シフターには、競合輸出国と各対象輸入国の二国間為替レートと、競合輸出国の費用水準を表すものとして、生産者物価指数 (Producer Price Index, PPI) あるいは卸売 (企業) 物価指数 (Wholesale Price Index, WPI) を使用した。PPI/WPI (以下、単に PPI と表記する) を使用したのは、インドネシアおよびマレーシアの賃金データの一部が利用可能であったが、サンプル期間をカバーするデータが得られなかったためである。Goldberg and Knetter (1999) では、賃金や原材料価格等の要素価格に関するデータが得られなかった場合、その代

⁹⁶ 対象輸入国にはオランダが含まれており、通貨は 1998 年まではギルダーであったが、1999 年以降はユーロに変更されている。したがって、輸出単価が為替の影響を受けると考えられるため、オランダへの輸出に対する残余需要モデルの推計では、1989 年から 1998 年までと、1999 年から 2009 年までとに期間区分を行った。サンプル数が半減するが、異なる通貨を含めることによる推計結果への影響を考慮する必要があると考えられる。

理変数として PPI を使用している。PPI は IMF-IFS のデータを用い、それは 2005 年を 100 とするものである。

また、(4-25)式における Q_{Mt}^A の内生性を考慮した推計モデルでは、上記外生変数（需要シフターおよび費用シフター）に加え、対象輸出国の費用シフターを操作変数として用いた。ここでは、対象輸出国の費用シフターとして、対象輸出国と各対象輸入国の二国間為替レートおよび対象輸出国の PPI を使用した。これらのデータについても、IMF-IFS を利用した。

さらに、各対象輸出国（インドネシア、マレーシア）による、各製品（パーム原油、パーム精油）の輸出総額を、輸出総量で除して求めた輸出単価を、全輸出相手国に対する平均輸出価格と考え、分析対象に加えた（以下、「輸入国平均」とする）。これは、個々の輸出相手国とは別に、「世界」という輸出相手国を想定することで、各製品の輸出における各対象輸出国の市場支配力の平均的傾向を導出することを目的としている。その際、通貨は米国ドル建てとし、需要シフターとして世界の GDP 指数 (IMF-IFS, 2005 年を 100 とする) および時間トレンドを用い、費用シフターや操作変数に用いる二国間為替レートには米国ドルを使用した。

以上のデータは、最大 1989 年から 2009 年までの年次データであり、総サンプル数は 21 である。これは、輸出総額および輸出量データの利用可能性を踏まえたものである。(4-25) 式に示されているように、以下の分析ではこれらの変数を対数変換したものを使用する⁹⁷。

なお、輸入国によっては輸入量が 0 である年もあるなど、推計上欠損値として扱われるものがある。これらの p や Q に関する欠損値については、第 3 章と同様、データが 2 年以上連続して欠損していないものだけに限り、データの補間（内挿）を行うことでサンプル数を確保することとした。補間方法も第 3 章と同様であり、製品ごとに輸入国平均の輸出単価 (p_{WLD}) や輸出量 (Q_{WLD}) のデータを用いて補間を行った⁹⁸。

4.3.3 推計手法

実証分析においては、OLS, 2 段階最小二乗法 (2 Stage Least Squares, 2SLS), 制限情報最尤法 (Limited Information Maximum Likelihood, LIML), 一般化積率法 (General Method of Moment, GMM) の 4 種類の推計方法を採用した。OLS は Q を外生変数として扱い、ここで

⁹⁷ 二国間為替レートは、対象輸出国の通貨を基準とした各対象輸入国の通貨で表示した。つまり、1 ルピア 0.01 円、1 リンギット 3.5 円といった表示方法である。為替レートの対数値については、特にインドネシア・ルピアとの二国間為替レートにみられるように、1 ルピア当たりの各国通貨は 1 を大幅に下回るものが多く、これらに対数変換すると負の値をとる。しかし、負値の対数値の増加（絶対値では減少）は、基準通貨高を意味し、正値の対数値の増加もまた基準通貨高を意味する。たとえば、1 ルピアが 0.01 円から 0.1 円に増加した場合（円安・ルピア高）、対数値では -4.6 から -2.3 に増加する。一方、1 リンギットが 3 円から 4 円に増加した場合（円安・リンギット高）、対数値では 1.1 から 1.4 へ増加する。つまり、対数値の符号に関係なく、対数値の増加は基準通貨高を意味し、逆に対数値の減少は基準通貨安を意味する。なお、基準通貨高はその国の製品が割高になるので費用の増加を意味し、基準通貨安はその国の製品が割安になるので費用の低下を意味する。

⁹⁸ Stata の `ipolate` コマンドを使用した。

は Huber (1967) や White (1980) らによる分散不均一性に対して頑健な標準誤差を推計した。

ただし、 Q の潜在的な内生性を考慮し、操作変数法としての 2SLS や LIML, GMM (GMM-IV とする) による推計も行った。これらの操作変数法では、分散不均一性および系列相関に対して頑健な標準誤差を使用した。内生性の検定では、2SLS 推計の後に Hausman (1978) による回帰式ベースの検定を、LIML の後には Hausman (1978) の一般的な specification test を⁹⁹、GMM-IV 推計の後には C 統計量 (Hayashi (2000), p.220 参照) による検定を、それぞれ行った。いずれの場合でも、帰無仮説は Q が外生変数であることであり、対立仮説は Q が内生変数であることである。帰無仮説が棄却されれば、 Q は内生変数であるといえる。

また、GMM を操作変数法としてではなく、 Q を外生変数として扱った推計 (GMM-nonIV とする) も実施した。ここでは、分散不均一性および系列相関に対して頑健で、かつ、小サンプル推計に対応した標準誤差を用いた。この推計では、パラメータの推計値は OLS と同一であるが、標準誤差が異なっている。

内生性の検定の帰無仮説が棄却される場合は、操作変数法である 2SLS や LIML, GMM-IV が望ましい推計方法であり、OLS 推定量は一致性を持たなくなる (Hausman, 1978)。2SLS と LIML については、一般的に LIML 推定量の方が 2SLS 推定量よりもバイアスが少なく、信頼区間のカバー率もよいとされている (Hayashi (2000), p.542 参照)。一方、内生性検定の帰無仮説が棄却されない場合、 Q は外生変数であることが示唆され、OLS や GMM-nonIV の方が効率的 (efficient) な推定量が得られる。その場合、上記 OLS 推計は分散不均一性に対して頑健な標準誤差を採用しているが、上記 GMM-nonIV 推計は分散不均一性および系列相関に対して頑健で、かつ、小サンプル推計に対応した標準誤差を採用している点で、GMM-nonIV の推定量の方が適切であると考えられる。

実際の推計に際しては、各製品、各対象輸出国、各対象輸入国の残余需要モデルを、それぞれ独立した式で推計した。一方で、方程式同士の潜在的な誤差項の相関を考慮し、製品および対象輸出国別に、各対象輸入国の残余需要モデルの方程式を Seemingly Unrelated Regression (SUR) や 2SLS, 3 段階最小二乗法 (3 Stage Least Squares, 3SLS) を用いた連立方程式モデルによって推計することも試みた。しかし、2SLS や 3SLS を用いて 7 から 9 の方程式を同時推計することで、操作変数の数が膨大なものとなり、最大 21 のサンプル数を超えてしまい、推計を実行することが不可能となった。また、SUR は操作変数法ではないため、推計すること自体は可能であるが、仮にひとつの方程式に定式化の誤りが存在した場合、その影響がすべての方程式に波及し、すべての方程式の推計結果にバイアスをもたらすことから¹⁰⁰、本分析では各方程式について独立して推計を行った¹⁰¹。

⁹⁹ 上記 OLS 推計を行った後、その推計結果と比較する。

¹⁰⁰ 松浦・マッケンジー (2001), p.213 参照。

¹⁰¹ なお、Goldberg and Knetter (1999) のように、輸入国をグループ化して複数の同時方程式モデルを推計することも可能であるが、本研究においては輸入国をグループ化する基準が明瞭でなく、誤ったグループ化を行うことによるシステム全体への推計バイアスの発生を避けるため、単一方程式モデルを採用した。

4.3.4 残余需要モデル推計結果

4.3.4.1 インドネシア産パーム原油

インドネシアのパーム原油に関する残余需要モデルの推計結果を示したものが表 4-2 である。内生性の検定については、マレーシアおよびオランダの期間後半で 1%水準、日本では 5%水準、シンガポールに関しては 10%水準で、2SLS 推計において Q が外生変数であるという帰無仮説が棄却された。しかし、LIML および GMM-IV 推計においては、同帰無仮説が棄却されなかった。したがって、ここでは Q の外生性を仮定した GMM-nonIV 推計の結果を中心に検討する。残余需要弾力性は Q の係数で表され、インドについては負で 5%水準で有意となったが、中国、日本、オランダの期間前半、輸入国平均については正の値で 5%もしくは 10%水準で有意となった。また、シンガポールについての弾力性が、GMM-IV や OLS で負値で有意となっており、マレーシアについての弾力性が、2SLS, LIML, GMM-IV で正値で有意となっている。

負値の残余需要弾力性は対象輸出国の対象輸入国に対する市場支配力を意味することから、対象輸入国の対象輸出国に対する市場支配力の存在を示している。したがって、本分析結果から、インドネシアはパーム原油輸出において、インド（およびシンガポール）に対しては市場支配力を有していることが明らかとなった。しかし、輸入国平均でみた場合、そして、中国や日本、期間前半のオランダ（さらにはマレーシア）に対するパーム原油輸出に関しては、市場支配力を有していないことが示唆される。

次に、費用シフターについて検討する。競合輸出国（マレーシア）と各対象輸入国の二国間為替レートについては、中国、インド、日本、輸入国平均で正值かつ有意となっており、負値で有意なものはない。一方、競合輸出国の費用指数（PPI）については、期間後半のオランダを除くすべての輸入国において正值で有意となっている。ほぼすべての輸入国においてこれらの費用シフターが有意な正值となっているが、これは競合輸出国が費用を抑えることができたとき、対象輸出国も輸出価格を低く設定しなければならないことを意味する。つまり、競合輸出国の存在が、対象輸出国の市場支配力の制約として働いていることを意味する。

4.3.4.2 インドネシア産パーム精油

インドネシアのパーム精油輸出における残余需要モデルの推計結果を示したものが表 4-3 である。 Q の内生性の検定結果から、オランダと日本のモデルの 2SLS 推計において、 Q が外生変数であるという帰無仮説が棄却されたが、LIML や GMM-IV 推計では同帰無仮説が棄却されなかった。したがって、ここでも GMM-nonIV の推計結果を中心に検討することとする。

残余需要弾力性の推計値についてみると、中国および日本、期間前半のオランダ、輸入国平均で負値で有意となっており、他の対象輸入国については統計的に有意とはならな

った。したがって、インドネシアはパーム精油の輸出において、輸入国平均でも、また、中国や日本、期間前半のオランダに対しても、市場支配力を有していることが明らかとなった。一方、インドやシンガポール、マレーシアに対する輸出においては、インドネシアは市場支配力を有していないことが示唆される。

費用シフターについては、PPI が期間後半のオランダを除き、大半の対象輸入国において正值で有意となった。また、競合輸出国との為替レートは、中国、インド、日本、期間前半のオランダ、輸入国平均において正值で有意となったが、期間後半のオランダにおいて負値で有意となった。パーム原油と同様、ほぼすべての輸入国においてこれらの費用シフターが正值で有意となっていることから、インドネシアにとってマレーシア産パーム精油は、インドネシアの市場支配力を制約する重要な要素であることがうかがえる。

4.3.4.3 マレーシア産パーム原油

マレーシアのパーム原油輸出に関する残余需要モデルの推計結果は表 4-4 に示されている。Qの内生性に関する検定結果によると、輸入国平均の 2SLS 推計でQが外生変数であるという帰無仮説が 10%水準で棄却されたほか、期間前半のオランダの GMM-IV 推計で、同帰無仮説が 1%水準で棄却されたが、他のモデルでは同帰無仮説が棄却されなかった。したがって、ここでは期間前半のオランダについては GMM-IV 推計の結果を、他の対象輸入国については GMM-nonIV 推計の結果を中心に検討する。

残余需要弾力性値についてみると、パキスタンを除くすべての対象輸入国において負値であり、中国、インド、シンガポール、輸入国平均では 5%もしくは 1%水準で有意となった。一方、パキスタンについては正值で 1%水準で有意となった。この結果から、マレーシアはパーム原油輸出において多くの輸入国に対して市場支配力を有しているが、パキスタンに対しては市場支配力を有していないことが示唆される。

費用シフターについて検討すると、競合輸出国との為替レートは、インド、期間前半のオランダ、シンガポール、輸入国平均では正值で有意となったが、中国では負値で有意となった。PPI については、負値で有意となった中国以外では正值となっており、オランダやパキスタン、輸入国平均では統計的に有意となっている。中国においてこれらの費用シフターが負値となったことは、インドネシアの生産費用とマレーシアの輸出価格に負の相関関係があることを示している。すなわち、インドネシアが生産費用を低下させたとしても、マレーシアが中国に輸出するパーム原油価格を上昇させることができるということであり、これは競合輸出国の存在が対象輸出国の市場支配力の制約となっていないことを意味する。しかしながら、中国以外の輸入国については、費用シフターが有意となったものはすべて正值であり、マレーシアにとってインドネシア産パーム原油は、マレーシアの市場支配力を制約するものであることが示されている。

4.3.4.4 マレーシア産パーム精油

マレーシア産パーム精油の残余需要モデルの推計結果を示したものが表 4-5 である。内生性の検定については、2SLS 推計において、中国、日本、オランダ（期間前半および後半）、シンガポール、米国のモデルで Q が外生変数であるという帰無仮説が棄却されたが、他の方程式や推計方法では同帰無仮説は棄却されなかった。したがって、ここでも GMM-nonIV の結果を中心に検討することとする。

残余需要弾力性の推計結果から、日本、期間後半のオランダ、輸入国平均で負で有意の弾力性値が得られる一方で、中国やインドでは正で有意の弾力性値が得られた。したがって、マレーシアはパーム精油の輸出において、日本やオランダに対して、あるいは輸入国平均でみて、市場支配力を有していることが明らかとなった。しかし、中国やインドに対する輸出では、これらの輸入国に対して市場支配力を有さないことが示唆される。

費用シフターのうち、競合輸出国（インドネシア）との為替レートについては、輸入国平均で正值かつ有意となったが、期間後半のオランダでは負値かつ有意となった。また、PPI については、インドネシアおよび輸入国平均で正值かつ有意となった。インドネシアや輸入国平均ではこれらの費用シフターが正值であることから、インドネシアのパーム精油はマレーシアの市場支配力の制約となっていることが示されている。しかし、これまでの結果と比較して競合輸出国の費用シフターが輸出価格に与える影響は小さく、多くの主要輸入国において、インドネシアのパーム精油はマレーシアの市場支配力の制約として働いていないという結果が得られた。

表 4-2 残余需要モデルの推計結果（インドネシア・パーム原油）

	中国	インド	日本	マレーシア
サンプル期間	1990-2009	1989-2009	1989-2009	1990-2009
$\ln Q_M$	0.024** (0.011)	-0.047** (0.014)	0.055* (0.026)	0.042 (0.045)
$\ln GDP_M$	3.933*** (1.026)	0.871 (0.632)	4.224** (1.730)	0.757 (0.654)
Trend	-0.448*** (0.081)	-0.149*** (0.04)	-0.140** (0.062)	-0.153*** (0.050)
$\ln EX_{M,MYS}$	0.362* (0.181)	1.080*** (0.154)	0.691** (0.295)	
$\ln PPI_{MYS}$	1.841** (0.675)	2.883** (1.014)	4.426** (1.953)	3.450*** (0.718)
constant	-32.116*** (6.184)	-12.121** (5.671)	-65.152*** (19.734)	16.451 (9.435)
Endogeneity test	0.003 [0.957]	0.005 [0.947]	1.393 [0.238]	1.376 [0.241]
	前期オランダ	後期オランダ	シンガポール	輸入国平均
サンプル期間	1989-1998	1999-2009	1990-2009	1989-2009
$\ln Q_M$	0.437** (0.155)	-0.097 (0.336)	-0.191 (0.117)	0.111* (0.062)
$\ln GDP_M$	-11.075*** (0.593)	-1.194 (2.947)	-1.309 (1.559)	-8.368** (3.092)
Trend	0.060** (0.018)	-0.040 (0.057)	-0.056 (0.157)	0.030 (0.085)
$\ln EX_{M,MYS}$	-0.249 (0.627)	0.412 (1.181)	-1.704 (0.970)	1.271*** (0.323)
$\ln PPI_{MYS}$	8.810*** (0.385)	2.740 (1.753)	4.146*** (1.040)	6.562*** (1.287)
constant	38.153*** (3.517)	4.236 (17.451)	5.445 (20.710)	13.755 (9.453)
Endogeneity test	0.003 [0.960]	0.840 [0.359]	0.039 [0.844]	0.811 [0.368]

注：1) M は対象輸入国を， $EX_{M,MYS}$ は各対象輸入国と競合輸出国であるマレーシアの二国間為替レート， PPI_{MYS} はマレーシアの生産者物価指数を表す。

2) 各推計結果は GMM-nonIV による。内生性の検定は，GMM-IV による C 統計量を示す。

3) () 内の数値は標準誤差を，[] 内の数値は p 値を表す。

4) ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表 4-3 残余需要モデルの推計結果（インドネシア・パーム精油）

	中国	インド	日本	マレーシア
サンプル期間	1990-2009	1989-2009	1997-2009	1990-2009
$\ln Q_M$	-0.061** (0.021)	0.026 (0.033)	-0.157*** (0.045)	-0.020 (0.031)
$\ln GDP_M$	2.026* (1.039)	0.899 (0.927)	-1.320 (1.723)	1.042 (0.622)
Trend	-0.251*** (0.080)	-0.219*** (0.062)	0.009 (0.034)	-0.177*** (0.037)
$\ln EX_{M,MYS}$	0.598*** (0.163)	1.099*** (0.133)	1.141** (0.438)	
$\ln PPI_{MYS}$	1.972** (0.867)	3.960*** (1.180)	3.135** (1.084)	3.962*** (0.462)
constant	-16.238** (6.450)	-17.191* (8.538)	11.189 (18.330)	-21.377** (7.642)
Endogeneity test	0.559 [0.455]	0.159 [0.690]	0.036 [0.851]	0.020 [0.888]
	前期オランダ	後期オランダ	シンガポール	輸入国平均
サンプル期間	1989-1998	1999-2009	1989-2009	1989-2009
$\ln Q_M$	-0.091* (0.034)	-0.339 (0.240)	-0.107 (0.098)	-0.152* (0.084)
$\ln GDP_M$	1.629 (2.558)	3.905** (1.286)	0.811 (0.830)	-5.126*** (1.272)
Trend	-0.312** (0.070)	-0.052* (0.025)	-0.072 (0.075)	0.009 (0.090)
$\ln EX_{M,MYS}$	2.519*** (0.267)	-0.965** (0.368)	1.196 (0.814)	1.235*** (0.251)
$\ln PPI_{MYS}$	10.278*** (0.959)	0.133 (1.064)	2.526* (1.263)	5.255*** (1.301)
constant	-43.977* (17.120)	-18.515** (6.237)	-11.599 (10.671)	9.259 (8.255)
Endogeneity test	-0.671 [1.000]	0.013 [0.910]	0.026 [0.873]	0.115 [0.734]

注：1) M は対象輸入国を， $EX_{M,MYS}$ は各対象輸入国と競合輸出国であるマレーシアの二国間為替レート， PPI_{MYS} はマレーシアの生産者物価指数を表す。

2) 各推計結果は GMM-nonIV による。内生性の検定は，GMM-IV による C 統計量を示す。

3) () 内の数値は標準誤差を，[] 内の数値は p 値を表す。

4) ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表 4-4 残余需要モデルの推計結果（マレーシア・パーム原油）

	中国	インド	日本	パキスタン
サンプル期間	1998-2009	1999-2009	1989-2009	1999-2009
$\ln Q_M$	-0.077*** (0.004)	-0.137** (0.046)	-0.035 (0.031)	0.233*** (0.050)
$\ln GDP_M$	11.777*** (0.933)	-4.624 (2.310)	0.499 (2.055)	-4.440*** (0.612)
Trend	-0.834*** (0.031)	0.375* (0.159)	0.055 (0.069)	0.054 (0.067)
$\ln EX_{M,IDN}$	-1.597*** (0.360)	0.993* (0.477)	0.531 (0.403)	-0.391 (0.652)
$\ln PPI_{IDN}$	-3.038** (0.920)	0.509 (0.327)	0.167 (0.670)	1.303* (0.639)
constant	-90.156*** (7.317)	56.803** (21.525)	5.381 (26.970)	37.596*** (6.273)
Endogeneity test	1.021 [0.312]	0.081 [0.776]	0.251 [0.617]	0.264 [0.607]
	前期オランダ	後期オランダ	シンガポール	輸入国平均
サンプル期間	1989-1998	1999-2009	1989-2009	1989-2009
$\ln Q_M$	-0.006 (0.015)	-0.037 (0.106)	-0.033** (0.012)	-0.244*** (0.034)
$\ln GDP_M$	-12.045*** (1.698)	-0.473 (3.902)	1.941* (1.068)	-2.652 (2.604)
Trend	0.214*** (0.030)	-0.054 (0.075)	-0.143 (0.099)	-0.065 (0.090)
$\ln EX_{M,IDN}$	1.137** (0.288)	-0.216 (0.670)	0.786* (0.407)	1.672*** (0.108)
$\ln PPI_{IDN}$	2.877*** (0.559)	0.917* (0.427)	0.939 (0.618)	2.640*** (0.271)
constant	86.159*** (11.519)	4.359 (26.969)	-11.952 (10.823)	25.840** (10.817)
Endogeneity test	157.641*** [0.000]	0.015 [0.902]	0.210 [0.647]	0.021 [0.885]

注：1) M は対象輸入国を、 $EX_{M,IDN}$ は各対象輸入国と競合輸出国であるインドネシアの二国間為替レート、 PPI_{IDN} はインドネシアの生産者物価指数を表す。

2) 前期オランダの推計結果は GMM-IV により、それ以外の推計結果は GMM-nonIV による。内生性の検定は、GMM-IV による C 統計量を示す。

3) () 内の数値は標準誤差を、[] 内の数値は p 値を表す。

4) ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表 4-5 残余需要モデルの推計結果（マレーシア・パーム精油）

	中国	インド	インドネシア	日本	パキスタン
サンプル期間	1989-2009	1989-2009	1989-2009	1989-2009	1989-2009
$\ln Q_M$	0.235* (0.120)	0.066** (0.025)	-0.043 (0.079)	-1.226* (0.697)	-0.126 (0.315)
$\ln GDP_M$	4.738*** (1.456)	-0.635 (1.829)	4.549* (2.364)	1.059 (1.388)	0.034 (1.694)
Trend	-0.543*** (0.130)	0.110 (0.191)	-0.448* (0.242)	0.075* (0.037)	0.101 (0.066)
$\ln EX_{M,IDN}$	0.324 (0.421)	0.266 (0.645)		0.538 (0.403)	-0.113 (0.890)
$\ln PPI_{IDN}$	0.649 (0.618)	-0.466 (1.103)	2.218* (1.258)	0.267 (0.549)	-0.708 (1.147)
constant	-33.358** (14.324)	17.473 (17.768)	-54.351 (37.244)	12.827 (15.502)	12.727 (18.455)
Endogeneity test	0.180 [0.671]	0.025 [0.874]	0.202 [0.653]	0.136 [0.712]	0.006 [0.941]
	前期オランダ	後期オランダ	シンガポール	米国	輸入国平均
サンプル期間	1989-1998	1999-2009	1989-2009	1989-2009	1989-2009
$\ln Q_M$	-0.295 (0.175)	-0.661* (0.262)	-0.110 (0.305)	-0.070 (0.074)	-1.914*** (0.497)
$\ln GDP_M$	-7.593 (4.280)	5.528*** (1.326)	0.809 (0.623)	-3.966 (3.332)	0.114 (1.401)
Trend	0.165** (0.052)	-0.084 (0.119)	-0.041 (0.084)	0.150 (0.131)	-0.029 (0.062)
$\ln EX_{M,IDN}$	0.912 (1.292)	-1.984** (0.758)	0.168 (0.635)	0.200 (0.731)	1.041** (0.430)
$\ln PPI_{IDN}$	2.372 (2.271)	-2.100 (1.623)	0.093 (0.958)	-0.054 (0.954)	1.370* (0.646)
constant	60.048 (29.511)	-32.300* (13.324)	-0.062 (7.750)	44.043 (26.898)	40.090*** (8.952)
Endogeneity test	0.242 [0.623]	1.105 [0.293]	0.848 [0.357]	0.680 [0.410]	0.129 [0.720]

注：1) M は対象輸入国を， $EX_{M,IDN}$ は各対象輸入国と競合輸出国であるインドネシアの二国間為替レート， PPI_{IDN} はインドネシアの生産者物価指数を表す。

2) 各推計結果はGMM-nonIVによる。内生性の検定は，GMM-IVによるC統計量を示す。

3) ()内の数値は標準誤差を，[]内の数値はp値を表す。

4) ***, **, *はそれぞれ1%，5%，10%水準で有意であることを示す。

4.3.5 小括

本節では、残余需要モデルを用いてインドネシアおよびマレーシアのパーム油輸出における市場支配力を推計した。市場支配力の程度は残余需要弾力性で表され、負値で絶対値が大きいほど市場支配力が大きいことを示す。残余需要弾力性の推計結果をまとめたものを表 4-6 に示す。

分析結果から、インドネシアはパーム原油の輸出において、インドに対して市場支配力を有しており、パーム精油の輸出においては、期間前半のオランダや中国、日本、輸入国平均に対して市場支配力を有していることが明らかとなった。一方、マレーシアはパーム原油の輸出において、インドやシンガポール、中国、輸入国平均に対して市場支配力を有しており、パーム精油の輸出においては、期間後半のオランダや日本、輸入国平均について市場支配力を有していることが示された。

輸入国平均に関する推計結果をもとにインドネシアとマレーシアを比較すると、両国はともにパーム精油の輸出において市場支配力を有しているものの、パーム原油の輸出においては、マレーシアが市場支配力を有する一方で、インドネシアは市場支配力を有さないという相違点が見出された。

また、パーム精油の輸出においても、残余需要弾力性の絶対値はマレーシアの方が大きくなっており、マレーシアはパーム精油輸出において相対的に大きな市場支配力を有していることが明らかとなった。マレーシアはパーム原油の輸出においてもパーム精油の輸出においても市場支配力を有しており、特に従来パーム精油の輸出比率が高いため、パーム油を輸出することで市場支配力の観点から超過利潤を獲得していると判断される。

一方、インドネシアはパーム精油の輸出に市場支配力を有しているものの、マレーシアと比較して小さい値にとどまっており、パーム原油輸出においては市場支配力を有していない。インドネシアは従来パーム原油の輸出比率が高いため、インドネシアはパーム油を輸出することで超過利潤を得ているとはいえない。

日本のパーム油輸入に関しては、その大宗がマレーシア産パーム精油であり、最近ではインドネシア産パーム精油も輸入比率は小さいものの輸入量として増加傾向にある。日本に対する輸出では、インドネシアはパーム原油の輸出においては市場支配力を有していないものの、パーム精油の輸出において市場支配力を有しており、マレーシアもパーム精油の輸出において市場支配力を有している。よって、日本はパーム油の輸入において輸出国に市場支配力の行使を許していることになる。これは、日本におけるパーム油の用途がチョコレート代用脂やフライ麺用、石鹼、洗剤用等に特定されており、サラダ油としての用途が限定的で、大豆や菜種等の代替財とはなりにくいことによるものと考えられる。パーム油以外にもこれらの製品の原料となり得るものはあるが、費用の観点からパーム油に対する需要は強く、その結果、パーム油輸入量は安定したものとなっている。このことは、(特にマレーシア産の) パーム精油が差別化されていることを示唆している。また、インドネ

表 4-6 残余需要弾力性の推計結果

輸入国	インドネシア・原油	インドネシア・精油	マレーシア・原油	マレーシア・精油
インド	-0.047***	0.026	-0.137**	0.066**
オランダ（前期）	0.437**	-0.091*	-0.006	-0.295
オランダ（後期）	-0.097	-0.339	-0.037	-0.661*
シンガポール	-0.191	-0.107	-0.033**	-0.110
中国	0.024**	-0.061**	-0.077***	0.235*
日本	0.055*	-0.157***	-0.035	-1.226*
マレーシア	0.042	-0.020		
インドネシア				-0.043
パキスタン			0.233***	-0.126
米国				-0.070
輸入国平均	0.111*	-0.152*	-0.244***	-1.914***

注：1) マレーシア産パーム原油のオランダ（前期）は GMM-IV の推計結果より，その他は GMM-nonIV の推計結果より抜粋。

2) ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

シア産の比率が近年まで増大しなかったのは，インドネシアの供給が少なかったこともあるが，マレーシア産からの変更に switching cost が存在することによる，日本の需要者の慣性によるものとも考えることもできる¹⁰²。以上の理由から，インドネシアおよびマレーシアは日本に対するパーム精油輸出において市場支配力を行使することが可能となっており，インドネシアよりマレーシアの方がその程度が大きくなっていると考えられる。

一方，インドや中国に対するパーム油輸出に関して，マレーシアはパーム精油輸出において，これらの輸出相手国に対し市場支配力を有していないほか，インドネシアはパーム原油輸出において，インドに対しては市場支配力を有しているもののその程度は小さく，中国に対しては市場支配力を有さないという結果が得られた。インドや中国ではパーム油をサラダ油として使用することも多く，代替財として大豆油や菜種油が存在することが，インドネシアやマレーシアの（大きな）市場支配力行使を妨げる要因となっていると考えられる。つまり，輸出国にとって，製品差別化による市場支配力の行使が困難であることが示唆される。

次に，費用シフターの推計結果について整理する。インドネシア産パーム原油およびインドネシア産パーム精油については，ほぼすべての対象輸入国において費用シフターが正值となったことから，インドネシアにとってマレーシア産パーム原油やマレーシア産パーム精油は，インドネシアの市場支配力を制約するものであることが示された。マレーシア

¹⁰² switching cost 等の消費者の慣性については，Belleflamme and Peitz (2010: pp.157-192)を参照。また，市場支配力の要因については，4.1.2 を参照。

は従来パーム精油の輸出が中心であり、世界のパーム精油貿易において独占的な地位を築いていたことから、マレーシア産パーム精油がインドネシアにとって非常に強い競合製品であることはうなずける。また、インドネシアにとってマレーシアの影響力は、パーム原油市場においても大きいものであることが判明したため、インドネシアはパーム油全体で、マレーシアと競合関係にあるといえる。

一方、マレーシア産パーム原油については、中国を除く多くの主要輸入国において、費用シフターが正值となったことから、インドネシア産パーム原油はマレーシアのパーム原油輸出における市場支配力を制約するものであることが示された。これは、インドネシアがパーム原油の輸出を中心とし、世界のパーム原油貿易において大宗のシェアを占め、マレーシアよりも市場シェアが大きかったことからうなずける。しかし、中国におけるマレーシア産パーム原油や、インドネシアおよび輸入国平均を除くマレーシア産パーム精油については、それぞれインドネシア産パーム原油、インドネシア産パーム精油がマレーシアの市場支配力を制約するものではないことが明らかとなった。このことは、中国ではインドネシア産パーム原油はマレーシア産パーム原油と競合しないことや、多くの輸入国でインドネシア産パーム精油がマレーシア産パーム精油と競合し得ないことを意味する。

これらの費用シフターに関する分析結果から、パーム原油輸出の市場シェアを拡大することよりも、パーム精油輸出の市場シェアを拡大する方が、市場支配力を制約されにくいと考えられる。これは、パーム原油輸出における市場シェアが大きいインドネシアは、マレーシア産パーム原油との競合によりその市場支配力が制約されてきたが、一方で、パーム精油輸出における市場シェアが大きいマレーシアは、インドネシア産パーム精油による市場支配力の制約が限定的であったことによる。また、インドネシアはパーム原油およびパーム精油の輸出において、競合国による市場支配力の制約を受けていたことが示されたが、マレーシアはパーム原油の中国への輸出やパーム精油の輸出において、競合国による市場支配力の制約を受けていなかったことが示されたことから、パーム油貿易におけるマレーシアの先導的役割が、その市場支配力の制約を受けにくくさせる要因となっていると考えられる。ただし、近年インドネシアがパーム精油の輸出を増大させていることから、今後このような関係は大いに変化する可能性がある。

本節では、インドネシアおよびマレーシアのパーム油輸出における市場支配力について、残余需要モデルを用いて実証分析を行った。パーム油の国際市場における市場支配力に関して、計量経済学的に市場支配力の程度を導出したことは本研究の貢献である。また、パーム油をパーム原油とパーム精油に区別し、それぞれの輸出における市場支配力を導出したことにも新規性がある。

しかしながら、長期時系列データの入手が困難であり、より頻度の高い四半期データあるいは月次データの利用ができないことから、推計に用いられたサンプル数は最大で 21 と小さく、輸入国によっては輸入量が 0 である年も存在したため、サンプル数 11 の推計を行

わざるを得ないものもあった。現地調査による高頻度データの入手可能性に関する検討や、データの蓄積による長期データを用いた分析が、今後の課題として残る。また、輸入国を複数のグループに分ける基準が確立されれば、各グループの同時方程式モデル推計が可能であり、本研究の単一方程式モデルによる推計結果と比較することも今後の研究課題として挙げられる。

4.4 米国の大豆輸出

4.4.1 はじめに

大豆の輸出市場における不完全競争に関する研究では、Pick and Park (1991)が為替レートを導入したモデルで市場支配力を推計し、1978年から1988年において、米国は主要輸出相手国の中でオランダに対してのみ市場支配力を有しているとした。また、Thraen et al. (1992)は、大豆の輸出国間の競争関係と為替動向の関連を分析し、ドル安が主要輸出国の大豆輸出増加をもたらすことを示す一方、米国の金融緩和政策が同国のシェア増加を妨げる効果を指摘した。Song (2009)は、米国と中国の大豆貿易の競争構造について、二国間部分均衡モデルを用い、1999年から2005年において、中国の輸入企業の方が米国の輸出企業よりも市場支配力が大きかったことを示している。

本節では、米国の大豆輸出における主要輸出相手国に対する市場支配力と、その変化について、残余需要モデルを用いて検討する。米国の主要輸出相手国として、ここでは輸出量の多い日本、メキシコ、中国の3カ国を対象とする。つまり、(4-25)式において、対象輸出国 (A) を米国、対象輸入国 (M) を日本、メキシコ、中国とする。

4.4.2 データ

(4-25)式における p_M^A には、USDA-GATSのデータから、米国の各対象輸入国に対する大豆の輸出単価(FOB価格)を使用した。また、米国との二国間為替レート(IMF-IFS)を使用し、対象輸入国の通貨表示とし、物価変動を考慮するため、各国の消費者物価指数(IMF-IFS, 2005年を100とする)を用いて実質化したものを用いた。 Q_M^A には、USDA-GATSのデータを用い、米国の各対象輸入国に対する大豆の輸出量を使用した。

一方、需要シフターである Z_M には、経済成長の代理変数として、各輸入国の粗鋼生産量を用いた。粗鋼生産量は、世界鉄鋼連盟のデータを使用した。需要シフターとしては、GDP等の所得を表す変数を用いることが一般的だが、中国のGDPデータが1999年以降のものしか入手できないため、より長期的なデータが利用可能な粗鋼生産量をその代理変数として用いることとした。また、費用シフターである W_M^N として、各輸入国市場における米国の競合輸出国の為替レートおよび生産者物価指数(PPI)を使用した。具体的には、日本および中国では、米国に次いでブラジルやアルゼンチンからの大豆輸入が多いことから、日本および中国については、ブラジルおよびアルゼンチンとの二国間為替レートと、それら二国のPPIを費用シフターとして用いた。なお、ここではブラジルおよびアルゼンチンの賃金指数が利用不可能であるため、Goldberg and Knetter (1999)等の先行研究にならい、PPIを賃金指数の代理変数として使用することとした。他方、メキシコについては、1990年から2009

年の平均で、約 96%が米国からの輸入となっているが、南米諸国の潜在的な競争力を考慮し、日本や中国と同様、ブラジルおよびアルゼンチンとの二国間為替レートおよび PPI を費用シフターとして用いた。

これらのデータは、1995 年第 4 四半期から 2010 年第 4 四半期までの四半期データで、サンプル数は 61 である。開始時期を 1995 年第 4 四半期からとしたのは、それ以前の中国の輸入量が存在しない時期が多いためである¹⁰³。なお、以下の分析では、(4-25)式の推計のため、これらの変数を対数変換した系列を使用する。

4.4.3 総サンプル推計

総サンプルを対象とし、残差需要モデルを OLS, 2SLS, SUR, 3SLS で推計した結果を、表 4-7 に示す。ハウスマン検定の結果、2SLS より OLS が、3SLS より SUR が望ましいことが判明した。このことから、 Q_M^A は外生変数と考えてよいといえる。また、SUR における Breusch-Pagan 検定により、方程式間の誤差項に相関がみられることから、OLS よりも SUR の方が有効である¹⁰⁴。残差需要弾力性値をみると、OLS 推計では日本に対する輸出に関する残差需要弾力性が負値で有意となっており、SUR 推計では日本およびメキシコに対する輸出に関する残差需要弾力性が負値で有意となっている。このことから、米国は日本やメキシコに対して市場支配力を持つ可能性が指摘できるが、中国に対しては市場支配力を有さないことが示唆される。

次に、費用シフターについてみると、日本に関しては、ブラジルおよびアルゼンチンとの二国間為替レートおよび PPI の係数が正値で有意となっている。一方、メキシコや中国に関しては、ブラジルおよびアルゼンチンとの二国間為替レート、アルゼンチンの PPI の係数が正値で有意となっている。競合輸出国の費用シフターが正値で有意となっていることは、競合輸出国が費用削減を行った場合、米国も輸出価格を低下させなくてはならず、競合輸出国の存在が米国の市場支配力の行使にとって制約となっていることを示している。したがって、日本については、特にブラジルの存在が米国にとって制約となっており、メキシコや中国については、特にアルゼンチンの存在が米国にとって制約となっていることが示唆される。

しかしながら、すべての推計方法において、各方程式の Durbin-Watson の d 統計量は 2 を大きく下回る値をとっており、誤差項の系列相関が存在する可能性が示唆される。また、

¹⁰³ USDA-GATS のデータによれば、米国の中国に対する大豆輸出は、1973 年の取引開始以降 1990 年代前半までは断続的であり、継続的に輸出が行われるようになったのは 1996 年頃からである。1994 年第 2 四半期から 1995 年第 3 四半期にかけても、輸出量が 0 となっており、ここでは 1995 年第 4 四半期を開始時期とした。また、月次データにすると、いくつかの月で輸出量が 0 となる一方、四半期データでは上記サンプル期間で輸出量が 0 となるのは 2001 年第 3 四半期および 2004 年第 2 四半期のみであり、補間によるバイアスの発生を低減することができると考えられることから、本稿では四半期データを使用した。

¹⁰⁴ 松浦・マッケンジー (2001 : p.211) によると、各方程式の誤差項に相関がない場合は OLS 推計が最良であるが、相関がある場合は SUR の方が有効である。

SUR 推計における潜在的な特定化の誤りを考慮する必要がある¹⁰⁵。したがって、次に、OLS、2SLS (IV)、GMM-IV、GMM-nonIV の 4 つの手法を用い¹⁰⁶、方程式ごとに独立した単一方程式モデルの推計を行った。なお、ここでは同時推計を行わないため、輸入国平均についても分析対象とし¹⁰⁷、総体的な米国の残余需要弾力性についても推計した。

推計結果を示した表 4-8 によると、内生性の検定結果から、すべての 2SLS (IV)および GMM-IV 推計において、説明変数が外生変数であるという帰無仮説が棄却されなかった。よって、ここでは各式の Q を外生変数と考えることができる。また、OLS 推計において Durbin-Watson の d 統計量が 2 を大きく下回る数値となっており、系列相関の可能性はある。したがって、ここでは分散不均一性および系列相関に頑健な GMM-nonIV による推計結果を中心に検討する。

残余需要弾力性については、日本、メキシコ、輸入国平均で負値で有意となっている。よって、米国は日本やメキシコに対して市場支配力を有するとともに、総体的に輸出相手国に対して市場支配力を有しているといえる。一方、中国に関する残余需要弾力性は負値であるものの統計的に有意ではないため、米国は中国に対して市場支配力を持たないことがうかがえる。以上から、残余需要弾力性については、同時方程式モデルによる推計結果と同様の結論が得られた。

また、費用シフターに関しては、日本はアルゼンチンの PPI、メキシコおよび中国はブラジルおよびアルゼンチンとの二国間為替レート、アルゼンチンの PPI、輸入国平均はアルゼンチンとの二国間為替レートおよびアルゼンチンの PPI について、正值で有意となった。したがって、メキシコや中国については同時方程式モデルの推計結果と同様の結果となったが、日本や輸入国平均については、アルゼンチンが競合輸出国として米国の市場支配力を制約することが示された。

¹⁰⁵ 松浦・マッケンジー (2001 : p.211) によると、SUR 推計 (および 3SLS 推計) は、ひとつの方程式に特定化の誤りがあった場合、システム全体にバイアスをもたらすという問題がある。

¹⁰⁶ 各推計手法は前節と同様である。

¹⁰⁷ ここでは、輸出量は米国産大豆の全輸出量であり、輸出価格は米国の全輸出相手国に対する大豆の輸出総額を全輸出量で除したものである。また、為替は米国ドルを使用し、需要シフターには先進国の鉱工業生産指数 (IMF-IFS, 2005 年を 100 とする) を用いた。

表 4-7 総サンプル推計結果 (同時方程式モデル)

	OLS	2SLS	SUR	3SLS
<i>ln p_{JPN}</i>				
<i>ln Q_{JPN}</i>	-0.131** (0.065)	0.388 (0.378)	-0.120*** (0.033)	-0.229 (0.289)
<i>ln CSP_{JPN}</i>	-0.320* (0.190)	-0.397 (0.287)	-0.305*** (0.097)	-0.266 (0.215)
<i>TREND</i>	-0.021*** (0.006)	-0.016 (0.010)	-0.023*** (0.005)	-0.023*** (0.008)
<i>ln(JPY/BRL)</i>	0.427** (0.181)	0.347 (0.273)	0.418** (0.164)	0.430* (0.250)
<i>ln(JPY/ARS)</i>	0.189 (0.212)	0.304 (0.324)	0.294* (0.177)	0.212 (0.289)
<i>ln PPI_{BRA}</i>	0.761** (0.357)	0.538 (0.552)	0.814*** (0.297)	0.797* (0.483)
<i>ln PPI_{ARG}</i>	0.679** (0.344)	0.919* (0.536)	0.801*** (0.303)	0.688 (0.483)
<i>cons.</i>	7.648*** (2.112)	0.920 (5.669)	6.276*** (1.209)	8.175* (4.431)
DW d-statistics	0.553	1.060	0.566	0.627
<i>ln p_{MEX}</i>				
<i>ln Q_{MEX}</i>	-0.086 (0.063)	-0.060 (0.234)	-0.057** (0.029)	-0.197 (0.139)
<i>ln CSP_{MEX}</i>	-0.507*** (0.185)	-0.510*** (0.187)	-0.442*** (0.084)	-0.403*** (0.105)
<i>TREND</i>	-0.033*** (0.008)	-0.034*** (0.011)	-0.039*** (0.006)	-0.031*** (0.008)
<i>ln(MXN/BRL)</i>	0.423** (0.210)	0.430* (0.219)	0.496*** (0.187)	0.416** (0.196)
<i>ln(MXN/ARS)</i>	0.601*** (0.206)	0.606*** (0.212)	0.668*** (0.186)	0.602*** (0.192)
<i>ln PPI_{BRA}</i>	0.156 (0.421)	0.173 (0.444)	0.382 (0.342)	0.150 (0.380)
<i>ln PPI_{ARG}</i>	1.584*** (0.355)	1.599*** (0.378)	1.616*** (0.329)	1.524*** (0.339)
<i>cons.</i>	5.662*** (2.057)	5.206 (4.392)	3.643*** (1.180)	6.529** (2.843)
DW d-statistics	0.814	0.761	0.566	1.109

(次ページへ続く)

	OLS	2SLS	SUR	3SLS
$\ln p_{CHN}$				
$\ln Q_{CHN}$	-0.004 (0.015)	0.019 (0.034)	-0.002 (0.008)	-0.015 (0.021)
$\ln CSP_{CHN}$	-0.580*** (0.223)	-0.505** (0.249)	-0.198 (0.121)	-0.254* (0.145)
<i>TREND</i>	-0.011 (0.007)	-0.013* (0.007)	-0.020*** (0.005)	-0.018*** (0.006)
$\ln(CHY/BRL)$	0.552*** (0.204)	0.514** (0.215)	0.394** (0.172)	0.410** (0.179)
$\ln(CHY/ARS)$	0.223 (0.200)	0.214 (0.205)	0.371** (0.174)	0.325* (0.183)
$\ln PPI_{BRA}$	0.551 (0.367)	0.422 (0.412)	0.390 (0.304)	0.412 (0.330)
$\ln PPI_{ARG}$	1.014*** (0.324)	1.026*** (0.332)	1.086*** (0.296)	1.035*** (0.306)
<i>cons.</i>	6.774*** (1.795)	6.266*** (1.952)	3.335*** (1.124)	4.194*** (1.344)
DW d-statistics	0.661	0.639	0.527	0.556
Breusch-Pagan test of independence			120.254*** [0.000]	
Hausman Test	1.95 [0.963]		0.36 [0.999]	6.59 [0.473]

注：1) () 内の値は標準誤差を，[] 内の値は p 値を表す。

- 2) 2SLS および 3SLS における操作変数は，すべての外生変数に加え，米国と各輸入国の二国間為替レートおよび米国の賃金指数を用いた。
- 3) ハウスマン検定の値は自由度 7 の χ^2 統計量を表す。OLS の欄のハウスマン検定では，帰無仮説が棄却されなければ OLS の方が 2SLS より望ましく，棄却されれば 2SLS の方が望ましいことを示す。2SLS の欄のハウスマン検定では，帰無仮説が棄却されなければ SUR の方が 3SLS より望ましく，棄却されれば 3SLS の方が望ましいことを示す。3SLS の欄のハウスマン検定では，帰無仮説が棄却されなければ 3SLS の方が 2SLS より望ましく，棄却されれば 2SLS の方が望ましいことを示す。
- 4) Breusch-Pagan 検定は，SUR 推計において方程式間の誤差項に相関がないという帰無仮説を検定するものである。
- 5) ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示す。

表 4-8 総サンプル推計結果（単一方程式モデル）

	OLS	2SLS (IV)	GMM-IV	GMM-nonIV
$\ln p_{JPN}$				
$\ln Q_{JPN}$	-0.101 (0.076)	0.749 (0.661)	0.405 (0.629)	-0.101* (0.053)
$\ln CSP_{JPN}$	-0.201* (0.118)	-0.430* (0.245)	-0.392 (0.273)	-0.201*** (0.070)
<i>TREND</i>	-0.008* (0.005)	-0.006 (0.004)	-0.007* (0.004)	-0.008* (0.005)
$\ln(JPY/BRL)$	0.082 (0.222)	-0.006 (0.324)	0.004 (0.307)	0.082 (0.245)
$\ln(JPY/ARS)$	0.573* (0.328)	0.752 (0.546)	0.620 (0.494)	0.573 (0.413)
$\ln PPI_{BRA}$	0.112 (0.190)	-0.037 (0.316)	0.006 (0.316)	0.112 (0.256)
$\ln PPI_{ARG}$	1.146** (0.535)	1.556* (0.864)	1.336* (0.780)	1.146** (0.542)
<i>cons.</i>	6.060** (2.456)	-4.754 (10.597)	0.891 (8.778)	6.060** (2.850)
DW d-statistics	0.581			
Exogeneity Tests		1.667 [0.202]	0.224 [0.636]	
R^2	0.696	-	0.436	0.696
$\ln p_{MEX}$				
$\ln Q_{MEX}$	-0.056* (0.032)	-0.299 (0.200)	-0.277* (0.163)	-0.056* (0.033)
$\ln CSP_{MEX}$	-0.550*** (0.154)	-0.445* (0.223)	-0.480*** (0.146)	-0.550*** (0.117)
<i>TREND</i>	-0.034*** (0.003)	-0.027*** (0.006)	-0.028*** (0.005)	-0.034*** (0.003)
$\ln(MXN/BRL)$	0.391** (0.158)	0.264 (0.163)	0.264* (0.156)	0.391*** (0.136)
$\ln(MXN/ARS)$	0.600*** (0.179)	0.720*** (0.243)	0.714*** (0.229)	0.600*** (0.161)
$\ln PPI_{BRA}$	0.140 (0.149)	-0.031 (0.213)	-0.018 (0.194)	0.140 (0.127)
$\ln PPI_{ARG}$	1.615*** (0.302)	1.657*** (0.367)	1.657*** (0.348)	1.615*** (0.253)
<i>cons.</i>	5.620*** (1.388)	8.348*** (2.075)	8.304*** (1.991)	5.620*** (1.166)
DW d-statistics	0.772			
Exogeneity Tests		2.533 [0.117]	2.485 [0.115]	
R^2	0.821	0.734	0.749	0.821

(次ページへ続く)

	OLS	2SLS (IV)	GMM-IV	GMM-nonIV
<i>ln p_{CHN}</i>				
<i>ln Q_{CHN}</i>	-0.004 (0.014)	0.017 (0.046)	0.042 (0.040)	-0.004 (0.010)
<i>ln CSP_{CHN}</i>	-0.580** (0.220)	-0.511 (0.372)	-0.287 (0.290)	-0.580 (0.359)
<i>TREND</i>	-0.011 (0.006)	-0.012 (0.009)	-0.017** (0.007)	-0.011 (0.010)
<i>ln(CHY/BRL)</i>	0.552*** (0.182)	0.516* (0.294)	0.290 (0.190)	0.552** (0.235)
<i>ln(CHY/ARS)</i>	0.223 (0.151)	0.214** (0.105)	0.270*** (0.081)	0.223** (0.111)
<i>ln PPI_{BRA}</i>	0.551 (0.337)	0.432 (0.587)	0.030 (0.451)	0.551 (0.365)
<i>ln PPI_{ARG}</i>	1.014*** (0.254)	1.025*** (0.291)	1.143*** (0.241)	1.014*** (0.277)
<i>cons.</i>	6.774*** (1.536)	6.309** (2.379)	5.135*** (1.789)	6.774** (2.559)
DW d-statistics	0.734			
Exogeneity Tests		0.280 [0.599]	0.498 [0.481]	
<i>R</i> ²	0.720	0.709	0.659	0.720
<i>ln p_{WLD}</i>				
<i>ln Q_{WLD}</i>	-0.031 (0.031)	-0.026 (0.078)	-0.026 (0.078)	-0.031** (0.012)
<i>ln IP_{WLD}</i>	-0.570 (0.366)	-0.582 (0.473)	-0.582 (0.473)	-0.570 (0.382)
<i>TREND</i>	-0.005 (0.003)	-0.005 (0.003)	-0.005 (0.003)	-0.005 (0.003)
<i>ln(USD/BRL)</i>	0.164 (0.151)	0.161 (0.204)	0.161 (0.204)	0.164 (0.184)
<i>ln(USD/ARS)</i>	0.540*** (0.189)	0.541** (0.255)	0.541** (0.255)	0.540** (0.253)
<i>ln PPI_{BRA}</i>	0.117 (0.132)	0.116 (0.184)	0.116 (0.184)	0.117 (0.173)
<i>ln PPI_{ARG}</i>	1.100*** (0.310)	1.103*** (0.322)	1.103*** (0.322)	1.100*** (0.314)
<i>cons.</i>	4.113** (1.910)	4.072*** (1.473)	4.072*** (1.473)	4.113** (1.675)
DW d-statistics	0.483			
Exogeneity Tests		0.005 [0.942]	0.006 [0.937]	
<i>R</i> ²	0.789	0.789	0.789	0.789

(次ページへ続く)

- 注：1) () 内の値は標準誤差を，[] 内の値は p 値を表す。
- 2) *WLD*は輸入国平均を示し，通貨を米国ドルとした．そのため，操作変数を用いる推計においては，米国ドルとの為替レートを除いた．
 - 3) OLS 推計では，Huber (1967)や White (1980)らによる分散不均一性に対して頑健な標準誤差を推計した．一方，2SLS (IV)や GMM-IV，GMM-nonIV 推計では，分散不均一性および系列相関に対して頑健かつ小サンプル推計に対応した標準誤差を用いた．
 - 4) 2SLS (IV)および GMM-IV における操作変数は，各式のすべての外生変数に加え，米国と各輸入国の二国間為替レートおよび米国の賃金指数を用いた．
 - 5) 外生性の検定は，2SLS (IV)においては Hausman (1978)による回帰式ベースの検定を，GMM-IV においては C 統計量 (Hayashi (2000: p.220) 参照) による検定を行った．いずれも，帰無仮説は説明変数が外生変数であることである．
 - 6) ***, **, *はそれぞれ 1%，5%，10%水準で有意であることを示す．

4.4.4 ローリング推計

総サンプルを対象とした分析では、全期間の傾向を把握することはできるが、期間内のパラメータの変化を把握することはできない。そこで、次にローリング・ウィンドウ法を用い、総サンプル期間内の残余需要弾力性のパラメータ変化を把握する。

なお、ここでは総サンプル分析において同時方程式モデルおよび単一方程式モデルでそれぞれ最適とされた、SUR および GMM-nonIV を用いてローリング推計を行う。また、ウィンドウ・サイズを 30 としたときの推計結果について中心的に扱い、他のウィンドウ・サイズを用いたときの推計結果については、次項で検討する。

図 4-2 はローリング SUR 推計の結果について、各輸入国の方程式における残余需要弾力性の推移を示したものである。日本についてみると、第 7 期までは統計的に有意ではないが、第 8 期以降概ね 10%水準で有意となっている。第 11 期まで絶対値で増加したが、以降第 22 期にかけて絶対値で減少し、その後再び絶対値で増加し、第 28 期には最大となり、その後再び絶対値で減少している。この結果から、米国は日本に対してほぼ全期間を通して市場支配力を持っていたが、その大きさは増減していることがうかがえる。

一方、メキシコについてみると、日本ほど値は大きくはないものの、日本と同様概ねすべての期間で負値となっている。しかし、第 3, 6, 14 期を除き、ほぼすべての期間において統計的に有意ではない。したがって、米国はメキシコに対して市場支配力を有する時期もあったものの、期間を通してみるとほとんど市場支配力を有していないといえる。

中国についてみると、メキシコよりも残余需要弾力性値が小さく、ほぼ水平軸上を推移しているといえる。ただし、第 1, 3 期に負値で有意となっている。よって、期間の初めを除き、米国は中国に対して市場支配力を有していないことが示された。

次に、ローリング推計結果を利用し、指数化法により市場支配力指数を時系列化したものを図 4-3 に示す。図 4-3(a)は、各ローリング推計による残余需要弾力性値を加重平均することで指数化したものである¹⁰⁸ (MP_t^1)。これによると、日本に関しては、残余需要弾力性の絶対値が 1997 年頃から上昇し、その後波はあるものの、2009 年初頭にかけてトレンド的に上昇し、その後若干減少するという動きが読み取れる。一方、メキシコの残余需要弾力性の絶対値は 1997 年初頭にかけて上昇したが、その後は減少の一途をたどり、全体として日本の弾力性値と比較して小さい値にとどまっている。中国については、残余需要弾力性が一貫して水平軸上を推移していることがわかる。

図 4-3(b)は、各ローリング推計による残余需要弾力性値が 10%水準で有意なものについて加重平均することで指数化を行ったものである (MP_t^2)。これは、 MP_t^1 に統計的有意性を考慮したものである。これによると、日本に関しては、残余需要弾力性の絶対値は 1997 年後半から増大し、2003 年から 2005 年にかけて最大となっている。一方、メキシコについては、1996 年から 2006 年にかけて、残余需要弾力性がわずかながら負値をとっているものの、ほ

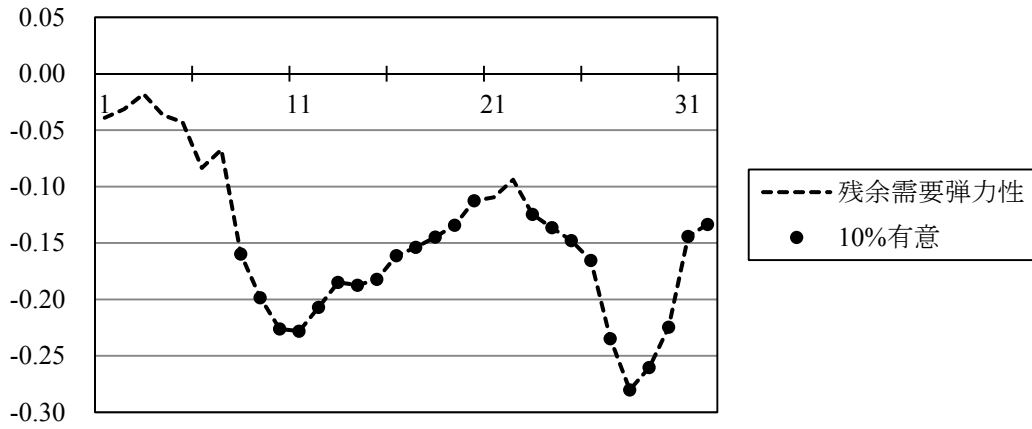
¹⁰⁸ 指数化法については 4.2 を参照。

ば 0 に相違ない値となっている。さらに、中国に関する残余需要弾力性は期間を通してほぼ 0 である。

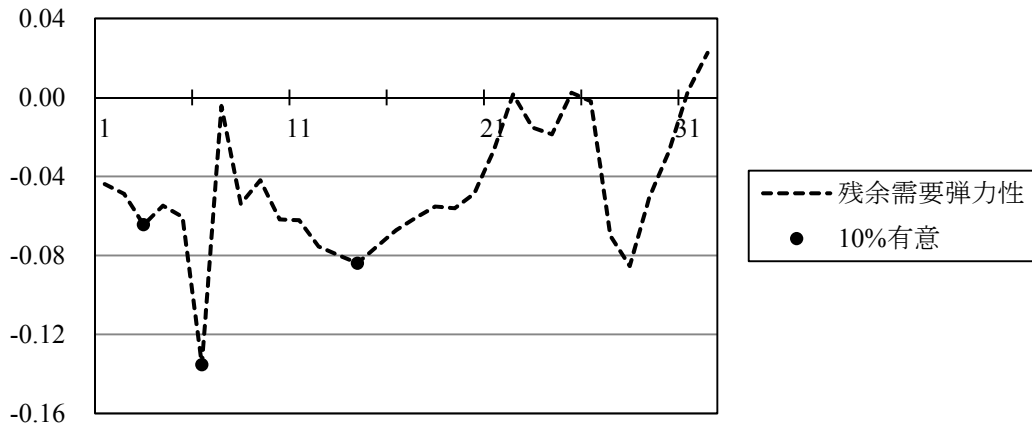
次に、GMM-nonIV を用いたローリング推計について検討する。単一方程式推計のため、中国以外の国や輸入国平均については、1993 年第 1 四半期からのデータが利用可能である。図 4-4 は各国について残余需要弾力性の変化を図示したものである。これによると、日本、メキシコ、中国に関する弾力性値の変化自体はほぼローリング SUR 推計の結果と同様である。ただし、メキシコについては 10%水準で有意である弾力性値がローリング SUR 推計と比較して多くみられ、第 17 期においては絶対値で大きな値をとっている。図 4-5 はこれらのローリング推計結果をもとに MP_t^1 および MP_t^2 の方法で指数化したものであるが、メキシコに関する弾力性値がローリング SUR 推計と比較して絶対値で大きくなっているのは、これらの影響によるものと考えられる。他方、日本および中国については、ローリング SUR 推計と同様の結果が得られた。

輸入国平均については、図 4-4 において、第 1 期から第 5 期まで残余需要弾力性値は負値で有意となったが、その後第 24 期までは統計的に有意ではなかった。第 25 期から再び負値で有意となり、第 30 期には絶対値で最大となったが、その後は減少している。指数化を行った図 4-5 によると、期間を通して概ね負値をとっているが、その大きさはメキシコの弾力性値より小さい水準にとどまっており、統計的有意性を踏まえると 0 に近い値で推移している。したがって、米国は大豆輸出において市場支配力を有しているものの、総体的にその程度は大きいものではないことが明らかとなった。

(a) 日本



(b) メキシコ



(c) 中国

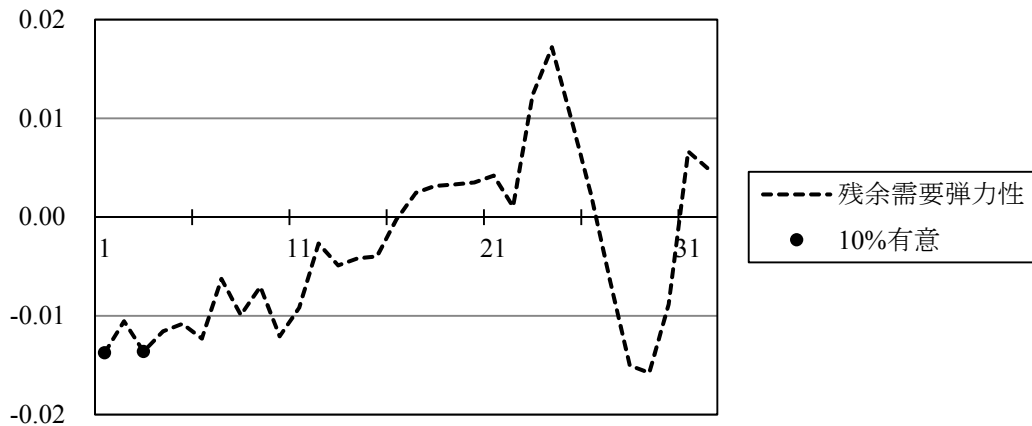


図 4-2 ローリング SUR 推計による残余需要弾力性の変化

- 注：1) 破線は残余需要弾力性値を表し，その絶対値は輸出国の市場支配力の大きさを表す。
2) 黒丸は残余需要弾力性が10%水準で統計的に有意であることを示す。
3) 横軸の数値は，ウィンドウ・サイズを30としたときの各ローリング推計の番号を表し，1番目が1995年第4四半期から2003年第1四半期である。

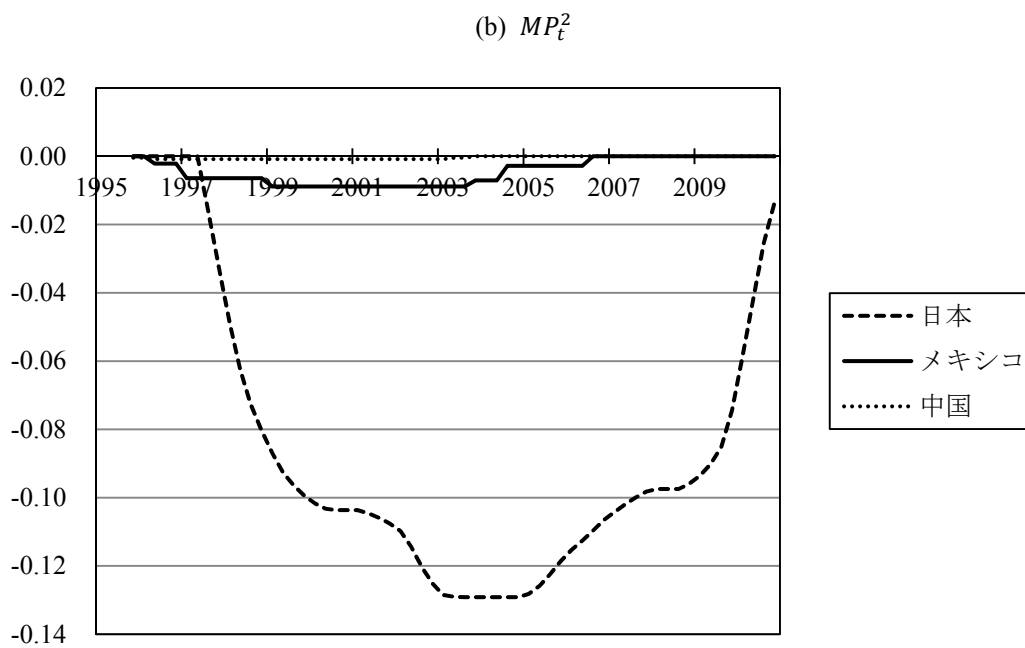
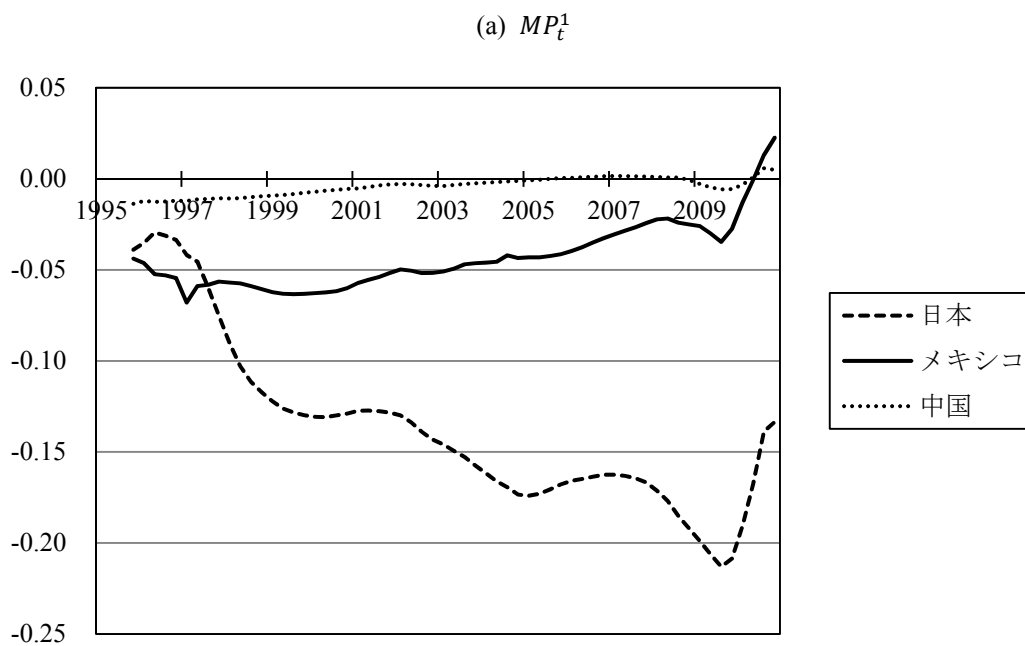
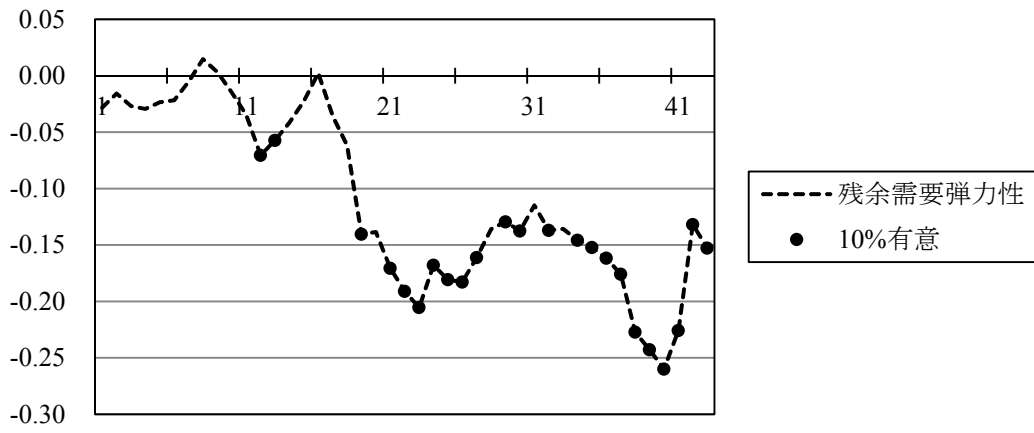


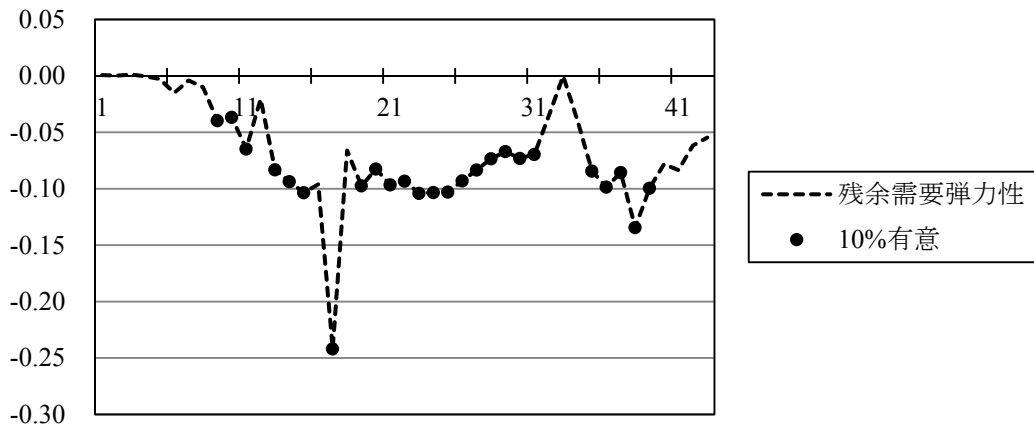
図 4-3 市場支配力指数 (同時方程式モデル)

- 注：1) MP_t^1 は統計的有意性を考慮せずに残余需要弾力性を指数化したものであり， MP_t^2 は 10%水準で非有意なものについては 0 とすることで残余需要弾力性を指数化したものである (4.2 参照)。
 2) ウィンドウ・サイズを 30 としたときの市場支配力指数を示す。

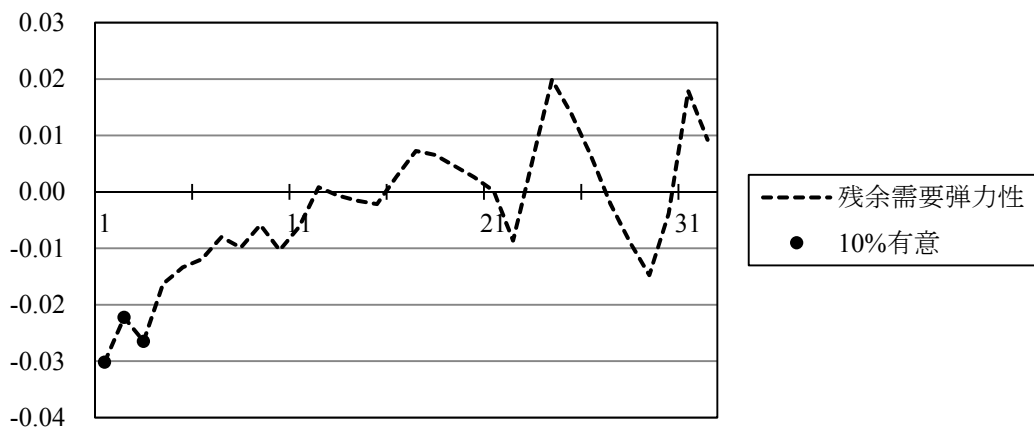
(a) 日本



(b) メキシコ



(c) 中国



(次ページへ続く)

(d) 輸入国平均

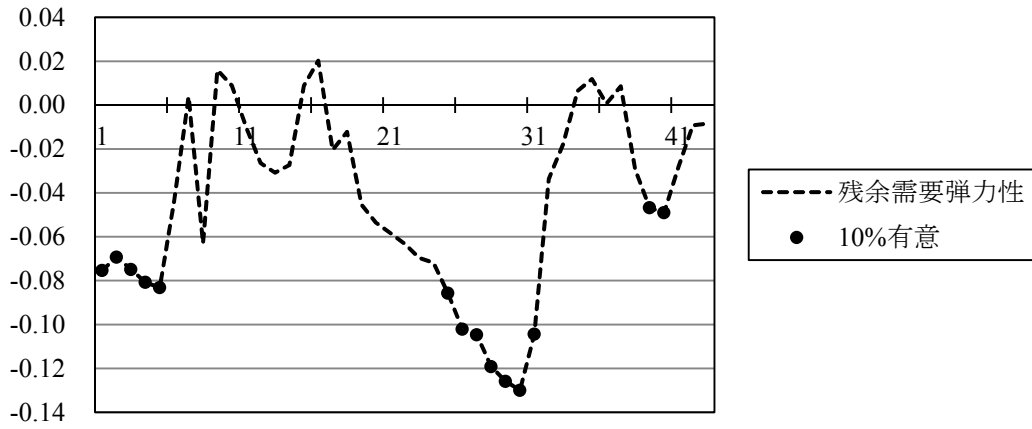
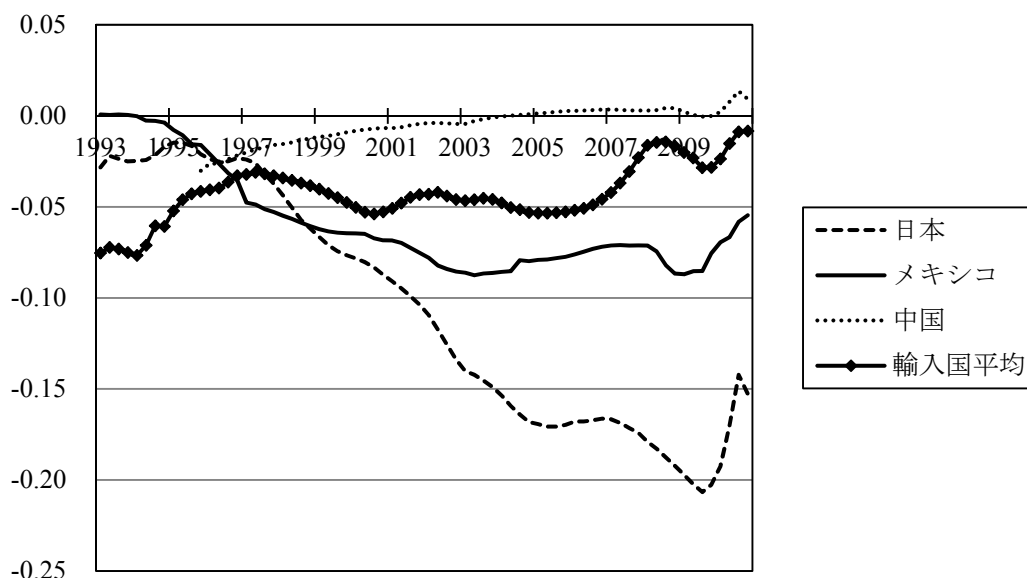


図 4-4 ローリング GMM (non-IV)推計による残余需要弾力性の変化

- 注：1) 破線は残余需要弾力性値を表し，その絶対値は輸出国の市場支配力の大きさを表す。
2) 黒丸は残余需要弾力性が 10%水準で統計的に有意であることを示す。
3) 横軸の数値は，中国については 1 番目が 1995 年第 4 四半期から 2003 年第 1 四半期であり，他は 1 番目が 1993 年第 1 四半期から 2000 年第 2 四半期である。

(a) MP_t^1



(b) MP_t^2

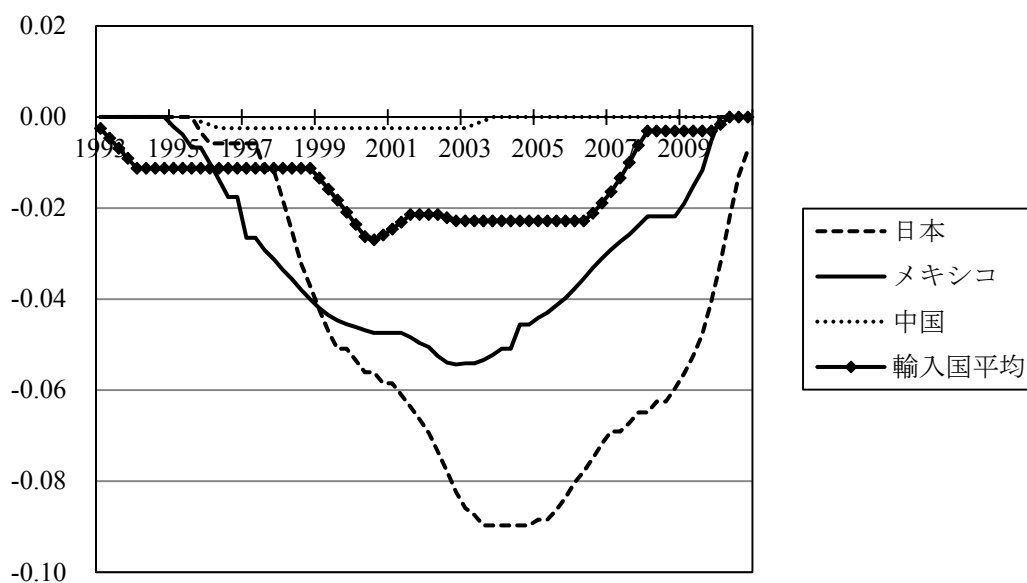


図 4-5 市場支配力指数（単一方程式モデル）

- 注：1) MP_t^1 は統計的有意性を考慮せずに残余需要弾力性を指数化したものであり， MP_t^2 は 10%水準で非有意なものについては 0 とすることで残余需要弾力性を指数化したものである（4.2 参照）。
- 2) ウィンドウ・サイズを 30 としたときの市場支配力指数を示す。

4.4.5 ウィンドウ・サイズの比較

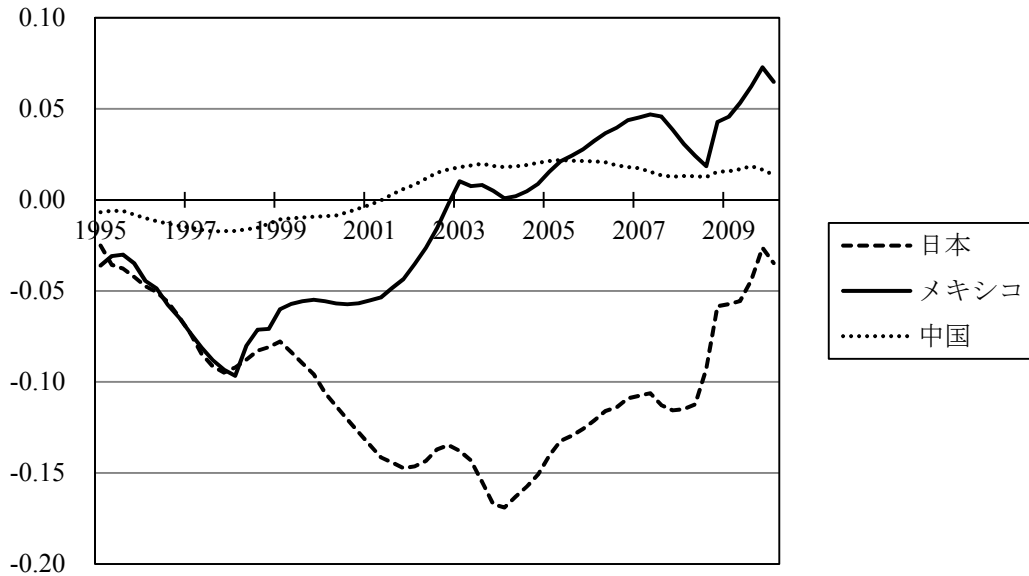
これまでの分析では、ウィンドウ・サイズを 30 とした。ここでは、ウィンドウ・サイズの違いが推計結果に与える影響について検討する。まず、ローリング SUR 推計について、ウィンドウ・サイズを 20 とした場合と、40 とした場合の市場支配力指数 (MP_t^1) を示したものが図 4-6 である。ウィンドウ・サイズを 20 とした場合については (図 4-6(a))、日本に関する残余需要弾力性は 2003 年末から 2004 年にかけて絶対値で最大となっており、2009 年頃最大となっていたウィンドウ・サイズを 30 としたときの計測結果と乖離がみられる。ここでは示していないが、20 ウィンドウ推計では全体で 42 個のローリング SUR 推計において第 36 期に弾性値の絶対値は最大となっており、全 32 のローリング SUR 推計で第 28 期に最大となっている 30 ウィンドウの場合と推移は類似している。しかし、20 ウィンドウ推計では第 36 期前後の値が 0 に近くなっており、第 28 期の値とその前後の期間の値が比較的近い 30 ウィンドウ推計とは異なっている。よって、20 ウィンドウ推計では第 36 期に弾性値の絶対値が最大となっているにもかかわらず、指数化した際に前後期間の影響を受けたため、2009 年頃の値がそこまで大きくはならなかったと考えられる。一方、メキシコについては 1997 年末から 1998 年初頭にかけて弾性値は負値でその大きさが最大となっており、この点は 30 ウィンドウの結果と同様であるが、2003 年頃から正值をとり、正の方向に増大する傾向がうかがえる。ただし、ここでは図示していないが、正值のときはほぼ統計的に非有意となっており、統計的有意性を踏まえた指数化 (MP_t^2) ではほぼ 0 となっている。また、中国の弾力性指数は概ね水平軸上を推移しており、これは 30 ウィンドウの結果と同様である。

一方、ウィンドウ・サイズを 40 とした場合 (図 4-6(b))、日本については期間を通してほぼ -0.12 から -0.14 の範囲で推移している。これは、ウィンドウ・サイズが大きくなるとより長い期間のパラメータの傾向を捉えることになり、弾性値の絶対値が小さい期間が、期間中盤の弾性値が比較的大きい期間の影響を受けることによるものと考えられる。なお、メキシコや中国については日本よりも変動が少ないため、30 ウィンドウの結果とほぼ同様の推移が読み取れる。

次に、単一方程式モデルにおけるローリング GMM (non-IV) 推計の 20 ウィンドウと 40 ウィンドウの結果を比較する。これらを図示したものが図 4-7 である。20 ウィンドウの場合については (図 4-7(a))、30 ウィンドウとほぼ同様の推移をみせているが、30 ウィンドウより詳細な動きを把握しているといえる。また、40 ウィンドウの場合も (図 4-7(b))、30 ウィンドウと同様の結果が得られたが、30 ウィンドウよりも変化に乏しいため、細部の動向をとらえきれていないといえよう。なお、メキシコについては、残余需要弾力性の絶対値が増加傾向にあるが、これは 20 ウィンドウでは一時的に正值や 0 となった弾力性も、40 ウィンドウでは概ね負値で統計的にも概ね 10%水準で有意となっており、大きい負値の影響を受けながら統合されたことによるものと考えられる。

以上の分析結果から、ウィンドウ・サイズによって残余需要弾力性の大きさが最大となる時期が異なる場合があるものの、その推移は大きく異なることはないということが示された。また、日本や中国については、同時方程式モデルと単一方程式モデルで結果は概ね同等であることが判明した。一方、メキシコに関する残余需要弾力性は、同時方程式モデルでは負値から 0 あるいは正値へ変化する一方、単一方程式モデルでは 20 ウィンドウを除き期間を通して負値であるという違いがみられた。

(a) ウィンドウ・サイズ : 20



(b) ウィンドウ・サイズ : 40

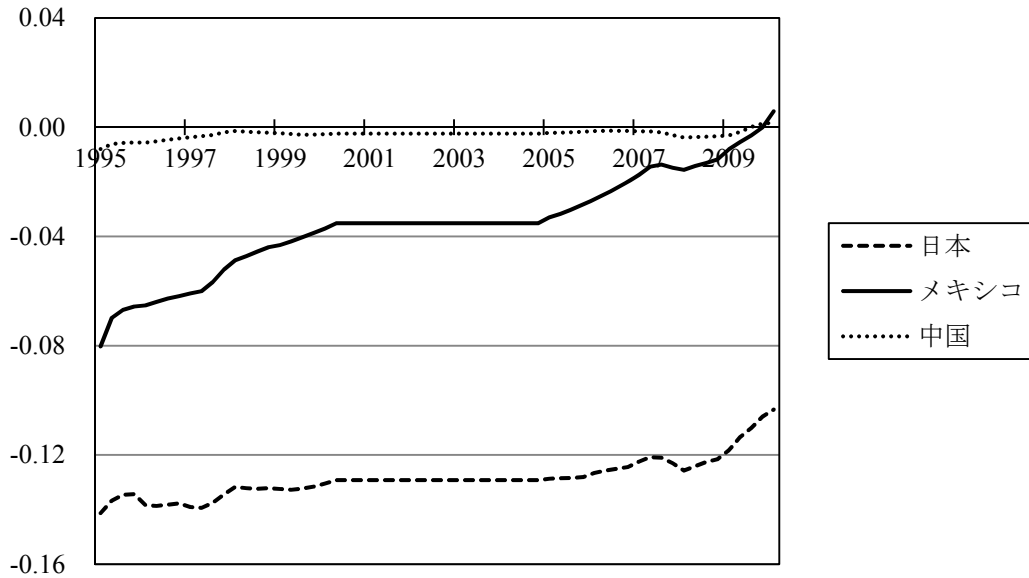
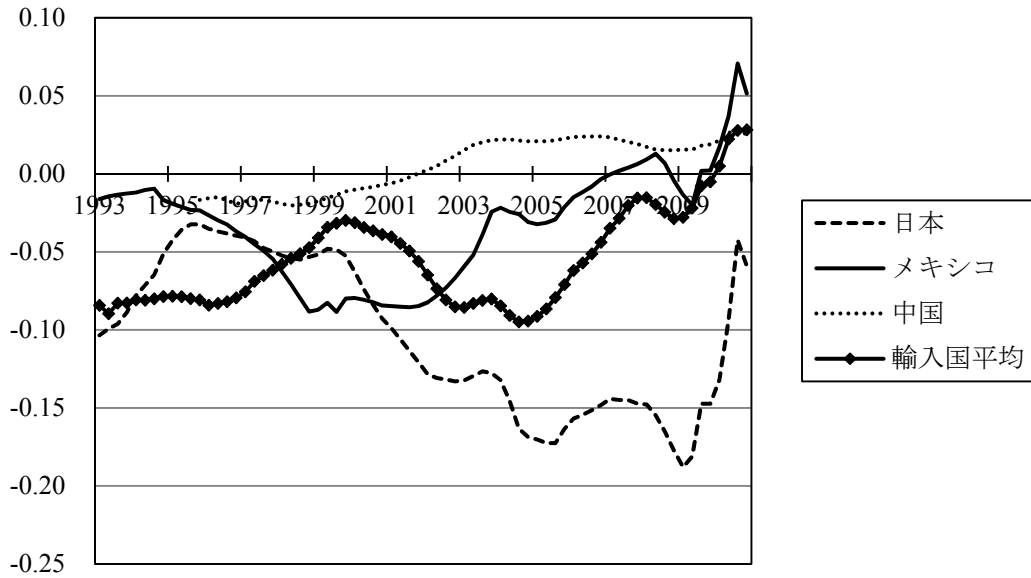


図 4-6 他のウィンドウ・サイズにおける市場支配力指数 (同時方程式モデル)

注 : 統計的有意性を考慮せずに残余需要弾力性を指数化した MP_t^1 である.

(a) ウィンドウ・サイズ : 20



(b) ウィンドウ・サイズ : 40

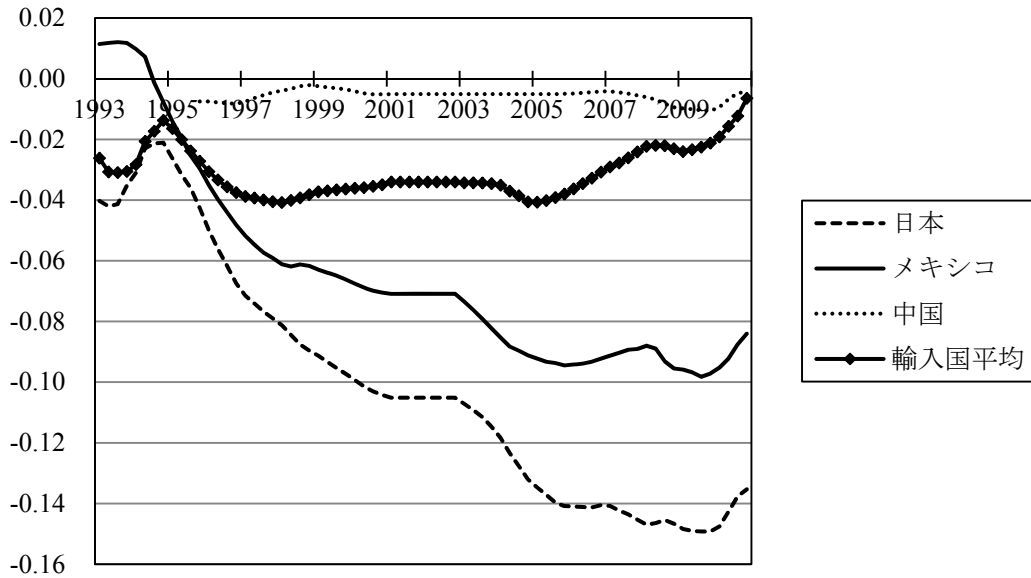


図 4-7 他のウィンドウ・サイズにおける市場支配力指数 (単一方程式モデル)

注：統計的有意性を考慮せずに残余需要弾力性を指数化した MP_t^1 である。

4.4.6 小括

これまでの分析から、米国は日本に対する大豆輸出において市場支配力を有していることが明らかとなった。特に、ローリング・ウィンドウ法による残余需要弾力性の推計結果から、1990年代末以降、今日にかけて、一定の市場支配力を有していることが示された。一方、中国に対する大豆輸出においては、米国は市場支配力を有していないことが明らかとなった。また、メキシコに対しては、同時方程式モデルと単一方程式モデルで結果が異なる。ただし、同時方程式モデルの推計では分散不均一性や系列相関の可能性が存在すること、他の方程式の潜在的な特定化の誤りが方程式システム全体にバイアスをもたらす可能性があること、単一方程式モデルとして採用した GMM-nonIV は分散不均一性や系列相関を考慮した標準誤差を使用していること等を踏まえ、ここでは単一方程式モデルの結果を適用したい。その結果は、米国はメキシコに対しても市場支配力を有していたが、その程度は日本よりも小さいものであるというものである。さらに、単一方程式モデルにより、輸入国平均の残余需要弾力性を推計した結果から、米国は大豆輸出において 1990年代半ば頃までは市場支配力を有していたが、1990年代後半以降はほとんど市場支配力を有していないことが明らかとなった。

日本に対して市場支配力を有している理由として、日本の米国産大豆に対する高い依存率が挙げられる。日本は大豆輸入の約 77%を米国からの輸入に依存している（1988年から 2009年平均、UN Comtrade）。1990年代末以降、アルゼンチンからの輸入が増加し、ブラジルを含め、南米からの輸入が増加したものの、米国からの輸入量は 70%代から 80%代で推移している。このことは、switching cost の存在で日本の需要者に一定の慣性が存在することを示唆する。また、GMM-nonIV による総サンプル推計における費用シフターをみると、アルゼンチンの PPI 以外有意となっていないことから、メキシコや中国と異なり、南米諸国は米国の市場支配力行使にとってあまり大きな制約となっていないため、他の輸入国と比較して米国の市場支配力が大きくなっていると考えられる。すなわち、日本にとって米国産大豆は他国産大豆と差別化されていることが示唆される。なお、日本の商社が大豆を輸入する際、輸送船の効率利用を目的として積載量を満たすため、トウモロコシとの相積みを行う場合が多い。日本は配合飼料用に米国産トウモロコシを多く輸入しているため、常に大豆輸入の一定量を米国に依存する構造となっている。このことも、米国産大豆が差別化されている可能性を示すものであり、米国の価格交渉力を増大させる要因として作用していると考えられる。

一方、メキシコは 1990年から 2009年の平均で大豆輸入の約 96%を米国からの輸入に依存しており（UN Comtrade）、このことが米国がメキシコに対して市場支配力を有する原因として考えられる。ただし、GMM-nonIV による総サンプル推計における費用シフターをみると、ブラジルやアルゼンチンの存在が米国の市場支配力を制約するものとして働いていることから、日本と比較した場合のメキシコの米国産大豆に対する差別化度は低く、メキ

シコに対する米国の市場支配力は日本に対するそれよりも小さい程度にとどまっているといえる。米国のメキシコに対する大豆輸出量は、1990年代以降急増しており、2001年には日本に対する輸出量を上回った。米国にとっては、メキシコの需要増加を南米諸国に吸収されることを防止するためにも、ある程度の価格競争力を維持する必要がある。その結果、市場支配力は存在するものの、その程度は日本と比較して小さいものとなっていると考えられる。

また、米国は中国に対する大豆輸出においてほぼ市場支配力を有しないことが示された。2.3 で示したように、中国は1990年代後半以降、大豆輸入を急増させているものの、アルゼンチンおよびメキシコからの輸入が約55%であるのに対し、米国からの輸入は約44%であり（1992年から2009年の平均、UN Comtrade）、米国の市場シェアは日本やメキシコと比較して小さい。GMM-nonIV推計における費用シフターをみると、ブラジルおよびアルゼンチンの費用変数について有意となっていることから、南米諸国が米国の市場支配力行使の制約となっていることが示された。したがって、差別化が困難な中で、今日では世界最大の大豆輸入国である中国市場をめぐる、輸出国間の競争が激化しているため、米国が中国に対して市場支配力を有することは困難な状況であるといえる。

輸出国平均でみると、1990年代半ば頃まで米国は市場支配力を有していたが、1990年代後半以降は市場支配力を有しているとはいえない。これは、南米諸国の輸出増大による輸出国間の競争の激化や、中国の輸入増大による輸入国の集中度増大によるものと考えられる。これらの関係については、第5章で詳細に検討する。なお、2007年後半以降の食料価格高騰時のローリング推計結果をみると、市場支配力指数はそれ以前と同水準かやや減少している。よって、近年の食料価格高騰により、輸出国の市場支配力が増大したと考えることはできない¹⁰⁹。これは、後述の補論Bの分析結果と整合的である。

¹⁰⁹ ここでは、食料価格の高騰を明示的に推計モデルに組み込むのではなく、その効果が需要構造に反映していると考えている。明示的に組み込まなくても、同一モデルをローリング推計することで、食料価格高騰時の市場支配力の変化を把握することが可能であると考えられる。また、輸入国平均の市場支配力も変化しており、ある国に対する市場支配力が増加すると他国に対する市場支配力が減少するといった相補的な関係は、分析結果からは見出せない。

4.5 カナダの菜種輸出

4.5.1 はじめに

ここでは、対象輸出国（A）をカナダとし、対象輸入国（M）を日本、米国、メキシコの3カ国とする。これは、これら3カ国がEU諸国を除く輸入国のうち最も輸入量が多く、安定的に輸入を行っているのでデータが利用可能であるためである。中国の輸入量も近年増加しているが、輸入を行わない時期があり、時系列データとして利用することが困難であるため、本稿では分析対象から除外した。

4.5.2 データ

残余需要モデルの推計式(4-25)において、 p_M^A はカナダの日本、米国、メキシコに対する菜種の各輸出単価を用いた。データはカナダ統計局のものを利用した。価格は各輸入国とカナダの為替レートを用い、輸入国の通貨建てに変換した後、各輸入国の消費者物価指数（2005年を100とする）を用いて実質化した。為替レートや消費者物価指数のデータはIMF-IFSの統計を利用した。 Q_M^A はカナダから日本、米国、メキシコに対する菜種の各輸出量とし、データはカナダ統計局のものを用いた。

一方、需要シフターである Z_M には、各輸入国のGDPと時間トレンドを用いた。GDPは季節調整済みのIMF-IFSのデータを用い、GDPデフレーター（2005年を100とする）で実質化した。また、費用シフターである W_M^N には、各輸入国市場におけるカナダ以外の競合輸出国の為替レートおよび賃金指数を導入した。日本にとってカナダ以外の主要輸入相手国はオーストラリアであるため、日本とオーストラリアの為替レートおよびオーストラリアの賃金指数を用いた。また、メキシコにとってカナダ以外の主要輸入相手国は米国であるため、メキシコと米国の為替レートおよび米国の賃金指数を用いた。一方、米国は菜種の全輸入量の99.9%をカナダから輸入しているため、競合輸出国は存在しないものとみなした。これらの為替レートおよび賃金指数はIMF-IFSに依拠し、賃金指数は2005年を100とするものである。

以上のデータは、1992年第3四半期から2009年第4四半期までの四半期データであり、サンプル数は70である。所得以外のデータで月次データが利用可能であるが、所得に関するデータは四半期データや年次データしか利用できないため、四半期データに統一することとした。また、1992年第2四半期以前において、メキシコの輸入量および価格に欠損値が存在したため、開始時期を1992年第3四半期とした。

4.5.3 総サンプル推計

総サンプルを対象とし、残余需要モデルを OLS, 2SLS, SUR, 3SLS で推計した結果を、表 4-9 に示す。ハウスマン検定の結果、2SLS より OLS が、3SLS より SUR が、3SLS より 2SLS が望ましいことが判明した。このことから、 Q_M^A は外生変数と考えてよいといえる。また、SUR における Breusch-Pagan 検定により、方程式間の誤差項に相関がみられることから、OLS よりも SUR の方が有効である。残余需要弾力性値をみると、SUR (および OLS) 推計ではいずれの弾力性も統計的に有意とはなっていない。このことから、カナダは日本や米国、メキシコに対して市場支配力を有さないことが示唆される。

次に、費用シフターについてみると、日本に関してはオーストラリアとの二国間為替レートの係数が正值で有意となっている。したがって、オーストラリアはカナダにとって市場支配力行使の制約となっていることがうかがえる。一方、メキシコについては米国との二国間為替レートの係数が正值で有意となっているほか、米国の賃金指数の係数が負値で有意となっており、賃金指数の係数の方が大きい。よって、米国はカナダにとって市場支配力行使の制約とはなっていないことが示唆される。

ただし、すべての方程式において Durbin-Watson の d 統計量は 2 を大幅に下回っており、系列相関の可能性が示唆される。また、SUR における潜在的な特定化の誤りを考慮し、次に単一方程式モデルによる残余需要モデル推計を行った。ここでは、前節と同様、OLS, 2SLS (IV), GMM-IV, GMM-nonIV の 4 つの手法を用いた。また、輸入国平均についても単一方程式モデルによる推計を行った¹¹⁰。その結果を表 4-10 に示す。なお、メキシコについては輸出量の問題から 1992 年第 3 四半期からのデータを使用したが、他国については 1988 年第 1 四半期からのデータを使用した。この場合のサンプル数は 88 となる。

内生性の検定結果から、メキシコおよび輸入国平均に関する 2SLS (IV) 推計において、 Q が外生変数であるという帰無仮説が棄却された。しかし、GMM-IV 推計では、同帰無仮説が棄却されなかった。上述の通り、同時方程式モデルにおいては Q の内生性が統計的に否定されているため、ここでは Q を外生変数と考えることとする。また、OLS 推計において Durbin-Watson の d 統計量が 2 を大きく下回る数値となっており、系列相関の可能性のあるため、ここでは分散不均一性および系列相関に頑健な標準誤差を使用した GMM-nonIV による推計結果を中心に検討する。

まず、残余需要弾力性値については、すべての方程式で負値となったが、統計的に有意とはならなかった。したがって、総サンプル期間を通してカナダは輸出相手国に対して市場支配力を有しているとはいえない。

次に、費用シフターについてみると、日本に関しては同時方程式モデルの結果と同様、オーストラリアとの二国間為替レートの係数が正值で有意となっている。よって、オース

¹¹⁰ ここでは前節と同様、為替は米国ドルを使用し、需要シフターには先進国の鉱工業生産指数 (IMF-IFS, 2005 年を 100 とする) を用いた。

トラリアはカナダにとって市場支配力行使の制約となっていることが示唆される。一方、メキシコについては、米国の賃金指数の係数が負値で有意となっており、米国はカナダにとって市場支配力行使の制約となっていないことがうかがえる。また、輸入国平均についてみると、オーストラリアの為替レートの係数が正値で有意となっているが、オーストラリアの賃金指数の係数は負値で有意となっている。賃金指数の係数の方が絶対値で大きいため、オーストラリアはカナダにとって市場支配力を行使する制約となっていないと考えられる。

表 4-9 総サンプル推計結果 (同時方程式モデル)

	OLS	2SLS	SUR	3SLS
<i>ln p_{JPN}</i>				
<i>ln Q_{JPN}</i>	-0.047 (0.094)	-0.275 (0.281)	-0.061 (0.073)	-0.307 (0.244)
<i>ln GDP_{JPN}</i>	-2.130* (1.118)	-2.017* (1.175)	-1.074 (0.860)	-0.869 (0.990)
<i>TREND</i>	0.010*** (0.003)	0.010*** (0.001)	0.008*** (0.002)	0.008*** (0.003)
<i>ln(JPY/AUD)</i>	1.359*** (0.174)	1.396*** (0.187)	0.923*** (0.135)	1.067*** (0.157)
<i>ln WG_{AUS}</i>	5.254 (6.386)	6.224 (6.765)	2.865 (4.843)	2.893 (5.671)
<i>cons.</i>	32.406** (13.969)	33.703** (14.672)	20.786* (10.760)	20.663* (12.480)
DW d-statistics	0.502	0.730	0.389	0.583
<i>ln p_{US}</i>				
<i>ln Q_{US}</i>	0.026 (0.023)	0.091** (0.041)	0.004 (0.020)	0.059 (0.037)
<i>ln GDP_{US}</i>	-3.921*** (0.825)	-3.920*** (0.873)	-1.950*** (0.715)	-2.439*** (0.794)
<i>TREND</i>	0.026*** (0.006)	0.024*** (0.007)	0.013** (0.005)	0.015** (0.006)
<i>cons.</i>	40.580*** (7.360)	39.964*** (7.794)	23.211*** (6.375)	27.059*** (7.093)
DW d-statistics	1.043	0.771	1.012	0.836
<i>ln p_{MEX}</i>				
<i>ln Q_{MEX}</i>	-0.040 (0.026)	0.117 (0.119)	-0.026 (0.019)	0.212** (0.100)
<i>ln GDP_{MEX}</i>	-0.767 (0.655)	-1.174 (0.875)	-0.449 (0.492)	-1.192 (0.730)
<i>TREND</i>	0.124*** (0.036)	0.079 (0.056)	0.084*** (0.027)	0.019 (0.047)
<i>ln(MXN/USD)</i>	0.160 (0.143)	0.061 (0.194)	0.210* (0.108)	0.026 (0.162)
<i>ln WG_{USA}</i>	-17.308*** (5.642)	-10.718 (8.581)	-12.116*** (4.225)	-2.417 (7.148)
<i>cons.</i>	86.121*** (20.187)	61.106* (31.314)	61.882*** (15.132)	26.257 (26.048)
DW d-statistics	0.365	0.693	0.304	0.768
Breusch-Pagan test of independence			53.558*** [0.000]	
Hausman Test	0.75 [0.980]		5.96 [0.311]	12.41** [0.030]

(次ページへ続く)

- 注：1) () 内の値は標準誤差を，[] 内の値は p 値を表す。
- 2) 2SLS および 3SLS における操作変数は，すべての外生変数に加え，日本とオーストラリアの二国間為替レートおよびメキシコと米国の二国間為替レート，オーストラリアおよび米国の賃金指数を用いた。
 - 3) ハウスマン検定の値は自由度 7 の χ^2 統計量を表す。OLS の欄のハウスマン検定では，帰無仮説が棄却されなければ OLS の方が 2SLS より望ましく，棄却されれば 2SLS の方が望ましいことを示す。2SLS の欄のハウスマン検定では，帰無仮説が棄却されなければ SUR の方が 3SLS より望ましく，棄却されれば 3SLS の方が望ましいことを示す。3SLS の欄のハウスマン検定では，帰無仮説が棄却されなければ 3SLS の方が 2SLS より望ましく，棄却されれば 2SLS の方が望ましいことを示す。
 - 4) Breusch-Pagan 検定は，SUR 推計において方程式間の誤差項に相関がないという帰無仮説を検定するものである。
 - 5) ***, **, * はそれぞれ 1%，5%，10%水準で有意であることを示す。

表 4-10 総サンプル推計結果 (単一方程式モデル)

	OLS	2SLS (IV)	GMM-IV	GMM-nonIV
$\ln p_{JPN}$				
$\ln Q_{JPN}$	-0.040 (0.083)	-0.633 (2.079)	-1.688 (2.090)	-0.040 (0.087)
$\ln GDP_{JPN}$	-1.181** (0.485)	-1.188* (0.618)	-1.056 (1.019)	-1.181* (0.653)
<i>TREND</i>	0.017* (0.009)	0.015 (0.009)	0.010 (0.013)	0.017 (0.011)
$\ln(JPY/AUD)$	1.185*** (0.120)	1.385** (0.660)	1.747** (0.711)	1.185*** (0.154)
$\ln WG_{AUS}$	-0.766 (0.851)	-0.455 (1.119)	0.214 (1.457)	-0.766 (1.093)
<i>cons.</i>	23.674*** (5.299)	29.314* (15.634)	37.021** (16.830)	23.674*** (6.840)
DW d-statistics	0.402			
Exogeneity Tests		0.101 [0.751]	0.315 [0.574]	
R^2	0.672	-	-	0.672
$\ln p_{US}$				
$\ln Q_{US}$	-0.014 (0.017)	-0.214 (0.329)	-0.204 (0.342)	-0.014 (0.014)
$\ln GDP_{US}$	-4.322*** (0.780)	-2.338 (3.741)	-1.729 (3.485)	-4.322*** (0.982)
<i>TREND</i>	0.029*** (0.006)	0.024 (0.015)	0.020* (0.010)	0.029*** (0.007)
<i>cons.</i>	44.639*** (7.092)	28.587 (31.229)	23.040 (28.531)	44.639*** (8.730)
DW d-statistics	1.260			
Exogeneity Tests		1.843 [0.178]	0.452 [0.501]	
R^2	0.354	-	-	0.354
$\ln p_{MEX}$				
$\ln Q_{MEX}$	-0.039 (0.029)	0.331 (0.259)	0.372 (0.275)	-0.039 (0.025)
$\ln GDP_{MEX}$	-0.767 (0.587)	-1.735 (1.604)	-1.986 (1.661)	-0.767 (0.957)
<i>TREND</i>	0.124*** (0.031)	0.016 (0.040)	0.019 (0.044)	0.124*** (0.036)
$\ln(MXN/USD)$	0.160 (0.112)	-0.076 (0.304)	-0.076 (0.326)	0.160 (0.212)
$\ln WG_{USA}$	-17.308*** (4.795)	-1.665 (6.973)	-1.973 (7.677)	-17.308*** (5.277)
<i>cons.</i>	86.121*** (17.021)	26.744 (21.125)	29.776 (23.501)	86.121*** (19.422)

(次ページへ続く)

DW d-statistics	0.336			
Exogeneity Tests		8.263***	2.275	
		[0.006]	[0.131]	
R^2	0.289	-	-	0.289
$\ln p_{WLD}$				
$\ln Q_{WLD}$	-0.004 (0.049)	2.048 (1.906)	2.566 (1.986)	-0.004 (0.050)
$\ln IP_{WLD}$	-0.718** (0.307)	-3.392 (3.447)	-2.034 (3.128)	-0.718 (0.444)
$TREND$	0.025 (0.022)	-0.252 (0.265)	-0.323 (0.274)	0.025 (0.021)
$\ln(USD/AUD)$	0.379** (0.173)	0.691 (0.797)	1.020 (0.838)	0.379** (0.176)
$\ln WG_{AUS}$	-3.901*** (1.122)	-6.616 (0.184)	-7.523 (4.708)	-3.901** (1.533)
$\ln WG_{USA}$	2.361 (3.509)	43.089 (40.414)	52.406 (42.605)	2.361 (2.244)
$cons.$	14.541 (12.711)	-156.917 (166.941)	-204.025 (172.137)	14.541 (10.293)
DW d-statistics	0.295			
Exogeneity Tests		9.110***	0.674	
		[0.003]	[0.412]	
R^2	0.354	-	-	0.354

注：1) () 内の値は標準誤差を，[] 内の値は p 値を表す。

- 2) WLD は輸入国平均を示し，通貨を米国ドルとした．そのため，操作変数を用いる推計においては，米国ドルとの為替レートを除いた．
- 3) OLS 推計では，Huber (1967)や White (1980)らによる分散不均一性に対して頑健な標準誤差を推計した．一方，2SLS (IV)や GMM-IV，GMM-nonIV 推計では，分散不均一性および系列相関に対して頑健かつ小サンプル推計に対応した標準誤差を用いた．
- 4) 2SLS (IV)および GMM-IV における操作変数は，各式のすべての外生変数に加え，米国と各輸入国の二国間為替レートおよび米国の賃金指数を用いた．
- 5) 外生性の検定は，2SLS (IV)においては Hausman (1978)による回帰式ベースの検定を，GMM-IV においては C 統計量 (Hayashi (2000: p.220) 参照) による検定を行った．いずれも，帰無仮説は説明変数が外生変数であることである．
- 6) ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す．

4.5.4 ローリング推計

ここではローリング・ウィンドウ法を用い、サンプル期間内の残余需要弾力性の変化について検討する。なお、ここでは総サンプル分析において同時方程式モデルおよび単一方程式モデルでそれぞれ最適とされた、SUR および GMM-nonIV を用いてローリング推計を行う。また、ウィンドウ・サイズを 30 としたときの推計結果について中心的に扱い、他のウィンドウ・サイズを用いたときの推計結果については、次項で検討する。

図 4-8 はローリング SUR 推計の結果について、各輸入国の方程式における残余需要弾力性の推移を示したものである。横軸は各ローリング推計の番号を表し、1 番目は 1992 年第 3 四半期から 1999 年第 4 四半期を対象とした推計、2 番目は 1992 年第 4 四半期から 2000 年第 1 四半期を対象とした推計を表し、最後の 41 番目は 2002 年第 3 四半期から 2009 年第 4 四半期の推計結果を表している。日本に関しては、ほぼすべての推計において残余需要弾力性値が負値で推移しているが、第 19 期までは統計的に有意ではなく、第 20 期から第 33 期にかけて概ね 10%水準で有意となっている。よって、カナダは日本に対して期間後半から市場支配力を有していたことがわかる。これは総サンプル推計では得られなかった結論である。

一方、米国に関しては、残余需要弾力性値が第 5 期から第 7 期において正值で有意となったものの、第 12 期頃から負値となり、第 29 期から第 39 期において負値で有意となっている。よって、カナダが米国に対して期間後半において市場支配力を有していた時期が存在したことが明らかとなった。ただし、弾性値の大きさを日本と比較すると、絶対値では日本よりも小さい値をとっていることから、米国に対する市場支配力は日本に対するそれよりも小さいものであることがわかる。

メキシコに関しては、残余需要弾力性の推移は日本のそれと同様であるが、その大きさは日本と比較して小さい。また、第 12 期から第 41 期まで 10%水準で有意となっており、比較的早い時期からカナダはメキシコに対して市場支配力を有していたことが明らかとなった。

次に、ローリング推計結果を用いて残余需要弾力性の指数化を行ったものについて検討する。図 4-9(a)は、各ローリング推計による残余需要弾力性値を加重平均することで指数化したものである¹¹¹ (MP_t^I)。これによると、日本に関しては、残余需要弾力性の絶対値が 1997 年頃から上昇し、2004 年頃にピークを迎え、その後減少するという変化が明らかとなった。一方、米国の残余需要弾力性は 1998 年頃まで正值であったが、それ以降負値となり、2007 年から 2009 年にかけては日本と同じ水準にまで絶対値で大きくなっている。また、メキシコの残余需要弾力性は概ね負値で推移しているが、日本よりも絶対値で小さい水準にとどまっており、変動も少ない。

図 4-9(b)は、各ローリング推計による残余需要弾力性値が 10%水準で有意なものについて

¹¹¹ 指数化法については 4.2 を参照。

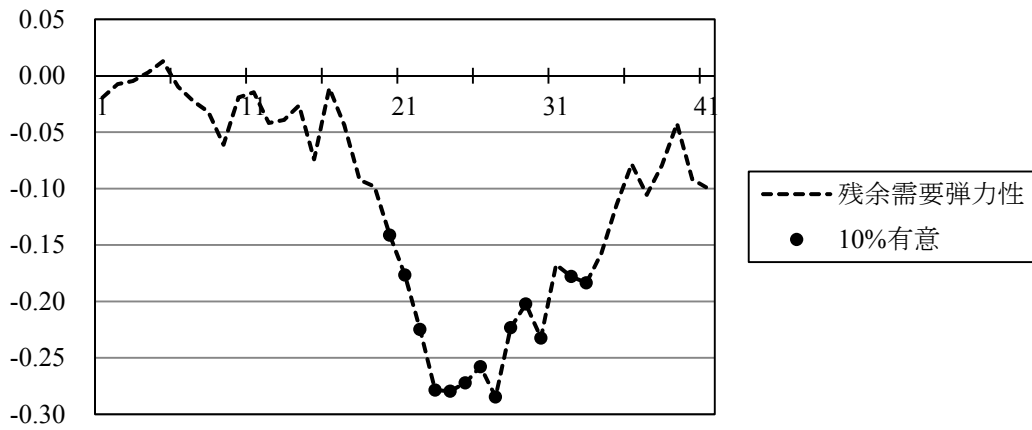
加重平均することで指数化を行ったものである (MP_t^2)。これによると、日本に関しては、残余需要弾力性の絶対値は 1997 年後半から増大し、2000 年から 2004 年にかけて最大となっている。ただし、その大きさは MP_t^1 の半分以下となっている。一方、米国については、1999 年まで水平軸上で推移し、1999 年以降負値に転じている。また、メキシコについては、1995 年以降、他国と比較して早期から負値となっているが、その大きさは日本の半分程度である。

次に、GMM-nonIV を用いたローリング推計について検討する。単一方程式を推計しているので、メキシコ以外の国や輸入国平均については、1988 年第 1 四半期からのデータを使用している。図 4-10 は各国について残余需要弾力性の変化を市場支配力指数として図示したものである。これによると、日本やメキシコに関する弾力性の変化はほぼローリング SUR 推計の結果と同様である。一方、米国については、全 59 のローリング推計のうち、第 5 期から第 16 期まで負値で有意となっており、その後第 20 期から第 26 期にかけて正值で有意となっている。つまり、ローリング SUR 推計とは正值をとる期間が若干異なっている。また、輸入国平均については、第 17 期までは概ね非有意となっているが、第 18 期から第 30 期にかけて正值で有意となり、その後負値に転じ、第 46 期から第 59 期まで負値で有意となっている。

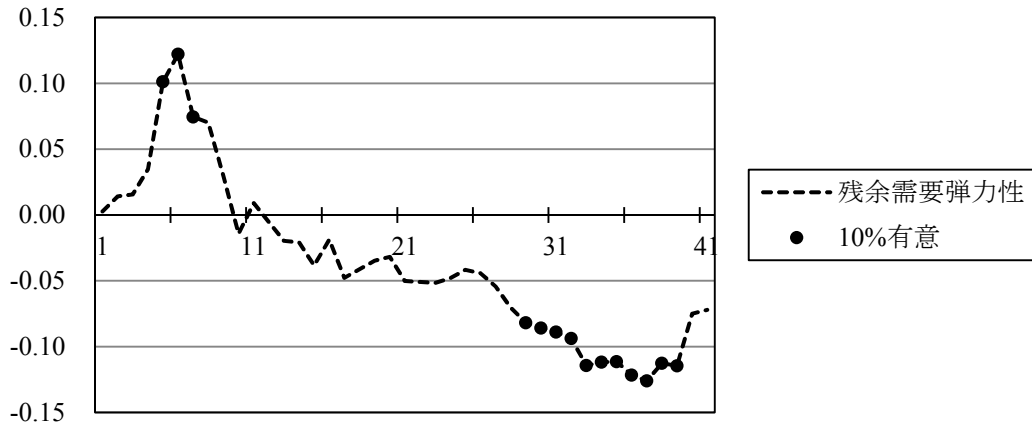
図 4-11 はこれらのローリング推計結果をもとに MP_t^1 および MP_t^2 の方法で残余需要弾力性を指数化したものである。 MP_t^1 による指数化から、日本については 1988 年から 1995 年にかけて正值となっている点や、米国に関して 1988 年から 1994 年にかけて負値をとっており、その後もほぼ正值をとらない点を除けば、ローリング SUR 推計に基づく市場支配力指数と同様の推移を示していることがわかる。これらの点は、同時方程式モデル推計では含まれなかった 1988 年第 1 四半期から 1992 年第 2 四半期までの期間が、単一方程式モデル推計で対象とされたことによるものであると考えられるため、基本的にローリング SUR 推計による指数化と一致しているといえる。 MP_t^2 による指数化の結果についても、概ねローリング SUR 推計の結果と同じである。

輸入国平均については、2000 年以前の残余需要弾力性は 0 に近い値か正值をとっていたが、2000 年以降は負値に転じ、2006 年末には日本の弾力性を超える水準にまで増大した。これは、日本や米国、メキシコといったカナダ産菜種の主要輸出相手国に対するカナダの市場支配力が 2000 年代後半にかけて増大していることを反映していると考えられる。

(a) 日本



(b) 米国



(c) メキシコ

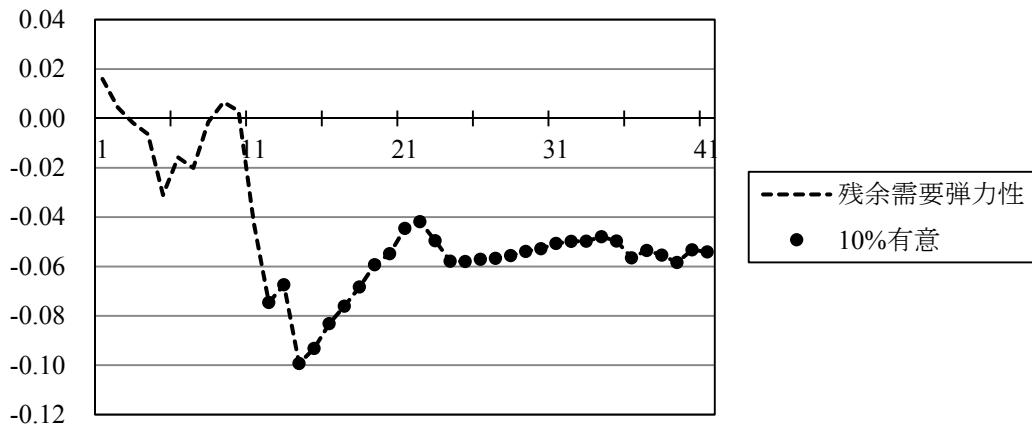
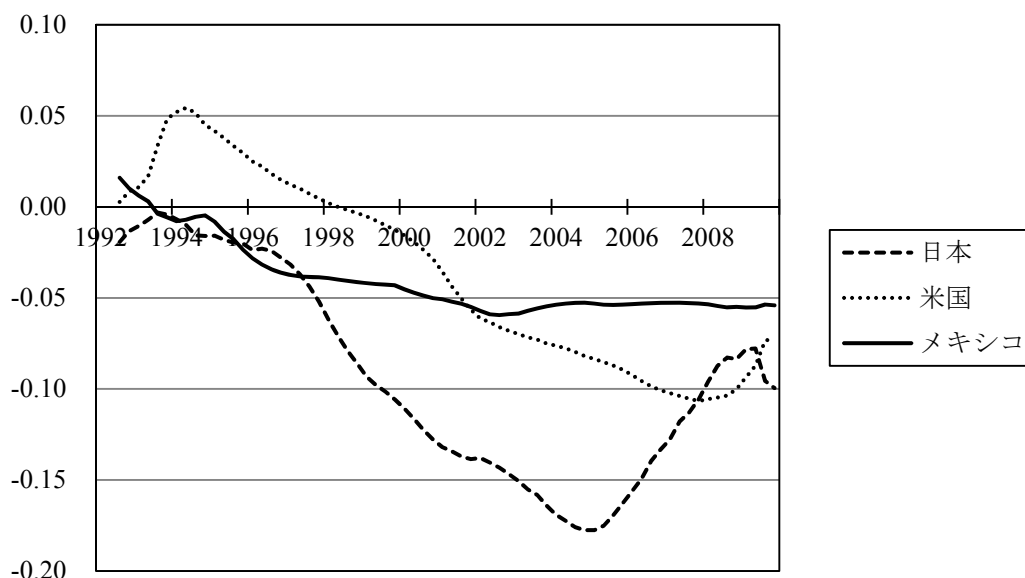


図 4-8 ローリング SUR 推計による残余需要弾力性の変化

- 注：1) 破線は残余需要弾力性値を表し，その絶対値は輸出国の市場支配力の大きさを表す。
2) 黒丸は残余需要弾力性が10%水準で統計的に有意であることを示す。
3) 横軸の数値は，ウィンドウ・サイズを30としたときの各ローリング推計の番号を表し，1番目が1992年第3四半期から1999年第4四半期である。

(a) MP_t^1



(b) MP_t^2

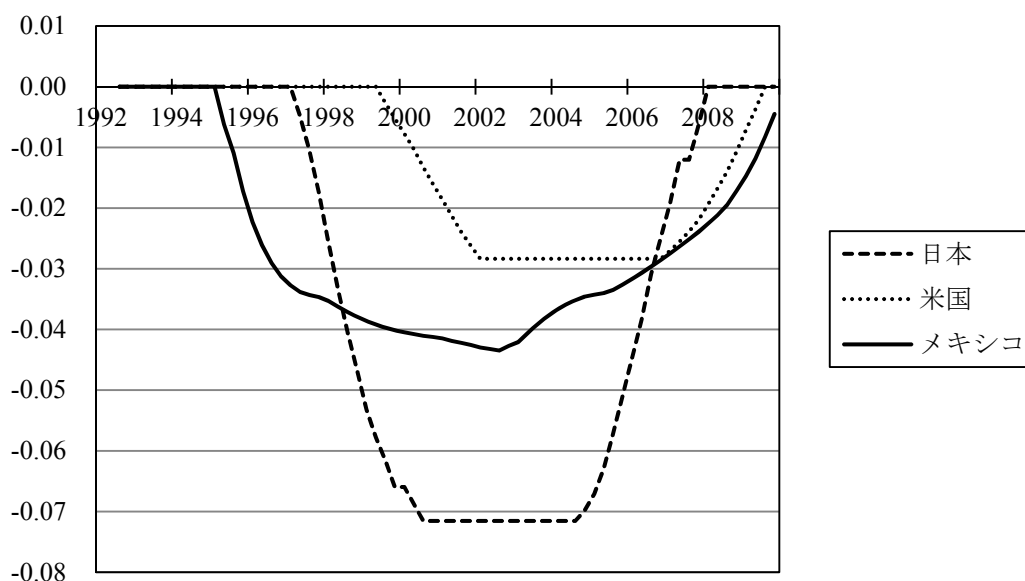
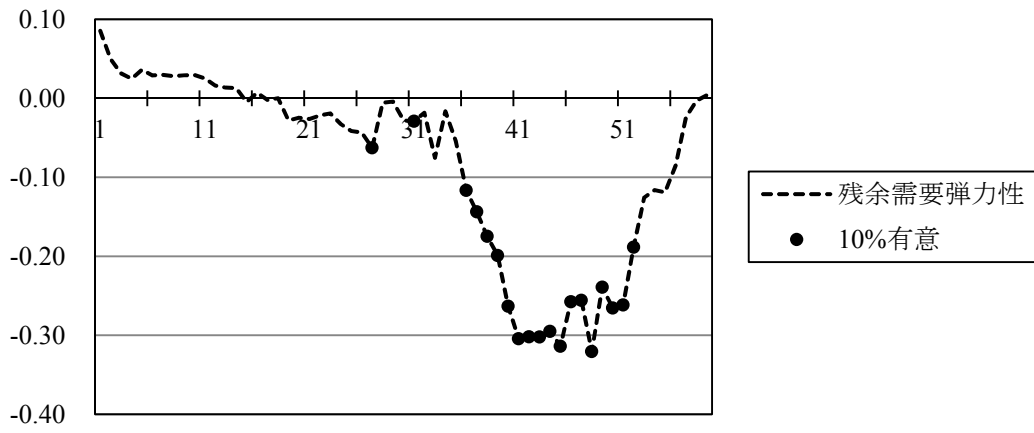


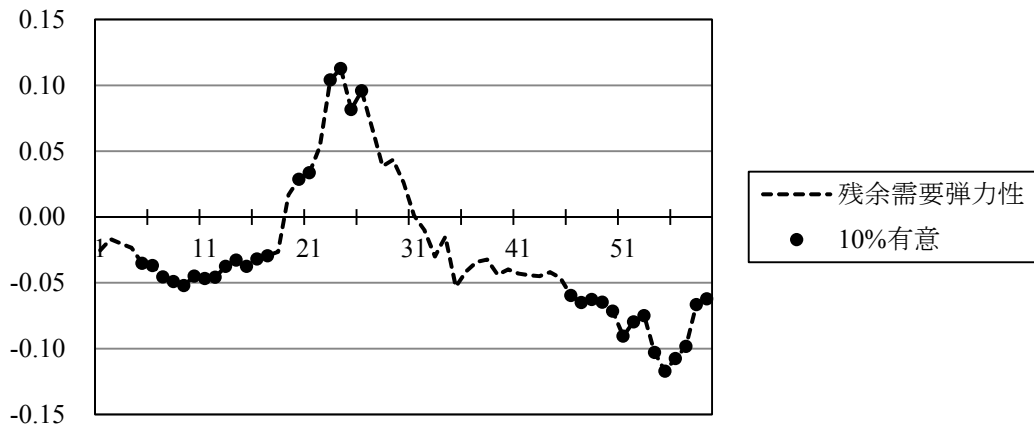
図 4-9 市場支配力指数 (同時方程式モデル)

- 注：1) MP_t^1 は統計的有意性を考慮せずに残余需要弾力性を指数化したものであり， MP_t^2 は 10%水準で非有意なものについては 0 とすることで残余需要弾力性を指数化したものである (4.2 参照).
- 2) ウィンドウ・サイズを 30 としたときの市場支配力指数を示す.

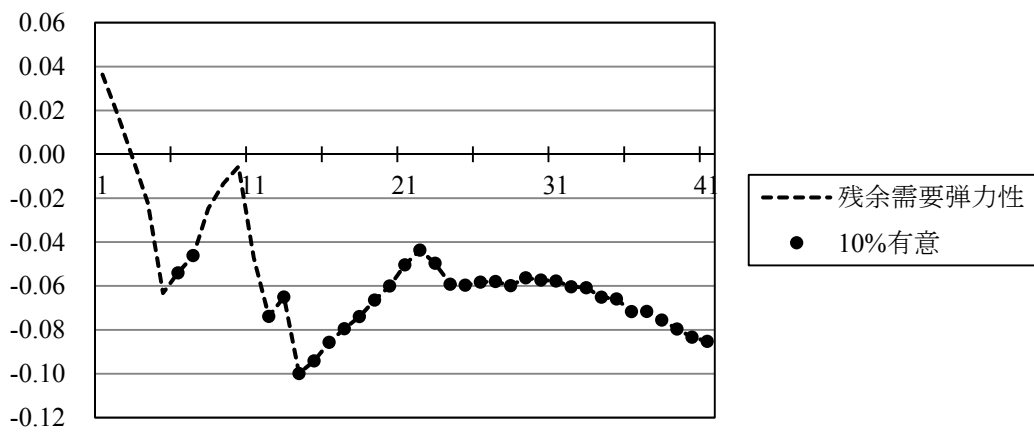
(a) 日本



(b) 米国



(c) メキシコ



(次ページへ続く)

(d) 輸入国平均

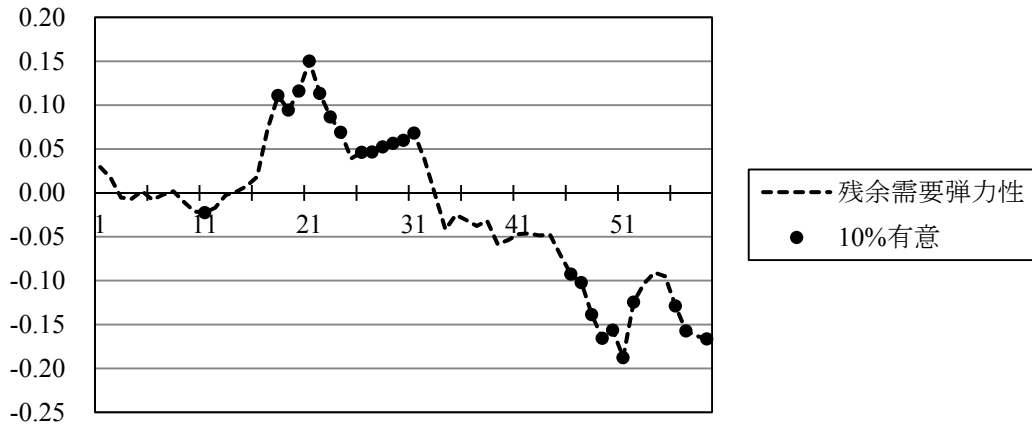
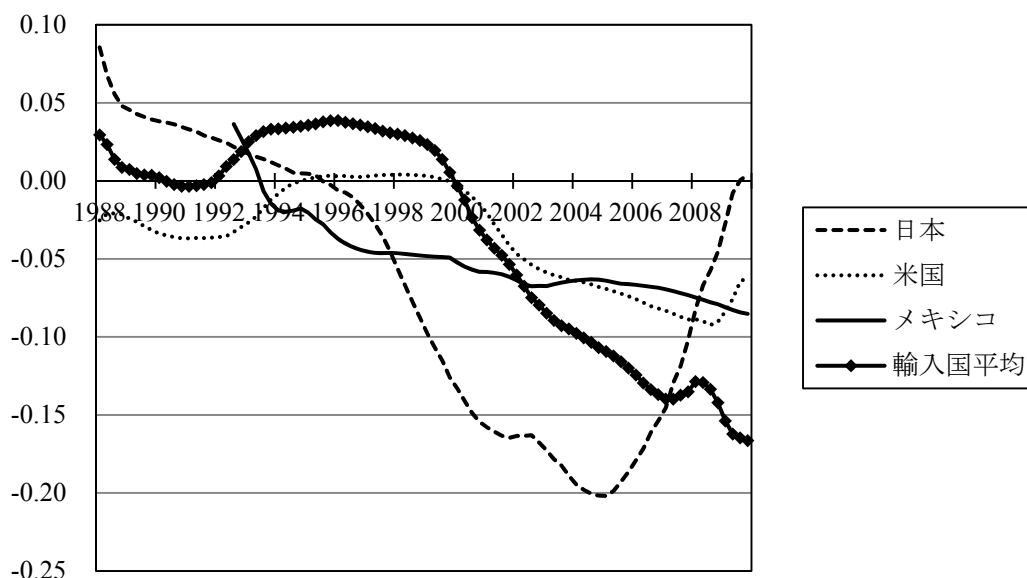


図 4-10 ローリング GMM (non-IV)推計による残余需要弾力性の変化

- 注：1) 破線は残余需要弾力性値を表し，その絶対値は輸出国の市場支配力の大きさを表す。
2) 黒丸は残余需要弾力性が 10%水準で統計的に有意であることを示す。
3) 横軸の数値は，メキシコについては 1 番目が 1992 年第 3 四半期から 1999 年第 4 四半期であり，
他は 1 番目が 1988 年第 1 四半期から 1995 年第 2 四半期である。

(a) MP_t^1



(b) MP_t^2

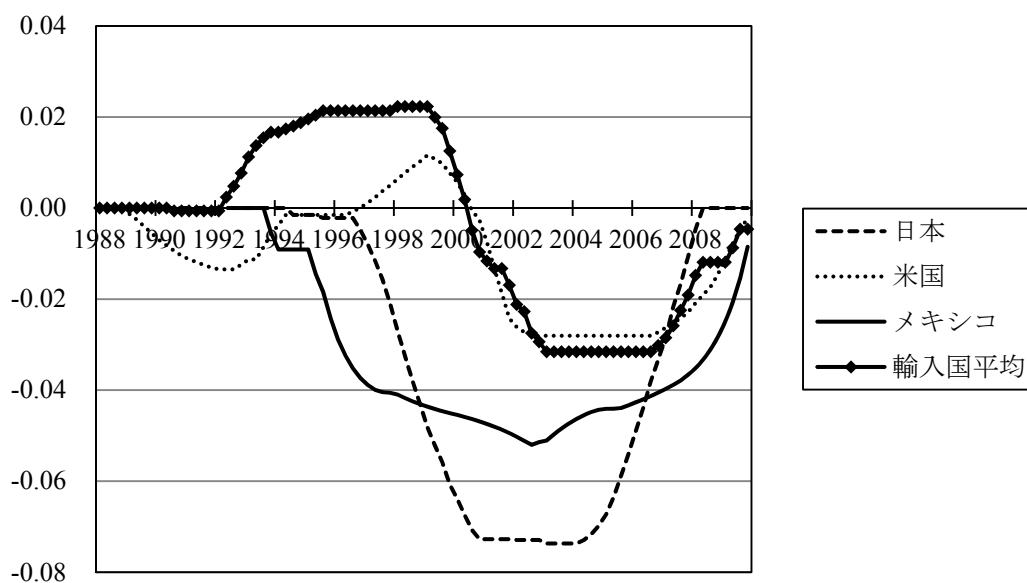


図 4-11 市場支配力指数（単一方程式モデル）

- 注：1) MP_t^1 は統計的有意性を考慮せずに残余需要弾力性を指数化したものであり， MP_t^2 は 10%水準で非有意なものについては 0 とすることで残余需要弾力性を指数化したものである（4.2 参照）。
- 2) ウィンドウ・サイズを 30 としたときの市場支配力指数を示す。

4.5.5 ウィンドウ・サイズの比較

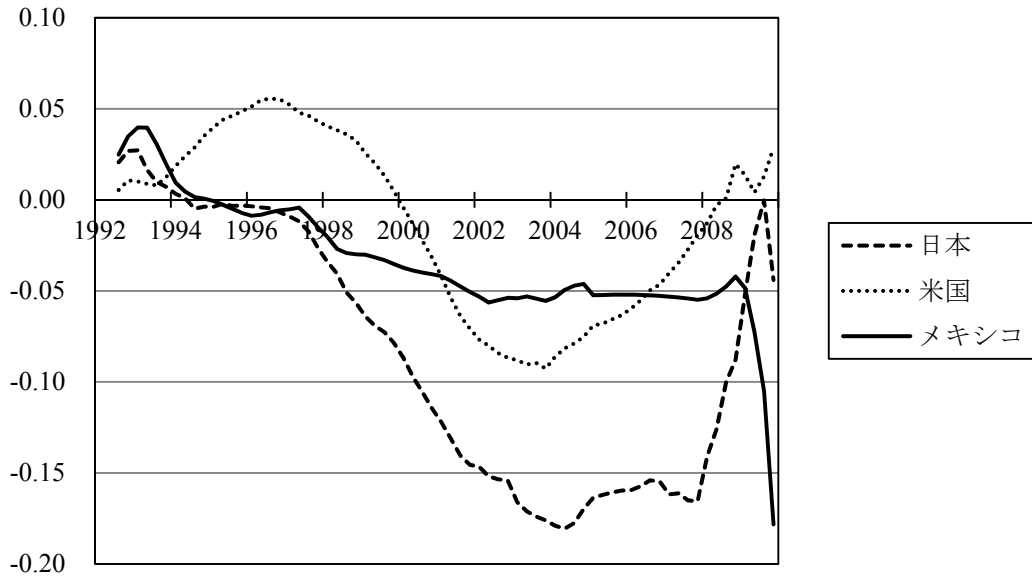
これまでの分析では、ウィンドウ・サイズを 30 とした。ここでは、ウィンドウ・サイズの違いが推計結果に与える影響について検討する。まず、ローリング SUR 推計について、ウィンドウ・サイズを 20 とした場合と、40 とした場合の市場支配力指数 (MP_t^1) を示したものが図 4-12 である。20 ウィンドウについては (図 4-12(a))、メキシコに関する残余需要弾力性が 2009 年に絶対値で大幅に増加している点以外は 30 ウィンドウの場合と同様の推移を示している。2009 年に弾力値が急増しているのは、最後のローリング推計において比較的大きな値が有意に得られたことによる。一方、40 ウィンドウについても (図 4-12(b))、30 ウィンドウの場合と概ね同様となっている。ただし、ウィンドウ・サイズが大きくなることで細部の動きを把握しきれないことが指摘できる。

次に、単一方程式モデルにおけるローリング GMM (non-IV) 推計の 20 ウィンドウと 40 ウィンドウの結果を比較する (図 4-13)。20 ウィンドウの場合 (図 4-13(a))、日本に関しては 1997 年以前の弾力値が正值であるが、30 ウィンドウの場合と比較して大きな値をとっている。ただし、ここでは示していないが、統計的有意性を考慮すると 0 に近い値となるため、重大な差異とはいえない。また、米国に関しては、2008 年以降弾力値が正值に転じている点で 30 ウィンドウの結果と異なる。しかし、図示してはいないが、 MP_t^2 の指数化によれば、いずれも 0 に収束しているため、この差異も大きなものであるとはいえない。メキシコについては、2009 年に弾力性の絶対値が大きくなっているが、これはローリング SUR 推計の場合と同様、ローリング推計の最後の推計において大きな値が有意に得られたことによる。輸入国平均に関しては、30 ウィンドウの結果にみられた 1992 年から 2000 年の正值はほぼ消滅しているが、1989 年までの正值が大きくなっている。これは、最初のローリング推計で比較的大きな値が得られたことの影響を受けたものであるといえる。2000 年以降の推移については、30 ウィンドウの結果と同様である。

40 ウィンドウについては (図 4-13(b))、米国の弾力値がすべての期間において負値となっている点を除けば、30 ウィンドウの結果と同様である。米国の弾力値が負値となったのは、ウィンドウ・サイズを大きくすることで正值をとった期間の影響が弱められたためであると考えられる。

以上の分析結果から、ウィンドウ・サイズによって残余需要弾力性の変化が顕著に異なることはないことが明らかとなった。また、同時方程式モデルと単一方程式モデルで結果は概ね同等であることも示された。

(a) ウィンドウ・サイズ : 20



(b) ウィンドウ・サイズ : 40

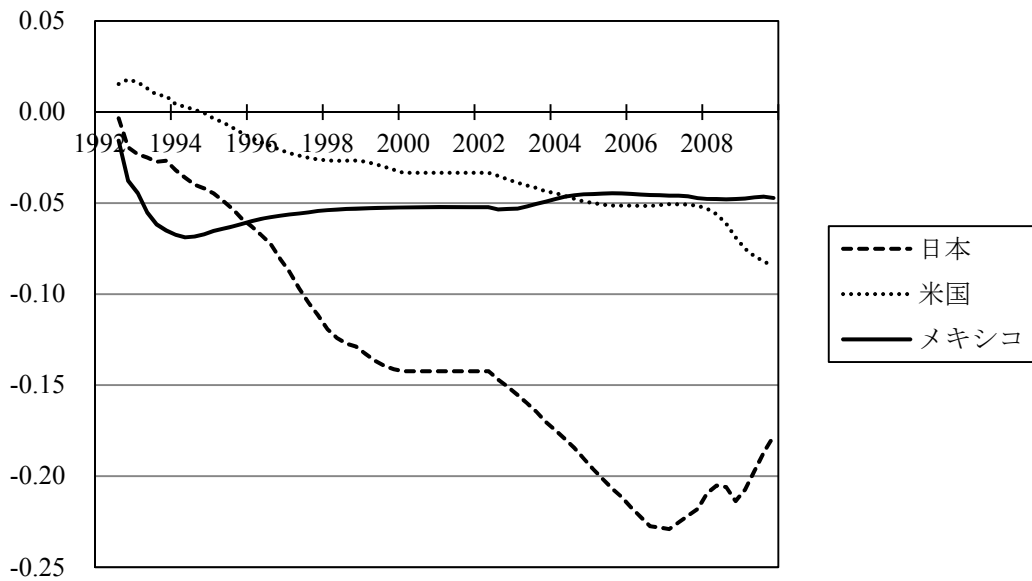
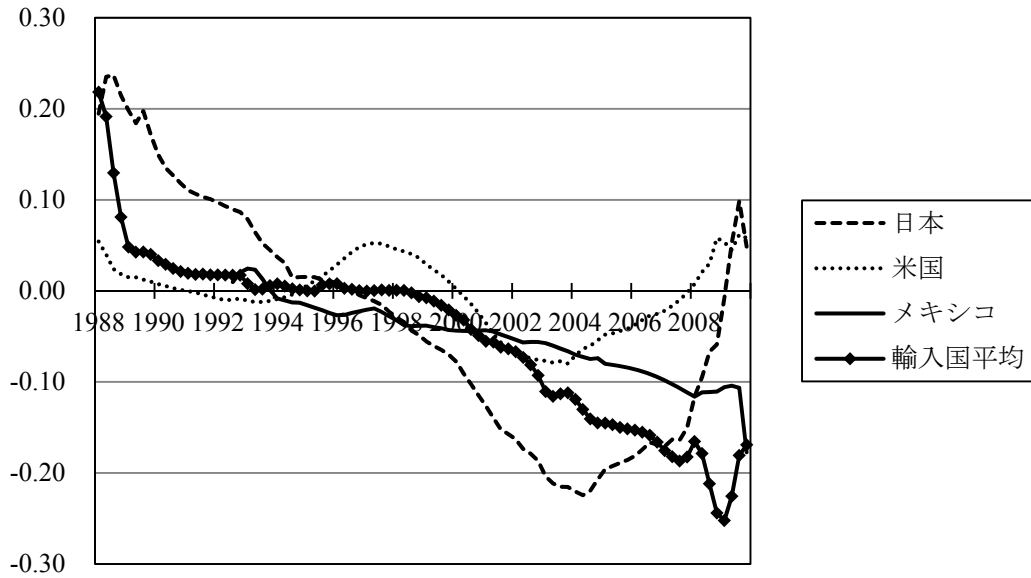


図 4-12 他のウィンドウ・サイズにおける市場支配力指数 (同時方程式モデル)

注: 統計的有意性を考慮せずに残余需要弾力性を指数化した MP_t^1 である.

(a) ウィンドウ・サイズ : 20



(b) ウィンドウ・サイズ : 40

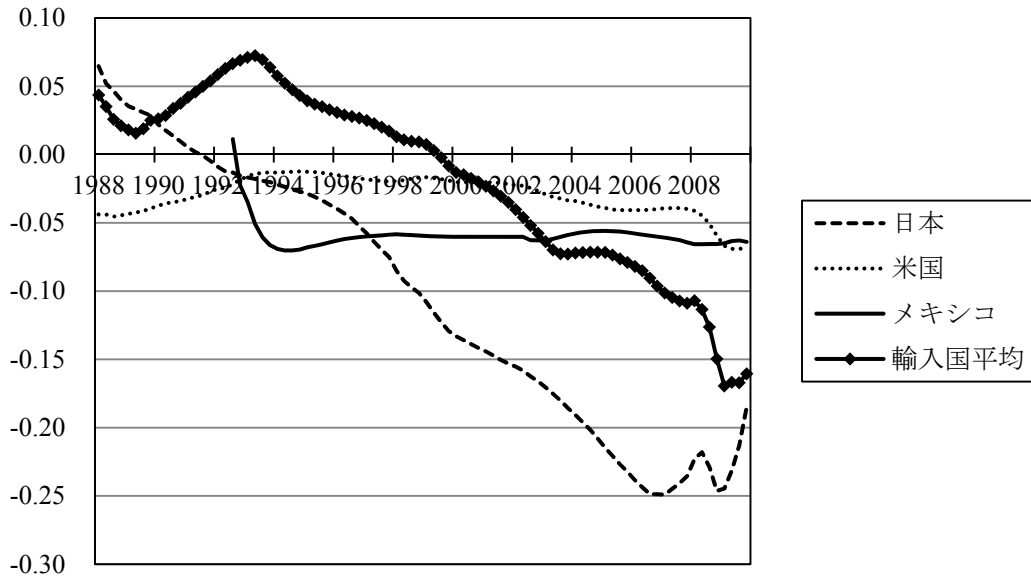


図 4-13 他のウィンドウ・サイズにおける市場支配力指数 (単一方程式モデル)

注: 統計的有意性を考慮せずに残余需要弾力性を指数化した MP_t^1 である.

4.5.6 小括

本節の分析結果から、市場支配力について明らかになったことは次の通りである。すなわち、輸入国平均では、カナダは菜種輸出において 2000 年以前には市場支配力を有していなかったが、2000 年以降は市場支配力を有するようになった¹¹²。日本に対しては、1990 年代後半から 2000 年代半ばにかけて市場支配力を有していた。また、メキシコに対しては、1990 年代半ば以降 2000 年代後半にかけて、より長期間にわたり市場支配力を有していたが、その大きさは日本ほどではなかった。一方、米国に対しては、2000 年から 2000 年代後半にかけて市場支配力を有していたといえるが、その大きさはメキシコより小さいものであった。

輸入国平均で 2000 年以降市場支配力を有していた理由として、中国やウクライナといった新興輸入国の輸入量増大による、輸入国間の競争激化が挙げられる。この点については、第 5 章で詳述する。なお、2007 年以降の食料価格高騰時の推計結果をみると、市場支配力指数 MP_t^1 ではカナダの市場支配力が増大しているようにみえるが、統計的有意性を踏まえた MP_t^2 では市場支配力が減少している。したがって、大豆と同様、近年の食料価格高騰と市場支配力の関連性は不明瞭である。

次に、日本に関する分析結果について検討する。日本は菜種の供給のほぼ全量を海外からの輸入に依存しており、そのうち約 87% をカナダからの輸入に依存している¹¹³。1990 年代中頃までは、日本が全輸入国に占める市場シェアは高く、特に EU 諸国の輸入量を除くと、その大半を日本が輸入していた。これは、日本のカナダ産菜種に対する需要がカナダの菜種産業発展に大きな役割を果たしていたことの証左でもある。しかし、上述の通り、1990 年代後半以降、中国等の新興国の輸入量が増加し、輸入市場に占める日本のシェアは低下した。したがって、輸入国同士の競争が激化したことで、カナダの日本に対する市場支配力は増大したと考えることができる。1990 年代半ば以降、日本のオーストラリアからの菜種輸入量も増加したが、オーストラリアにおける干ばつや基準値を上回るフェニトロチオンが検出されるという残留農薬問題等があり、そのシェアは 1988 年から 2009 年の平均で約 10%にとどまった。総サンプル推計の結果から、費用シフターの係数が正值で有意となっており、オーストラリアはカナダの市場支配力を制約する競合輸出国であることが示されたものの、絶対的な輸入量が上記の問題により増加しなかったため、オーストラリアからの輸入が実際にカナダの市場支配力を低下させることはなかったといえよう。このことは、日本にとってカナダ産菜種の差別化度が強く、日本の需要者の switching cost が高いことを反映していると考えられる。

メキシコも日本と同様、菜種供給の大宗を輸入に依存し、特にカナダに対する依存率は

¹¹² 輸入国平均の市場支配力は変動しており、主要輸出相手国に対する市場支配力も同様の動きを示しているため、大豆の場合と同様に、ある国に対する市場支配力が増加すると他国に対する市場支配力が減少するといった相補的な関係は見出せない。

¹¹³ 1988 年から 2009 年の平均。財務省貿易統計のデータより算出。

高い（約 83%¹¹⁴）。しかし、日本と比較するとカナダへの依存度は若干低くなっている。特に、1992 年以前はカナダから全く菜種を輸入しない年もあり、近年になってカナダへの依存度を高めたという背景もある。このことから、メキシコでは近年 *switching cost* が上昇していると考えられることもできる。また、EU 諸国を除くと、メキシコは従来日本に次ぐ菜種輸入国であったが、そのシェアは日本より低い（EU 以外の輸入国では、日本のシェアが約 53% であり、メキシコのシェアは約 15% である¹¹⁵）。よって、輸出国にとっては安定的に輸入を行う日本に対して市場支配力を行使する方が、新興輸入国に対して市場支配力を行使するよりも便益が高いと考えられる。以上の理由から、カナダのメキシコに対する市場支配力は、日本に対するそれよりも低くなっていると推察される。

一方、米国は菜種輸入のほぼ全量をカナダに依存している。しかし、米国は菜種の代替物である大豆の大生産国であり、最大の輸出国でもある。したがって、代替物の存在が、特に 1990 年代まで、カナダの米国に対する市場支配力の行使を困難にしていたと考えることができる。また、米国の大手穀物集荷業者がカナダの穀物市場にも参入しており、カナダから米国への穀物輸出は、企業内取引の側面を持っており、移転価格制（*transfer pricing*）を利用している場合もあると考えられる。また、米国の大手穀物集荷業者の中には、ADM や Cargill, Bunge 等のように、バイオ燃料等の生産のため搾油企業を所有するなど、川下産業の垂直統合を行っているものも多い。その場合、川上の穀物・油糧種子の調達において超過利潤を得る必要性は必ずしもない。以上の理由から、カナダは米国に対して市場支配力を有していなかったことが推察される。しかし、2000 年以降、こうした米国企業の一部がカナダの穀物輸出業務から撤退し、このことが、カナダの米国に対する市場支配力行使を可能にしたと考えることができる。

¹¹⁴ 1990 年から 2009 年の平均。UN Comtrade のデータより算出。

¹¹⁵ 1988 年から 2008 年の平均。FAOSTAT のデータより算出。

補論 B 米国の大豆輸出における市場支配力と価格伝達

一時系列モデルを用いて¹¹⁶

B.1 はじめに

4.4 では残余需要モデルを用いて米国の大豆輸出における市場支配力を推計した。この補論では、Lloyd et al. (2009)に基づき、輸出国である米国の市場支配力を組み込んだ、米国産大豆の輸出市場に関する構造方程式を展開する。Lloyd モデルの特徴は、市場支配力の理論モデルを価格伝達モデルにより推計し、市場支配力の有無と価格伝達をともに推計することができることである。

B.2 モデル

米国の大豆生産者および輸出業者、輸入国の 3 つの経済主体からなるモデルを考える。まず、輸入国の米国産大豆に対する需要関数を次式で表す。

$$Q_{ex} = f(P_{ex}, X_d) \quad (\text{B-1})$$

ただし、 Q_{ex} は米国の大豆輸出量（輸入量と等しい）、 P_{ex} は輸出価格（FOB（Free On Board, 本船渡し）価格）、 X_d は輸出需要に影響を及ぼす外生変数（需要シフター）である。また、米国の大豆生産者の輸出業者に対する逆供給関数を次式で表す。

$$P_{dm} = g(Q_{dm}, X_s) \quad (\text{B-2})$$

ただし、 P_{dm} は大豆の国内価格、 Q_{dm} は輸出向け供給量、 X_s は輸出供給に影響を及ぼす外生変数（供給シフター）である。ここで、簡単化のため、 $Q_{ex} = Q_{dm} = Q$ とする。すなわち、輸出向け供給量の全量が実際に輸出されるとし、減損はないものと仮定する。輸出企業 i の利潤関数は次式で表される。

$$\pi_i = P_{ex}(Q)Q_i - P_{dm}(Q)Q_i - C_i(Q_i) \quad (\text{B-3})$$

ここで、 C_i は流通費用等の、調達する原料（大豆）以外の費用を表す。つまり、輸出業者は国内の生産者から大豆を P_{dm} で購入し、流通費用等を負担しながら、輸出国に P_{ex} で販売する。(B-3)式より、企業の利潤最大化のための 1 階条件は、次式のように表される。

$$P_{ex} + Q_i \frac{\partial P_{ex}}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial Q_i} = \frac{\partial C_i}{\partial Q_i} + P_{dm} + Q_i \frac{\partial P_{dm}}{\partial Q} \frac{\partial Q}{\partial Q_i} \quad (\text{B-4})$$

¹¹⁶ 本稿は、中島（2011b）に依拠する。

次に, Lloyd et al. (2009)と同様, 次式のような線形の需要関数および逆供給関数を仮定する.

$$Q = a - bP_{ex} + cX_d \quad (\text{B-1}')$$

$$P_{dm} = d + eQ + fX_s \quad (\text{B-2}')$$

なお, $a, \dots, f > 0$ とする. ここで, (B-1'), (B-2')式を用いて(B-4)式を書き直すと, 次式を得る.

$$P_{ex} = \theta \left(e + \frac{1}{b} \right) Q + P_{dm} + M \quad (\text{B-4}')$$

ただし, $M = \partial C_i / \partial Q_i$ であり, θ は

$$\theta = \frac{1}{n} \sum_i^n \left(\frac{\partial Q}{\partial Q_i} \frac{Q_i}{Q} \right) \quad (\text{B-5})$$

を満たす. ここで, $(\partial Q / \partial Q_i)(Q_i / Q)$ は輸出企業*i*の推測変分弾力性 (conjectural elasticity) を表す. これは輸出企業*i*が自らの取扱量を1%変化させたとき, 米国の大豆輸出産業全体の取扱量が何%変化すると推測するかを意味し, 市場支配力の指標として用いられる. (B-5)式より, θ は推測変分弾力性の産業平均値を示し, $0 \leq \theta \leq 1$ を満たす(鈴木(2002:p.21)等を参照). $\theta = 0$ のとき, その産業は完全競争の状態にあり, 市場支配力は存在しない. 一方, $\theta = 1$ のとき, その産業が独占状態にあることを示し, 市場支配力が最大となる. なお, $0 < \theta < 1$ のときは, その産業は中程度の市場支配力を有し, 寡占的な状態にあることを示す.

(B-1'), (B-2'), (B-4')式より, 内生変数 P_{ex} , P_{dm} , Q について解が得られる. 一方, $P_{ex} - P_{dm}$ をマージンとすると, 得られた P_{ex} および P_{dm} から, マージンは次式のように表せる.

$$P_{ex} - P_{dm} = \frac{M + \theta[(a/b - d) + (c/b)X_d - fX_s]}{1 + \theta} \quad (\text{B-6})$$

(B-6)式で $\theta = 0$ のとき $P_{ex} - P_{dm} = M$ となり, 輸出価格と国内価格の差は流通にかかる限界費用のみで表される. すなわち, 完全競争で市場支配力が存在しないとき, マージンは流通にかかる限界費用と等しくなる. 一方, $\theta > 0$ のとき, すなわち, 市場支配力が存在するとき, (B-6)式の右辺には X_d や X_s の項が残る. すべてのパラメータは正であるから, 輸出需要を増大させるような外生的ショックはマージンを増加させ, X_s の増加はマージンを減少させる. 実証分析における(B-6)式の推計には, 次式のような推計モデルが考えられる.

$$P_{ex} = \beta_0 + \beta_1 P_{dm} + \beta_2 M + \beta_3 X_d + \beta_4 X_s + \varepsilon \quad (\text{B-7})$$

帰無仮説は市場支配力が存在しないこと ($H_0: \beta_3 = \beta_4 = 0$) である. 対立仮説は市場支配力が存在すること ($H_1: \beta_3 > 0 \wedge \beta_4 < 0$) である. なお, (B-6)式より, $\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$ が必要である.

B.3 実証分析

B.3.1 データ

米国産大豆の輸出価格 P_{ex} は、US No.1 大豆の輸出単価（FOB 価格）を用いた。US No.1 大豆は最も品質が高く、最も流通量が多い。データは USDA-FAS (Foreign Agricultural Service) の GATS (Global Agricultural Trade System) に依拠した。米国産大豆の国内価格 P_{dm} は、イリノイ州中北部における US No.1 大豆の農家への提示価格を用いた。イリノイ州は大豆の主要産地のひとつであること、イリノイ州シカゴには先物取引所があり、その先物価格は大豆価格の指標と考えられていること、大豆の輸出価格がこの先物価格を基準として決定されていること等から、同地域大豆価格は輸出用大豆の代表的な国内現物価格であると考えられる¹¹⁷。データは USDA-AMS (Agricultural Marketing Service) の LGMN (Livestock and Grain Market News) に依拠した。

一方、流通費用の限界費用 M は、Lloyd et al. (2009)にならい、 $M = M_f + kM_v$ として固定費用と可変費用に分けて考えた。可変費用に相当する M_v は、米国の賃金率指標を用いた¹¹⁸。データは IMF-IFS (International Financial Statistics) の US wage hourly earnings index である (2005 年を 100 とする)。

需要シフターについては、世界の経済成長の代理変数として、世界の粗鋼生産量を用いた。本来であれば、需要国の所得増加に関するデータが最適であると考えられるが、GDP データは通常月次データが利用不可能である¹¹⁹。粗鋼生産量は世界鉄鋼協会のデータを使用した。また、供給シフター X_s については、米国における大豆以外の主要農産物であるトウモロコシ価格を用いた。ここでは、USDA-ERS (Economic Research Service) の Feed Grain Database のデータにより、大豆と同様にトウモロコシの生産・集荷の中心地でもあるシカゴにおける市場価格とした。これは、米国の農家は大豆生産とトウモロコシ生産の比率を市場価格によって判断しているので、トウモロコシの市場価格が大豆の供給量に対して外生的に影響を与えると考えられるためである。

これらの変数は 1992 年 1 月から 2009 年 12 月までの月次データであり、サンプル数は 216 である。1992 年 1 月からとしたのは、 P_{dm} のデータが当月より利用可能であるためである。

¹¹⁷ 先物価格を用いないのは、時期によって取引される限月が異なり、それらは必ずしも期先価格とは一致しないことから、データ入手が困難になるとともに、データ整理が複雑化するためである。

¹¹⁸ Wohlgenant (2001)は、非農業部門の投入費用の大部分が労働に関することであるため、賃金率は流通費用の代理変数として適切であるとしている。

¹¹⁹ 本来は輸入国の所得や米国以外の輸出国の大豆価格、あるいは食肉消費量等が需要シフターとして適切であると考えられるが、所得や食肉消費量の月次データは利用不可能である。仮にこれらのデータを用いて全変数を四半期もしくは年次データに変換して分析を行った場合、サンプル数が少なくなり小サンプル・バイアスが発生するため、総サンプルを用いた推計や、期間区分によるサブ・サンプル推計の実施は困難である。本稿では、米国産大豆の主な輸入国が、中国、EU、日本、メキシコといった、一般的に宗教上食肉消費を制約されていないと考えられる国々であること、工業化による経済成長が所得や食肉消費量を増大させると考えられること、月次データが利用可能であることを踏まえ、粗鋼生産量を需要シフターとして用いた。

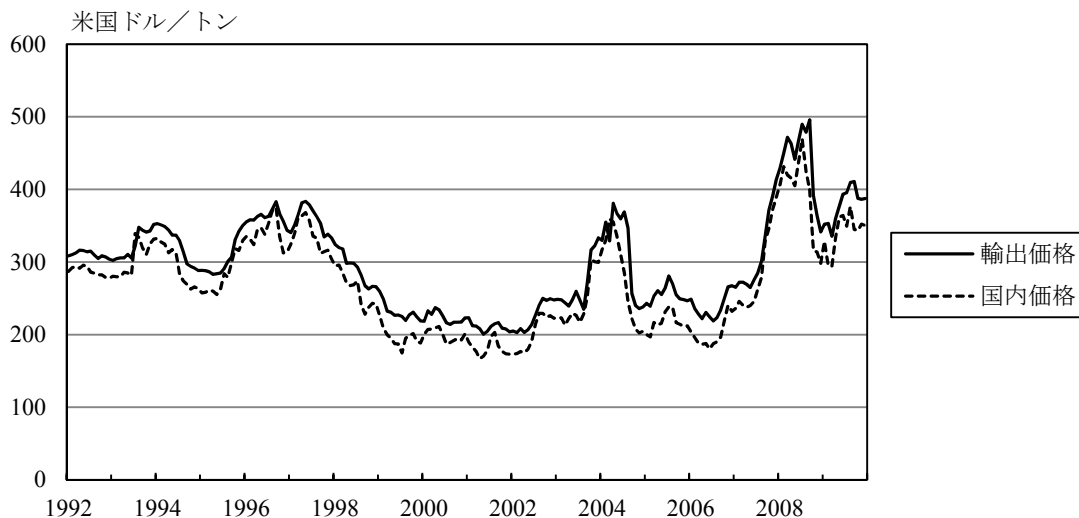


図 B-1 米国産大豆の国内価格および輸出価格

資料：USDA-FAS (GATS)およびUSDA-AMS (LGMN)

注：米国のCPIで実質化し、X12-ARIMA法による季節調整を行ったもの。

なお、 P_{ex} 、 P_{dm} 、 X_s については物価変動の影響を考慮し、米国の消費者物価指数（CPI，出所はIMF-IFS）を用いて実質化した。また、貸金率指数以外の変数については、潜在的な季節変動の存在を考慮し、季節調整済み系列を使用した¹²⁰。これらの調整を行った P_{ex} 、 P_{dm} を、図B-1に示す。

B.3.2 単位根検定

次に、各時系列データの定常性について、単位根検定により検定を行った。Granger and Newbold (1974)によれば、各変数が非定常過程である場合、(B-7)式をOLSで推計したときに、t値が過剰推計されるという見せかけの回帰の問題が生じる。ただし、各変数の1階差系列が定常過程（1階差定常過程，またはI(1)過程）であり、誤差項が定常過程（I(0)過程）であれば、それらの変数は共和分関係にあるといわれる。共和分検定の対象とする各変数がI(1)過程であるかどうかを検定する方法が単位根検定である。

本稿では、単位根検定にADF検定およびPP検定を用いた。検定結果を示した表B-1によると、両検定ともに、各変数のレベル系列では単位根過程にあるという帰無仮説を棄却できないが、1階差系列では同帰無仮説を1%水準で棄却できるという結論を得た¹²¹。その結果、各変数はI(1)過程であることが明らかとなった。

¹²⁰ 本稿における季節調整には、公官庁等で統計データの季節調整に幅広く採用されている、米国国勢調査局のX12-ARIMA季節調整法を使用した。各原系列に大きな季節変動は検出されなかったが、季節変動の推計結果への影響を考慮し、米国貸金率を除くすべての変数で季節調整済み系列を使用して以下の分析を行った。

¹²¹ ADF検定、PP検定ともに定数項を導入した式を推計した。なお、定数項およびトレンド項を導入した定式化や、定数項およびトレンド項を除外した定式化に基づく検定も行ったが、それらの検定結果から、第1表の検定結果と同様、各変数がI(1)過程であることが明らかとなった。

表 B-1 単位根検定結果

変数	ADF 検定		PP 検定	
	レベル系列	1 階差系列	レベル系列	1 階差系列
$P_{ex,t}$	-1.95 (1)	-11.36*** (0)	-2.01 (6)	-11.49*** (4)
$P_{dm,t}$	-2.18 (1)	-11.10*** (0)	-2.14 (6)	-11.13*** (2)
$M_{v,t}$	1.44 (12)	-3.75*** (11)	1.64 (8)	-20.24*** (3)
$X_{d,t}$	-0.33 (1)	-10.33*** (0)	-0.40 (6)	-10.43*** (3)
$X_{s,t}$	-2.67 (1)*	-10.39*** (0)	-2.49 (6)	-10.48*** (3)

注：1) 数値は各検定方法に基づく統計量を示す。

2) ()内の数値は、ADF 検定ではシュワルツの情報量規準 (Schwarz Information Criteria, SIC) に基づくラグ次数、PP 検定では Bartlett kernel を用いた Newey-West のバンド幅を表す。

3) ***, **, *は、MacKinnon (1996)に基づき、それぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

4) ADF 検定、PP 検定ともに定数項を導入した式を推計した。

B.3.3 実証モデル

これらの変数が共和分関係にあるかどうかを確認するため、共和分検定を行う。共和分検定の代表的なものに Engle and Granger による 2 段階法と、Johansen による共和分検定がある。本稿では、扱う変数が 5 つであるため、共和分方程式が 2 つ以上存在する可能性を考慮し、Johansen の共和分検定を用いる。以下、Johansen and Juselius (1990)や羽森 (2000) に基づき、Johansen の共和分検定法について概括する。まず、次のベクトル自己回帰 (Vector Autoregressive, VAR) モデルを考える。

$$\mathbf{y}_t = \Phi_1 \mathbf{y}_{t-1} + \Phi_2 \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \Phi_p \mathbf{y}_{t-p} + \Psi \mathbf{x}_t + \varepsilon_t \quad (\text{B-8})$$

ただし、 \mathbf{y}_t は $m \times 1$ の I(1)過程の変数ベクトルであり、 \mathbf{x}_t は $q \times 1$ の外生変数あるいは定数項、トレンド項からなるベクトル、 Φ や Ψ は係数行列である。また、 ε_t は正規分布に従い同一分布する (normally and identically distributed, n.i.d.) 攪乱項で、平均が 0、分散共分散行列が Σ (非直交行列) である。この VAR モデルは次式のように書き直すことができる。

$$\Delta \mathbf{y}_t = \Pi \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{y}_{t-i} + \Psi \mathbf{x}_t + \varepsilon_t \quad (\text{B-9})$$

ここで、 $\Pi = \Phi_1 + \Phi_2 + \dots + \Phi_p - \mathbf{I}$ 、 $\Gamma_i = -(\Phi_{i+1} + \Phi_{i+2} + \dots + \Phi_p)$ である。グレンジャーの表現定理によると、 Π のランクが $r (< m)$ であるならば、 $\Pi = \alpha \beta'$ かつ $\beta' \mathbf{y}_t$ が I(0)過程であるような、ランクが r である $m \times r$ 行列 α および β が存在する。 r は共和分関係の数を表し、 β は共和分ベクトルの行列、 α は調整係数行列と呼ばれる。(B-9)式はベクトル誤差修正モデル (Vector Error Correction Model, VECM) と呼ばれ、 $\beta' \mathbf{y}_{t-1}$ は誤差修正項と呼ばれる。

Lloyd et al. (2009)では、I(1)過程の変数を用いた(B-7)式の推計を、(B-9)式の推計により行う。つまり、(B-9)式の VECM 推計で得られた共和分ベクトルを、(B-7)式のパラメータとすることで、市場支配力の検定が可能となる。

表 B-2 共和分検定結果

	Trace	5% c.v.	Max-eigenvalue	5% c.v.	Eigenvalues
$r = 0$	117.49***	69.82	74.53***	33.88	0.295
$r = 1$	42.97	47.86	22.58	27.58	0.101
$r = 2$	20.39	29.80	11.78	21.13	0.054
$r = 3$	8.61	15.49	7.09	14.26	0.033
$r = 4$	1.53	3.84	1.53	3.84	0.007

注：1) r は共和分行列のランクを、Trace は共和分ランクのトレース検定の統計量を、5% c.v.は5%水準の棄却限界値を、Max-eigenvalue は共和分ランクの最大固有値検定の統計量を、Eigenvalues は固有値を表す。

2) 棄却限界値は MacKinnon et al. (1999)に基づく。

3) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

B.3.4 分析結果

共和分検定を行うにあたり、(B-8)式の VAR モデルによりラグ次数 p を決定した。ここでは、赤池情報量規準 (Akaike Information Criteria, AIC) や Hannan-Quinn 情報量規準 (HQIC) により最適と判断された 2 次のラグを採用する。これをもとに(B-9)式の共和分検定を行った結果、1 個の共和分ベクトルが存在することが明らかとなった (表 B-2) ¹²²。

共和分検定の結果から、 α および β を 5×1 のベクトルとして(B-9)式の VECM を推計した。ただし、 $y_t = [P_{ex,t}, P_{dm,t}, M_{v,t}, X_{d,t}, X_{s,t}]'$ 、 $\beta = [1, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4]'$ とした。ここで、 β_i ($i = 1, \dots, 4$) を(B-7)式のパラメータに相当させるため、 P_{ex} のパラメータを1に標準化した。

VECM の推計結果のうち、 β_i 、市場支配力の検定、および P_{ex} を被説明変数とした場合の調整係数 (α_1) を示したものが表 B-3 である。ここで、各行は異なる期間区分の推計結果を示している。すなわち、(A)は総サンプル期間、(B1)および(B2)は米国の市場シェアが50%を切った2002年の前後で区分したもの、(C1)および(C2)は穀物価格高騰の前後で区分したものである¹²³。

まず、(A)の推計結果によると、 β_i の符号条件はすべて満たされている。また、市場支配力の検定については、 $\beta_3 = \beta_4 = 0$ の帰無仮説が棄却できないことから、米国の輸出企業は1992年から2009年の大豆輸出において、輸入国に対して市場支配力を有していないことが

¹²² 誤差修正項には定数項を含め、トレンド項を含めない定式化を行った。これは、共和分方程式に定数項が含まれることを示すが、(B-7)式の推計を共和分方程式によって行うためである。また、VECMにも定数項を導入し、トレンド項を含めない定式化を行った。VECMに定数項を導入することは、変数のレベル系列に線形のトレンドがあると仮定していることを意味する。特に米国賃金率には明確な線形トレンドの存在が確認されたため、このような定式化に妥当性があると考えられる。

¹²³ 近年の穀物価格高騰は2007年後半以降の現象を指すことが多いと思われるが、図B-1によれば、2004年前後にも価格高騰を示す山があり、2004年以降のトレンドとして価格は上昇傾向であるとみることもできる。ここでは示していないが、名目ベースでは、1990年代と比較して、2004年頃から価格上昇トレンドはよりはっきりとしている。また、2007年後半から2009年末までを対象とした分析ではサンプル数が少ないため、小サンプル・バイアスをもたらす可能性がある。実際、推計を行ったところ、統計的に有意に符号条件を満たさない変数が存在し、調整係数もかなり大きい数値となった。また、Johansenの共和分検定によると、2本の共和分方程式が最適であるという結果が得られたため、Lloyd et al. (2009)の手法を用いることができなかった。以上の点を踏まえ、本研究では2004年以降を穀物価格高騰の時期として扱った。

示唆される¹²⁴.

しかしながら、18年間に市場支配力が変動したことも考えられるため、次に、期間を区分して同様の推計を行うことを試みた。期間区分の方法のひとつとして、構造変化の存在を統計的手法により検定する方法がある。本稿では、共和分方程式における長期均衡値からの乖離、すなわち、 $\beta'y_t$ の予測値の残差系列について、Bai and Perron (2003)による構造変化検定を行った。その結果、最適な構造変化数が0であることが示された。すなわち、統計的に構造変化はみられないとの結論を得た。したがって、1992年から2008年までの18年間に複数の期間に区分する統計的な理由はないといえる。

ただし、近年南米諸国の輸出量が増加し、米国の輸出シェアが2002年以降50%以下となったという国際大豆輸出市場の動向を踏まえ、1992年1月から2001年12月まで(B1)と2002年1月から2009年12月まで(B2)にサンプル期間を二分し、各期間について上記の方法と同様の推計を行った。市場支配力の検定結果から、(B1)では10%水準で $\beta_3 = \beta_4 = 0$ の帰無仮説が棄却された。このことは、米国の輸出企業が1992年から2001年の大豆輸出において、輸入国に対して市場支配力を有していたことを示している。一方、(B2)においては、同帰無仮説が棄却されないことから、2002年以降は市場支配力を有していなかったことを示唆している。統計的観点からは期間を二分することの正当性はないと考えられるが、このような市場支配力の変化は、米国の国際大豆輸出市場におけるシェア低下と関連があることがうかがえる。

また、近年の穀物価格高騰を踏まえ、(C1)と(C2)の期間区分による推計を行った。これは、穀物価格高騰により米国の輸出企業の市場支配力が増大したかどうかについて検討するためである。市場支配力の検定結果からは、(B1)と(B2)の区分と同様、期間前半においては $\beta_3 = \beta_4 = 0$ の帰無仮説が5%水準で棄却されたが、期間後半では同帰無仮説が棄却されなかった。したがって、穀物価格高騰が米国の輸出企業の市場支配力に与えた影響はないと考えられる。

次に、市場支配力の存在と価格伝達の関係について検討する。 β_1 に着目すると、市場支配力があると考えられる(B1)および(C1)の値は、市場支配力がないことが示唆される(A)、(B2)および(C2)の値と比較すると、小さくなっている。このことは、(B1)や(C1)において、国内価格の変化が輸出価格に伝達される程度が相対的に小さいことを意味する。すなわち、市場支配力が存在するとき、価格伝達度は相対的に小さくなることを示している。また、調整係数に着目すると、市場支配力があると考えられる(B1)および(C1)の値は、市場支配力がないことが示唆される(A)、(B2)および(C2)の値と比較すると、絶対値で小さくなっている。これは、市場支配力が存在するときの方が、長期均衡からの乖離に対する調整速度が遅いことを示している。こうした市場支配力と価格伝達の関係は、McCorrison et al. (2001)等の既存研究と整合的である。

¹²⁴ 市場支配力が存在しないことは第2種の過誤の有無について検定しなければ示すことはできない。これは一般的に市場支配力の推計に関する既存研究が見過ぎてきた点であり、検出力の導出も含め、今後検討されなくてはならない課題のひとつであると思われる。

表 B-3 VECM および市場支配力推計結果

期間区分	β_1	β_2	β_3	β_4	$\beta_3 = \beta_4 = 0$	α_1
(A) 1992.1– 2009.12	1.004*** (0.021)	0.129 (0.166)	0.243** (0.115)	-0.006 (0.042)	0.802 [0.670]	-0.765*** (0.113)
(B1) 1992.1– 2001.12	0.956*** (0.022)	0.323 (0.280)	-0.431 (0.337)	0.023 (0.033)	4.810* [0.090]	-0.358** (0.145)
(B2) 2002.1– 2009.12	1.007*** (0.034)	0.801* (0.417)	0.090 (0.159)	-0.063 (0.080)	0.040 [0.980]	-1.030*** (0.194)
(C1) 1992.1– 2003.12	0.983*** (0.025)	0.268 (0.306)	-0.223 (0.338)	-0.004 (0.036)	6.258** [0.044]	-0.490*** (0.142)
(C2) 2004.1– 2009.12	1.003*** (0.044)	0.897* (0.455)	0.122 (0.222)	-0.059 (0.118)	0.199 [0.905]	-1.070*** (0.228)

注：1) 上段の数値は、 β_1 から β_4 および α_1 はパラメータを、 $\beta_3 = \beta_4 = 0$ は尤度比検定に基づく統計量を表す。なお、 α_1 は P_{ex} を被説明変数とした場合の調整係数を表す。

2) () 内の数値は標準誤差，[] 内の数値はp値を表す。

3) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

B.4 小括

本稿では、米国の輸出企業の大豆輸出における市場支配力の存在と価格伝達について実証分析を行った。理論モデルはLloyd et al. (2009)に基づき、米国大豆の国内価格と輸出価格の差額に流通費用以外の要素として市場支配力を明示的に組み込む定式化をした。実証分析では、時系列データの定常性に関する検定を踏まえ、VECMに組み込まれた共和分方程式により市場支配力の有無を推計した。

分析結果から、米国の輸出企業は、1992年から2000年代前半の大豆輸出において、輸入国に対し市場支配力を有していたが、それ以降は市場支配力を有していなかったことが示唆される。米国穀物輸出産業の寡占化の進展や、穀物価格高騰により、輸出企業は大豆輸出において市場支配力を有した、あるいは強めたという主張も考えられるが、実証分析結果はこの主張をサポートしていない。これは、国際大豆輸出市場における米国のシェアが低下し、国際的に厳しい競争環境に置かれたことで、輸出産業が次第に市場支配力を失っていったことを示している。産業組織論の文脈では、当該産業における市場支配力は当該産業の市場構造の影響を受けると考えられるが、当該産業が輸出産業のように国際的競争に直面している場合、国外の同様の産業との競争も踏まえなければならないことを示唆している。

このように、本稿は、国際大豆市場における不完全競争や市場支配力の実証分析において、市場支配力の推計に価格伝達の推計を適用するとともに、市場支配力と価格伝達の関連性について明らかにした。また、市場支配力と価格伝達の関連性については、市場支配力の存在により価格伝達度が低下するという既存研究と整合的な結論が得られた。さらに、市場支配力やその価格伝達との関連性に関する分析において国際市場の視点を導入し、これまでの国内流通過程を対象とする分析では得られない含意を得た。

しかしながら、本稿で扱った理論モデルは、市場支配力の有無を推計することはできるが、その程度を計測することはできない。また、本稿は、非定常時系列データの存在により理論モデルを直接的に推計したわけではない。さらに、データの利用可能性の問題から、需要シフターとして所得等の直接的な変数を用いることができなかった。これらの克服は今後の研究課題である。

第5章 植物油脂原料の国際市場構造と 市場成果の比較分析

これまでの価格伝達研究においては、価格伝達と不完全競争との関連性について、産業組織論分析を行う研究が存在する（1.1 参照）。また、3.1 で論じたように、非対称価格伝達の要因のひとつとして、不完全競争による市場支配力の存在が挙げられている。さらに、4.1 で示したように、古典的な産業組織論研究では、市場構造と市場成果の関連性が分析されてきた。本章では、第2章から第4章の分析結果を比較分析することで、植物油脂原料の国際市場における市場構造と市場成果の関連性について検討する。その際、市場構造については、輸出国や輸入国の集中度としての国際市場構造や、輸出国内の輸出産業に関する市場構造を対象とする。また、ここで市場成果とは、非対称価格伝達および市場支配力の程度を指すこととする¹²⁵。以下、5.1 では市場構造と非対称価格伝達、5.2 では市場構造と市場支配力、5.3 では非対称価格伝達と市場支配力の関連性について分析を行う。

5.1 市場構造と非対称価格伝達

5.1.1 パーム油

2.2 で議論した、パーム油の国際市場における市場構造に関する分析結果は次の通りである。まず、パーム油の輸出市場はインドネシアおよびマレーシアによる複占構造となっており、HHI も高い。また、パーム原油の輸出においてはインドネシアが70%以上の市場シェアを有しており、パーム精油の輸出においてはマレーシアが60%近い市場シェアを保持するなど、製品差別化を考慮した場合の個々の市場は高度に寡占的である。一方、パーム油の各輸入国の市場シェアは、他の植物油脂原料と比較して低く、HHI も低い値にとどまっている。

輸出国の国内市場に関しては、マレーシアにおいて5つの企業グループが輸出市場シェアの大半を占めており、高度な寡占産業となっていることが示された。また、インドネシ

¹²⁵ 非対称価格伝達を市場行動と捉える考え方もあり得る。ただし、その場合、古典的産業組織論によれば、市場行動が市場成果を決定するとされるため、非対称価格伝達は市場支配力の要因（のひとつ）ということになる。一方で、市場支配力が存在することで非対称価格伝達が生じると考えることも合理的であり、非対称価格伝達の研究においては、非対称価格伝達の要因のひとつとして市場支配力の存在が挙げられている（Meyer and von Cramon-Taubadel, 2004）。また、市場支配力が価格費用マージンで表され、市場成果と考えられている以上、非対称価格伝達も市場成果として扱うことには妥当性があると考えられる。非対称価格伝達と市場支配力の因果関係に関する理論研究および実証研究は、今後の研究課題である。

アにおいても、巨大な企業グループがパーム油の輸出を行っていることが示されたが、パーム精油の輸出産業の方がパーム原油の輸出産業と比較して集中度が高く、寡占的であることが指摘された。

一方、3.3の非対称価格伝達の実証分析によると、インドネシアのパーム原油輸出において、非対称性の検定条件を満たすすべての国および輸入国平均について、負の非対称価格伝達が発見された。また、パーム精油輸出においては、多くの輸入国に対する輸出価格と国内価格が共和分関係になく、オランダについてのみ負の非対称価格伝達が発見された。一方、マレーシアのパーム原油およびパーム精油輸出においては、多くの国について正の非対称価格伝達が発見され、負の非対称価格伝達は発見されなかった。以上の分析結果から、インドネシアのパーム原油輸出においては、輸入国の超過利潤が蓄積されるような価格伝達が存在し、パーム精油の輸出においても、オランダの超過利潤となる価格伝達が存在する一方、マレーシアのパーム油輸出においては、マレーシアの超過利潤が蓄積されるような価格伝達が存在することが明らかとなった。

非対称性の検定ができないものについては、市場構造と比較することができないが、非対称性の検定条件を満たすものについては、次のような市場構造との関連性がうかがえる。まず、マレーシアに関して多くの国で正の非対称価格伝達が発見されたことは、マレーシアにおける寡占的な輸出産業の存在や、世界の輸出市場におけるマレーシアの市場シェアの高さと関連性があると考えられる。また、輸入市場においても、パーム精油の輸出相手国は非常に多く、輸入国同士の競争が激しいことが予想される。なお、マレーシア産パーム原油は相対的に輸出量が少ないが、特に2000年以降EUにおけるバイオ燃料需要の増大により、従来のインドネシアに加えマレーシアからもパーム原油を調達する必要性が生じたため、輸入国は価格交渉力を持つことが困難であったと推察される。以上のことが、マレーシアに超過利潤をもたらすような価格伝達が存在する理由として市場構造の観点から考えられることである。

一方、インドネシアのパーム原油輸出において、インドネシアの輸出企業が超過利潤を有する価格伝達とならないのは、世界のパーム原油輸出における市場シェアが高い一方で、インドネシア国内の輸出産業の集中度が相対的に低いことと関連があることを示唆している。すなわち、インドネシアの輸出企業はパーム原油の輸出に際し、国際的な競争よりもむしろ国内の輸出企業同士の競争に直面し、輸入国に対し価格交渉力を持つことが困難になっていると考えられる。また、輸出相手国はオランダやインド、マレーシア等であり、パーム精油と比較して少数の国が高いシェアを持っていることから、輸入国の集中度が相対的に高い。さらに、これらの輸入国においては、CargillやADMといった大規模多国籍穀物流通企業が取引に参加する等、輸入企業も大規模である。こうしたことが、市場構造の視点から、インドネシアのパーム原油輸出において、負の非対称価格伝達が存在する理由として考えられることである。

5.1.2 大豆

大豆の国際市場における市場構造は、2.3 で検討した。その結果、米国が世界の大豆輸出市場において最大の市場シェアを保持しており、1960年代には約90%と高かったが、1970年代以降、ブラジルやアルゼンチンの輸出開始により米国の市場シェアは低下し、特に1990年代後半以降のブラジルの輸出急増により、近年では40%代にまで低下した。輸出国の集中度は米国のシェアと同様の推移を示し、近年にかけて減少傾向にあるものの、依然として0.3程度の高い数値を保持している。一方、大豆輸入国のHHIは低い水準で推移していたが、1990年代末以降の中国による輸入急増により増加し、今日では0.3を超える値になっている。なお、米国の輸出相手国の集中度に関しても同様の傾向がみられる。

また、米国内の輸出産業は穀物メジャーと呼ばれる大規模穀物集荷企業により担われ、高度な寡占構造となっているが、1990年代後半以降さらに寡占化が進展したとされる。

一方、非対称価格伝達の実証分析は3.4で行われ、ローリング TAR 推計結果から、1960年代から1970年代にかけて正の非対称価格伝達が検出されたが、1970年代前半以降、非対称性は減少し、1970年代末から1980年代後半までは負の非対称価格伝達が検出された。その後、1990年代前半に一時正の非対称価格伝達がみられたが、1990年代後半以降再び負の非対称価格伝達となり、2000年代前半以降はその非対称性が強くなっている。

世界の大豆輸出市場における米国の市場シェアと米国の輸出相手国のHHI、米国産大豆に関する輸入国平均の非対称価格伝達指数を示したものが図5-1である。これによると、1970年代前半以降の米国の市場シェア減少と正の非対称性の減少および負の非対称価格伝達の検出、1990年代前半の米国シェアの一時的回復と正の非対称価格伝達への回帰、1990年代後半以降の米国シェアの減少と負の非対称価格伝達の検出およびその非対称性の増大、輸入国HHIの増加が、それぞれ対応しているといえる。つまり、米国が国際市場で独占的立場にあるときは正の非対称価格伝達となり、米国が輸入国に対して超過利潤を蓄積するような価格伝達が検出されたが、米国の市場シェアが減少するにつれ、価格伝達は対称的なものから負の非対称へと変化し、さらに、輸入国の集中度が増大することで、輸入国が輸出国に対し超過利潤を享受するような価格伝達となるという関係がうかがえる。

これらの指数の相関係数を計測したところ、米国シェアと非対称価格伝達指数の相関係数は0.694となり、相関係数が0であるという帰無仮説は1%水準で棄却された。また、輸入国（米国の輸出相手国）HHIと非対称価格伝達指数の相関係数は-0.272であり、同仮説は10%水準で棄却されている。なお、世界の大豆輸出国のHHIと非対称価格伝達指数の相関係数は0.718となり、帰無仮説は1%水準で棄却された。また、世界の大豆輸入国のHHIと非対称価格伝達指数の相関係数は-0.217となり、同仮説は棄却されなかった¹²⁶。

以上の分析結果から、市場構造と非対称価格伝達に関連性があることが示された。特に、

¹²⁶ さらに、非対称価格伝達指数を APT_t^2 としたところ、この指数と米国シェアの相関係数は0.801、輸入国HHIについては-0.649、世界の大豆輸出国HHIについては0.704、世界の大豆輸入国HHIについては-0.678となり、いずれも1%水準で有意となった。

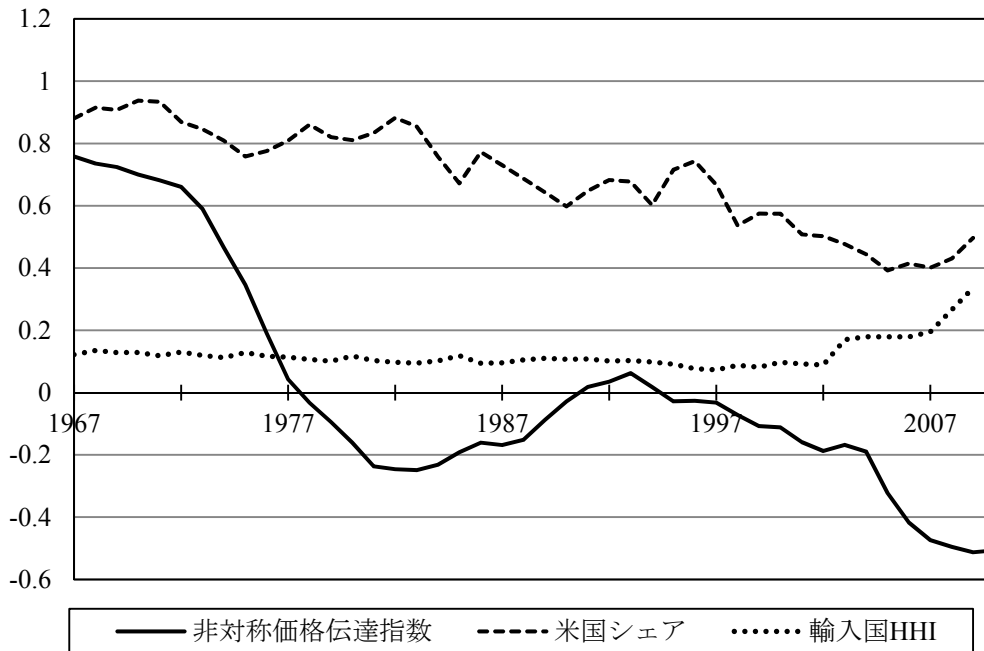


図 5-1 集中度指標と非対称価格伝達指数（大豆）

- 注：1) 非対称価格伝達指数は、米国産大豆の国内価格から輸入国平均の輸出価格への価格伝達について、ウィンドウ・サイズを 100 とするローリング TAR 推計を行い、その結果を用いて APT_t^1 を計測し、それを年次データに変換（単純集計）したものである。
- 2) 米国シェアは、世界の大豆輸出に占める米国の市場シェアを表す（資料：FAOSTAT）。
- 3) 輸入国 HHI は、米国の大豆輸出相手国の各シェアをもとに計算したハーフィンダール指数である（資料：USDA-GATS）。

輸出国の市場構造と非対称価格伝達の関連性が強いことが判明した。なお、第 2 章で示したように、米国における輸出企業は近年にかけて寡占化が進展してきたことから、米国内の市場構造と非対称価格伝達に関連するとすれば、正の非対称性が増大するはずである。しかし、実際には非対称性は正から負へ変化し、近年では負の非対称性が増大しているため、米国内の市場構造との関連性は低いと考えられる。ブラジルやアルゼンチンの輸出量が増大し、米国の輸出企業は南米産大豆との競争を迫られることとなった。このことが、輸入国平均でみた場合、米国が超過損失を拡大するような価格伝達が存在する要因として考えられる。

また、国際市場における市場構造についても、輸出国の市場構造のみならず、輸入国（輸出相手国）の市場構造も非対称価格伝達と関連性があることが示された。このことは、輸入国の市場構造をも考慮した、双方寡占モデルの適用可能性を示唆するものである。

5.1.3 菜種

菜種の市場構造については、2.4 で分析を行った。その結果、カナダと EU で世界の菜種

輸出量の約8割を占めているが、EUについてはその大半がEU域内への輸出であるため、EU以外の輸入国は概ねカナダから菜種を輸入しており、その点でカナダの独占的ともいえる市場が形成されていることが明らかとなった。輸出国の集中度も、1960年代および1980年代以降は0.2から0.3とほぼ一定の水準で推移しており、EUの輸出を除外すれば集中度は大幅に高くなると考えられることから、EU域外の菜種流通においては、高度な寡占市場が形成されているといえる。一方、輸入国については、1980年代以前は日本がEU域外で大きな市場シェアを有しており、輸入国の集中度も高いものであった。しかし、1990年代、特に同年代後半以降、メキシコや中国の輸入量が増加したことで集中度は減少し、今日では0.1前後となっている。

また、カナダにおける穀物流通は、米国と同様、大規模穀物集荷企業によって担われており、ターミナル・エレベータの保管容量でみた市場構造は高度に寡占的であり、特に、巨大企業 Viterra の誕生により2008年以降寡占化がさらに進行した。

一方、非対称価格伝達の実証分析によると(3.5)、輸入国平均では1980年代末以降正の非対称価格伝達を検出された。また、日本についても同様の結論が得られ、米国については1990年代末までは負の非対称価格伝達であったが、それ以降は正の非対称価格伝達へと変化したことが示された。なお、メキシコについては負の非対称価格伝達を検出されたが、近年にかけて非対称性が弱まってきており、ごく最近では正の非対称価格伝達もみられた。

世界の菜種輸出市場におけるカナダの市場シェアと輸入国のHHI、カナダ産菜種に関する輸入国平均の非対称価格伝達指数を示したものが図5-2である。これによると、安定的に高水準にあるカナダの市場シェアと正の非対称価格伝達の関連性がうかがえる。つまり、カナダは国際市場で大きなシェアを保持することで、超過利潤を蓄積するような価格伝達となっていることを示唆するものである。また、2000年代前半以降、カナダの市場シェアは増大傾向にあり、非対称性も増大傾向にあることから、当該期間に輸出国の集中度と正の方向への非対称性の増大が関連していることが示唆される。また、1990年代末以降、輸入国HHIが減少した一方で、非対称価格伝達指数は上昇している。よって、輸入国の集中度が低下したことで、正の非対称性の増大(カナダの超過利潤の増大)に、関連性があると考えられる。

これらの指数同士の相関係数を計測した結果、カナダの市場シェアと非対称価格伝達指数の相関係数は-0.031となり、相関係数が0であるという帰無仮説は棄却されなかった。一方、輸入国HHIと非対称価格伝達指数の相関係数は-0.556であり、同仮説は1%水準で棄却された。したがって、輸入国の集中度の低下と非対称価格伝達指数の上昇には強い関連性があることが明らかとなった。なお、カナダの市場シェアと非対称価格伝達指数の相関係数の結果から、これらの指数には連動性はみられないものの、高いカナダの市場シェアと正の非対称価格伝達の対応関係自体は成立しているといえる¹²⁷。

¹²⁷ 輸出国のHHIと非対称価格伝達指数の相関係数は-0.389となり、10%水準で有意となった。また、カナダの輸出相手国のHHIと非対称価格伝達指数の相関係数は-0.340となり、これは相関係数が0であると

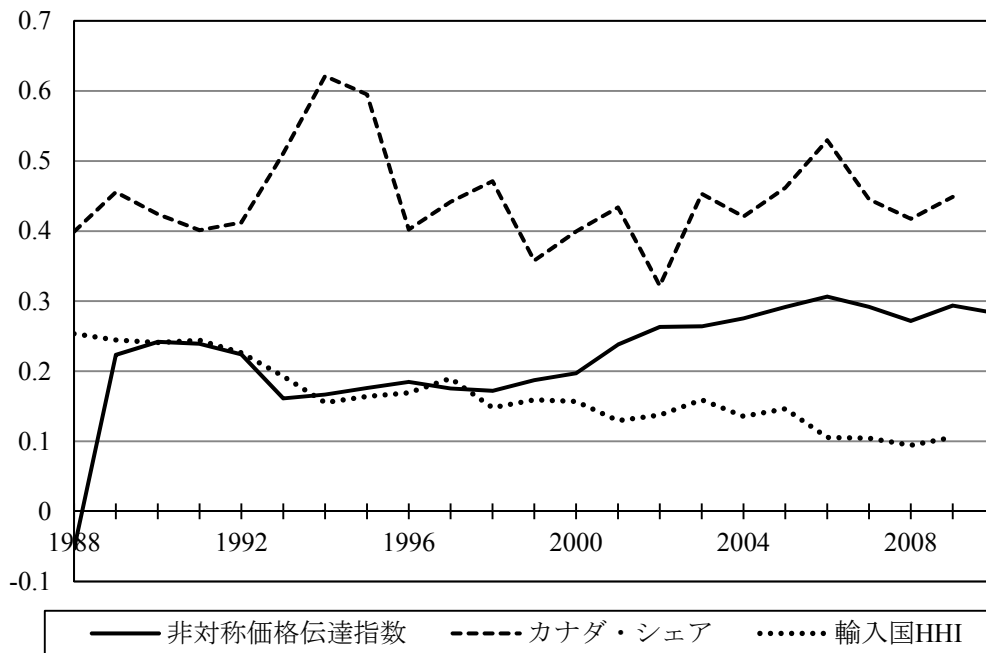


図 5-2 集中度指標と非対称価格伝達指数（菜種）

- 注：1) 非対称価格伝達指数は、カナダ産菜種の国内価格から輸入国平均の輸出価格への価格伝達について、ウィンドウ・サイズを 100 とするローリング TAR 推計を行い、その結果を用いて APT_t^i を計測し、それを年次データに変換（単純集計）したものである。
- 2) カナダ・シェアは、世界の菜種輸出国に占めるカナダの市場シェアを表す（資料：FAOSTAT）。
- 3) 輸入国 HHI は、世界の菜種輸入国の各輸入量をもとに計算したハーフィンダール指数である（資料：FAOSTAT）。

以上の分析結果から、輸入国の集中度と非対称価格伝達の変化に関連性があることが示された。また、輸出市場におけるカナダのシェアと非対称価格伝達の符号も対応関係があることが明らかとなった。なお、カナダ国内の市場構造については、概ね安定的に推移していたことから、非対称価格伝達との関連性は明確ではない。ただし、輸入国平均やメキシコの非対称価格伝達指数は 2008 年に上昇局面がみられることから、国内市場構造と関連性があることもうかがえる。一方で、日本や米国においては、2008 年以降、非対称性が減少していることから、輸出産業の市場構造との関連性は低いと思われる。しかしながら、高度に寡占的な輸出産業と正の非対称価格伝達の対応関係自体は認められるといえるだろう。

いう帰無仮説を棄却できなかった。

5.2 市場構造と市場支配力

5.2.1 パーム油

インドネシアおよびマレーシアのパーム油輸出における市場支配力は、4.3において議論された。そこでは、インドネシアはパーム原油輸出において、インドを除く主要輸出相手国に対し、また、輸入国平均で、市場支配力を有さないことが示された。しかし、パーム精油の輸出においては、オランダや中国、日本に対して市場支配力を有しているほか、輸入国平均でも市場支配力を有していることが明らかとなった。一方、マレーシアはパーム原油およびパーム精油の輸出において、複数の輸出相手国に対して市場支配力を持つほか、輸入国平均でも市場支配力を持っていた。さらに、インドネシアのパーム油輸出における市場支配力よりも、マレーシアのパーム原油輸出における市場支配力の方が残余需要弾力性の絶対値が大きく、マレーシアはパーム原油よりもパーム精油の輸出において、より大きな市場支配力を有していることが示された。

他方、2.2の分析結果より、国際市場では輸出国の集中度が高く、インドネシアとマレーシアの複占ともいえる高度な寡占構造となっているが、その一方で、数多くの輸入国がパーム油を輸入しており、輸入国の集中度は低いことが示された。また、輸出国の国内市場については、インドネシアのパーム精油やマレーシアのパーム原油、マレーシアのパーム精油の輸出産業は高度な寡占構造を示しているが、インドネシアのパーム原油輸出産業の集中度は相対的に低いことが指摘された。

したがって、このような市場構造の違いが、市場支配力の違いを生み出していると考えられることができる。すなわち、インドネシアのパーム原油輸出においては、輸出産業の集中度が相対的に低く競争的であるため、インドネシアは市場支配力を行使することができない。しかし、インドネシアのパーム精油やマレーシアのパーム原油、パーム精油の輸出においては、輸出産業の集中度が高いため、輸出国が市場支配力を行使することが可能となっている、というものである。市場支配力は市場構造のみから説明されるわけではないが、市場支配力の要因を市場構造の観点から検討すると、上記のような説明が可能であると考えられる。

5.2.2 大豆

米国の大豆輸出における市場支配力は、4.4において検討した。1993年以降を対象とした分析では、米国は輸入国平均に対してあまり市場支配力を有していないことが示された。一方で、日本やメキシコに対しては1990年代後半以降市場支配力を有していたことが明らかとなった。しかし、中国に対しては市場支配力を有していないという結論が得られた。

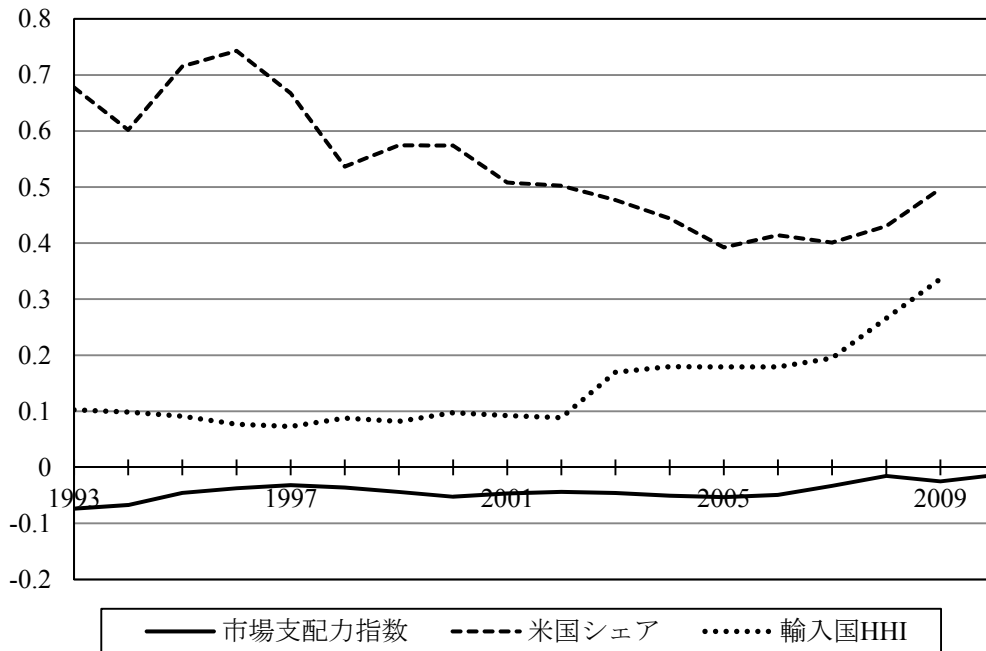


図 5-3 集中度指標と市場支配力指数（大豆）

- 注：1) 市場支配力指数は、輸入国平均に対する米国の大豆輸出を表した残余需要モデルについて、ウィンドウ・サイズを 30 とするローリング推計を行い、その残余需要弾力性を用いて MP_t^1 を計測し、それを年次データに変換（単純集計）したものである。
- 2) 米国シェアは、世界の大豆輸出に占める米国の市場シェアを表す（資料：FAOSTAT）。
- 3) 輸入国 HHI は、米国の大豆輸出相手国の各シェアをもとに計算したハーフィンダール指数である（資料：USDA-GATS）。

世界の大豆輸出市場における米国の市場シェアと米国の輸出相手国の HHI、米国の大豆輸出における市場支配力指数（輸入国平均）を示したものが図 5-3 である。これによると、市場支配力指数は 0 に近いものの、1993 年が最も大きく、それ以降市場支配力の大きさは低下していることがわかる。これは、米国の市場シェアが 1990 年代後半以降、南米諸国の輸出急増により下落したことと対応している。また、中国の需要増大にみられるように、1990 年代末以降輸入国の集中度が増大したことも関連があると思われる。米国シェアと市場支配力指数の相関係数を計測したところ -0.232 となり、米国シェアの減少と市場支配力指数の上昇（残余需要弾力性の絶対値での減少）に関連性があることをうかがわせる。しかし、相関係数が 0 であるという帰無仮説が棄却されなかったことから、統計的にはこの関連性の存在が認められなかった。また、輸入国 HHI と市場支配力指数の相関係数は 0.472 であり、同仮説は 10%水準で棄却されている。したがって、輸入国の集中度の上昇と市場支配力指数の上昇（残余需要弾力性の絶対値での減少）は統計的に関連性があることが認められる¹²⁸。

¹²⁸ 世界の大豆輸出国の HHI と市場支配力指数の相関係数は -0.181、世界の大豆輸入国の HHI と市場支配力指数の相関係数は 0.478 となり、前者は統計的に有意ではなかったが、後者は 10%水準で有意であった。

以上の分析結果から、輸入国の市場構造と市場支配力に関連性があることが示された。すなわち、輸入国の集中度が増大することと、米国の市場支配力の減少に相関関係があるということである。ただし、市場支配力の推計が1993年以降を対象としているため、長期的な関連性について分析することができなかった。1990年代後半から米国シェアが大きく減少するが、1970年代以降、1980年代を通じて米国シェアの減少は始まっており、1990年代前半時点ですでに60%前後に低下していた。また、価格伝達についても1990年代初頭にはほぼ対称的な価格伝達となっている。よって、1990年代前半の時点ですでに米国は市場支配力をほとんど保持していない状態であったと考えられる。そのため、市場支配力指数がほとんど変化しないことにより、米国シェアとの相関係数が小さく、統計的にも有意にならなかったと考えられる。

なお、ここでも米国内の輸出産業の市場構造と市場支配力に関連性はあまりないといえる。米国の輸出産業は近年にかけて寡占化が進んでいるため、米国内の市場構造と市場支配力に関連性があるとすれば、市場支配力は増大するはずだからである。したがって、ここでも国際市場、特に輸入国の市場構造を把握する必要性が認められる。

5.2.3 菜種

カナダの菜種輸出における市場支配力を分析した結果(4.5)、カナダは菜種輸出において1999年以前には市場支配力を有していなかったものの、2000年以降は市場支配力を有していたことが示された。また、日本に対しては1990年代後半から2000年代半ばにかけて市場支配力を有し、メキシコに対しては1990年代半ばから2000年代後半にかけて、日本と比較して小さい市場支配力を有していた。さらに、米国に対しては2000年から2000年代後半にかけて、メキシコよりも小さい市場支配力を有していたことが明らかとなった。

輸出市場におけるカナダの市場シェアと輸入国のHHI、カナダの菜種輸出における市場支配力指数(輸入国平均)を示したものが図5-4である。ここから、1999年以前はカナダの市場支配力はないといえるが、これは輸入国の集中度が相対的に高い期間と一致するため、輸入国の価格交渉力の高さがカナダの市場支配力行使を妨げていると解釈することができる。2000年以降については、カナダの市場シェアの増加と輸入国HHIの緩やかな低下がみられ、市場支配力指数も負値となり、カナダが市場支配力を強めている。よって、輸出市場におけるカナダの市場シェアの増大と輸入国の集中度の増大が、カナダの市場支配力行使と関連していることがうかがえよう。

カナダの市場シェアと市場支配力指数の相関係数は0.131となったが、相関係数が0であるという帰無仮説は棄却されなかった。よって、カナダの市場シェアと市場支配力指数の変化には関連性があるとはいえない。これは、2002年頃までの両指数の動きには正の相関

さらに、市場支配力指数を MP_t^2 としたところ、この指数と米国シェアの相関係数は0.324、輸入国HHIについては0.319、世界の大豆輸出国HHIについては0.338、世界の大豆輸入国HHIについては0.198となり、いずれも統計的に有意とはならなかった。

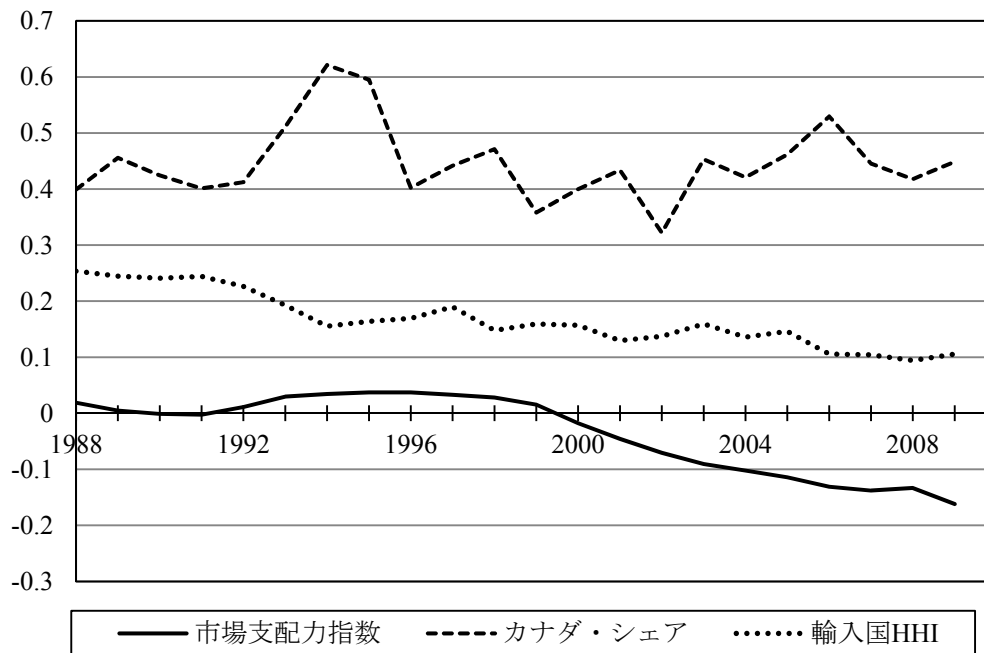


図 5-4 集中度指標と市場支配力指数（菜種）

- 注：1) 市場支配力指数は，輸入国平均に対するカナダの菜種輸出を表した残余需要モデルについて，ウィンドウ・サイズを 30 とするローリング推計を行い，その残余需要弾力性を用いて MP_t^1 を計測し，それを年次データに変換（単純集計）したものである。
- 2) カナダ・シェアは，世界の菜種輸出国に占めるカナダの市場シェアを表す（資料：FAOSTAT）。
- 3) 輸入国 HHI は，世界の菜種輸入国の各輸入量をもとに計算したハーフィンダール指数である（資料：FAOSTAT）。

関係があるように思われるが，2003 年以降は両指数に負の相関関係があると思われる推移をみせているため，期間全体では明らかな傾向が見出せないことによるものと考えられる。一方，輸入国 HHI と市場支配力指数の相関係数は 0.686 となり，同帰無仮説が 1%水準で棄却されたため，輸入国の集中度の低下と市場支配力指数の減少（残余需要弾力性の絶対値の増加，市場支配力の増大）に強い関連性があることが明らかとなった¹²⁹。

以上の分析結果から，輸入国の市場構造と市場支配力に関連性があることが示された。すなわち，輸入国の集中度が減少することと，カナダの市場支配力の増大に相関関係があるということである。また，残余需要弾力性が負値となる期間については，カナダの市場シェアが増大し，市場支配力も増大したことから，輸出国の市場構造と市場支配力に関連性があることが示唆される。残余需要弾力性は理論的には 0 か負値であるため，実証分析で正值となった場合に市場構造との関連性を見出すことは困難であるといえる。

¹²⁹ 世界の菜種輸出国の HHI と市場支配力指数の相関係数は 0.496 となり，5%水準で有意であった。輸出国 HHI はカナダの市場シェアと同様の推移をみせているが，2003 年以降の上昇が比較的少ない。このことが，正の相関関係をもたらしていると考えられる。また，カナダの輸出相手国の HHI と市場支配力指数の相関係数は 0.436 となり，5%水準で有意であった。

なお、市場支配力指数は2008年以降さらに増大しており、この要因としてカナダ国内の輸出産業の集中度増大が考えられる。これはメキシコに対する市場支配力指数でも同様の傾向がみられ、このことは非対称価格伝達指数の場合と同様である。

5.3 非対称価格伝達と市場支配力

5.3.1 パーム油

第3章および第4章の実証分析結果から、非対称価格伝達と市場支配力の関連性について検討する。まず、パーム油の輸出市場について、3.3と4.3の結果を比較する。非対称価格伝達と市場支配力の分析結果を比較したものを表5-1に示す。これは、非対称価格伝達と市場支配力の分析結果を比較したものである。ここで、標準字体は一方の値が10%水準で有意であることを示し、太字は両方とも有意であることを示す。

表5-1より、インドネシア産パーム原油のインドへの輸出等を除き、正(負)の非対称価格伝達と負(正)の残余需要弾力性の対応関係が強く表れている。すなわち、正の非対称価格伝達が輸出国の超過利潤の蓄積を示唆する一方で、負値の残余需要弾力性は輸出国の市場支配力を表し、市場支配力の強さと超過利潤を蓄積するような価格伝達の存在が強い関連性を持つことを示している。これは、正の非対称価格伝達が存在する要因(のひとつ)として、売り手の市場支配力の存在を指摘する先行研究と整合的である。また、市場支配力が存在することは均衡状態において輸出国が超過利潤を得ていることを意味するため、そうした状態のもとで価格伝達も超過利潤を生むようなものとなっていると考えることは自然である。なお、こうした対応関係は、マレーシア産パーム原油およびパーム精油について多くみられ、インドネシア産パーム油にはみられないことも特徴的である。これは、マレーシアはパーム油輸出において市場支配力を保持しているが、インドネシアは市場支配力を保持していないことを示唆しており、これまでの分析結果と整合的である。

一方、負の非対称価格伝達と正値の残余需要弾力性の対応関係が存在することは、上記の関係の裏返しであるため直観的には理解しやすいものの、正の残余需要弾力性が輸入国の市場支配力の行使を示唆しているという点で興味深い。既存研究では、正値の残余需要弾力性に関してはあまり議論されておらず、輸出国が市場支配力を有しないことを指摘するにとどまっていた(Goldberg and Knetter, 1999)。しかし、本研究では、正の残余需要弾力性が、買い手の超過利潤の蓄積を示唆する負の非対称価格伝達と関連があることが示され、その意味で正の残余需要弾力性は輸入国の市場支配力の存在を示唆するものとなっている。本研究ではその理論的関連性を示すことはできないが¹³⁰、実証レベルでは関連性がある可能性が確認されたといえる。なお、この関係はインドネシア産パーム原油において観察されることが特徴的であり、これはインドネシアがパーム原油輸出において市場支配力を有していないことや、逆に輸入国がインドネシアからのパーム原油輸入において市場支配力を有していることを示唆するものである。

¹³⁰ 輸入国の市場支配力の推計については、Durham and Sexton (1992)等の残余供給モデルを用いる必要がある。

表 5-1 非対称価格伝達と市場支配力の比較（パーム油）

		市場支配力（残余需要弾力性）	
		負値	正值
非 対 称 価 格 伝 達	正	輸入国平均（MC）	パキスタン（MC）
		オランダ（MC）	インド（MR）
		シンガポール（MC）	
	負	輸入国平均（MR）	
		日本（MR）	
		インド（IC）	輸入国平均（IC）
		オランダ（IR）	マレーシア（IC）
			日本（IC）

注：1) 太字は非対称価格伝達および残余需要弾力性がともに 10%水準で有意である場合を示し、標準字体はどちらかが 10%水準で有意である場合を示す。

2) IC, IR, MC, MR はそれぞれインドネシア産パーム原油、インドネシア産パーム精油、マレーシア産パーム原油、マレーシア産パーム精油を表す。

他方、正の非対称価格伝達と正值の残余需要弾力性の対応関係も一部みられた。これは輸出国が超過利潤を蓄積するような価格伝達が存在する一方で、輸出国は市場支配力を行使していない（あるいは輸入国が市場支配力を行使する）ことを示している。また、負の非対称価格伝達と負値の残余需要弾力性の対応関係も散見され、これは輸出国の超過損失の蓄積をもたらすような価格伝達の存在と輸出国の市場支配力の行使が対応していることを示している。いずれの場合も直観的には理解しがたいが、価格伝達は価格上昇時と下落時の調整度の違いを表し、市場支配力は長期均衡における超過利潤の存在を表しており、元来同一の概念ではない。また、このような対応関係がインドネシアのパーム精油輸出やマレーシアのパーム原油輸出といった、いずれも各輸出国の非主流製品について観察されることから、そうした製品の価格伝達や市場構造は主流製品のそれとは異なっていることが指摘できる。主流製品の市場は非主流製品市場と比較して成熟していると考えられることから、より一般的な傾向を表していると思われる。その意味では、正（負）の非対称価格伝達と負値（正值）の残余需要弾力性の対応関係が、より一般的であるといえよう。

ただし、本分析ではデータ数の制約から、総サンプルを用いた推計を行うことしかできなかったため、非対称価格伝達と市場支配力の数値的関連性について示すことは困難であった。次項では、この問題を解決するため、それぞれの指数を比較することで数値的に関連性を考察する。

5.3.2 大豆

次に、大豆の非対称価格伝達と市場支配力の関連性について検討する。ここでは、非対称価格伝達指数としてウィンドウ・サイズを 100 とするローリング TAR 推計で得られた指数 APT_t^1 を用い、市場支配力指数としてウィンドウ・サイズを 30 とするローリング GMM-nonIV 推計で得られた残余需要弾力性の指数 MP_t^1 を使用した。これらを輸出相手国別に図示したものが図 5-5 であり、指数同士の相関係数を示したものが表 5-2 である。

日本に関しては、非対称価格伝達指数と市場支配力指数が正反対の動きを示している。すなわち、価格伝達については期間を通して正の非対称価格伝達となっており、1993 年から 1996 年にかけて非対称性が減少したが、1997 年以降、非対称性は増大し、2000 年代半ばにかけてその程度が大きくなり、2000 年代後半から若干減少している。一方、市場支配力指数は期間を通して負値となっており、1993 年から 1995 年にかけて絶対値で減少したが、1990 年代末から増大した。その後、2000 年代後半にピークを迎えたが、2009 年以降再び減少に転じている。よって、非対称価格伝達指数と市場支配力指数に強い関連性があることが示唆される。表 5-2 によると、相関係数は -0.77 で 1%水準で有意となっており、非常に強い相関が示されている。

メキシコに関しても、図 5-5(b)によれば、非対称価格伝達指数と市場支配力指数は反対の動きを示していると考えられる。価格伝達は正の非対称が検出されていたが、1993 年以降非対称性は減少し、多少の変動をともないながら 2007 年には負の非対称に転じた。一方、市場支配力指数は 2007 年まで 0 に近い負値をとっていたが、2007 年以降正值に転じている。相関係数は 0.60 と正值で有意となっているため、指数同士は直観とは逆の動きをしている。しかし、正（負）の非対称価格伝達と負（正）の残余需要弾力性が対応しているという点で、輸出国の市場支配力と輸出国の超過利潤の形成自体には関連性が認められよう。

中国に関しては、1998 年以降正の非対称価格伝達が検出されているが、米国の市場支配力は期間を通してほぼ 0 で推移している。また、相関係数は 0.87 と強い正の相関が示されていることから、両指数の変動方向が同様であることがうかがえる。ただし、市場支配力指数はほぼ 0 であるため、相関係数自体の信憑性は高いとはいえない。輸出国の市場支配力が存在しない一方で正の非対称価格伝達が検出された理由としては、中国市場において米国はブラジルやアルゼンチンとの激しい競争を迫られ、均衡状態では超過利潤を保持し得ないものの、価格変動によって一時的に超過利潤が生じていることによるものと推察される。つまり、価格変動による超過利潤は南米諸国との競争により一時的なものにとどまり、長期均衡において超過利潤が蓄積されるまでには至っていないと考えられる。

輸入国平均でみると、価格伝達は 1994 年中頃までは正の非対称となっていたが、1994 年末以降は負の非対称となっており、非対称性の程度は 2004 年末以降増大している。一方、市場支配力は概ね負値で推移し、2000 年前後や 2008 年頃に 0 に近づき、2010 年には正值に転じている。したがって、米国は大豆輸出において輸入国に対して市場支配力を有して

表 5-2 非対称価格伝達指数と市場支配力指数の相関係数（大豆）

市場支配力指数	非対称価格伝達指数			
	輸入国平均	日本	メキシコ	中国
ウィンドウ 20	-0.672*** [0.000]	-0.738*** [0.000]	-0.338*** [0.004]	0.821*** [0.000]
ウィンドウ 30	-0.626*** [0.000]	-0.770*** [0.000]	0.610*** [0.000]	0.867*** [0.000]
ウィンドウ 40	-0.335*** [0.004]	-0.767*** [0.000]	0.745*** [0.000]	0.033 [0.802]

注：1) 非対称価格伝達指数はウィンドウ・サイズを 100 とするローリング TAR 推計に基づく APT_t^1 を表し、市場支配力指数は残余需要モデルの単一方程式モデル（GMM-nonIV）をローリング推計して得られた MP_t^1 を表す（指数化法については 3.2 および 4.2 を参照）。

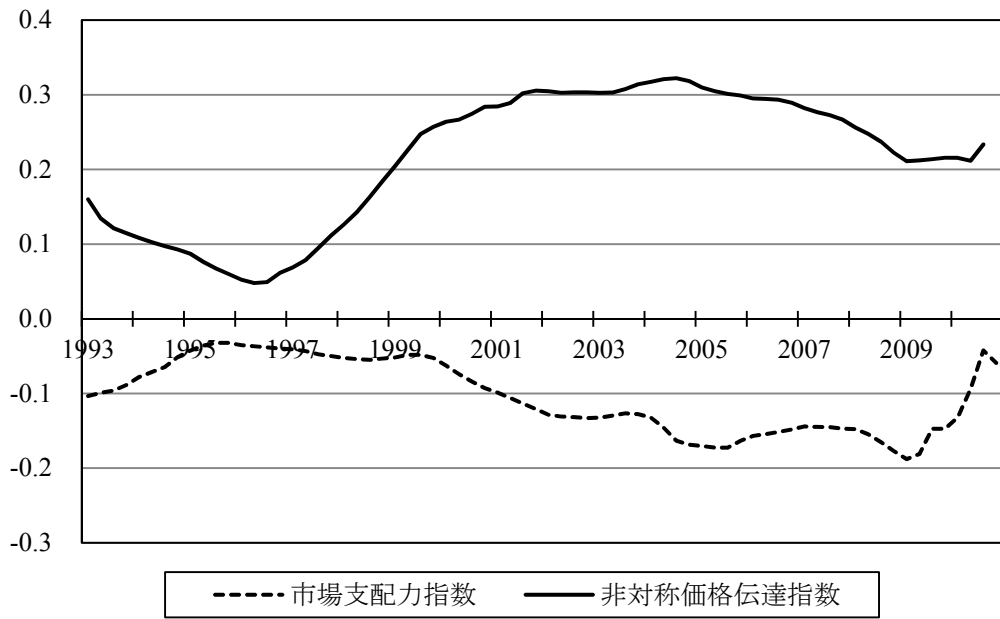
2) [] 内の数値は、相関係数が 0 であるという帰無仮説について検定したときの p 値を表す。

3) ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示す。

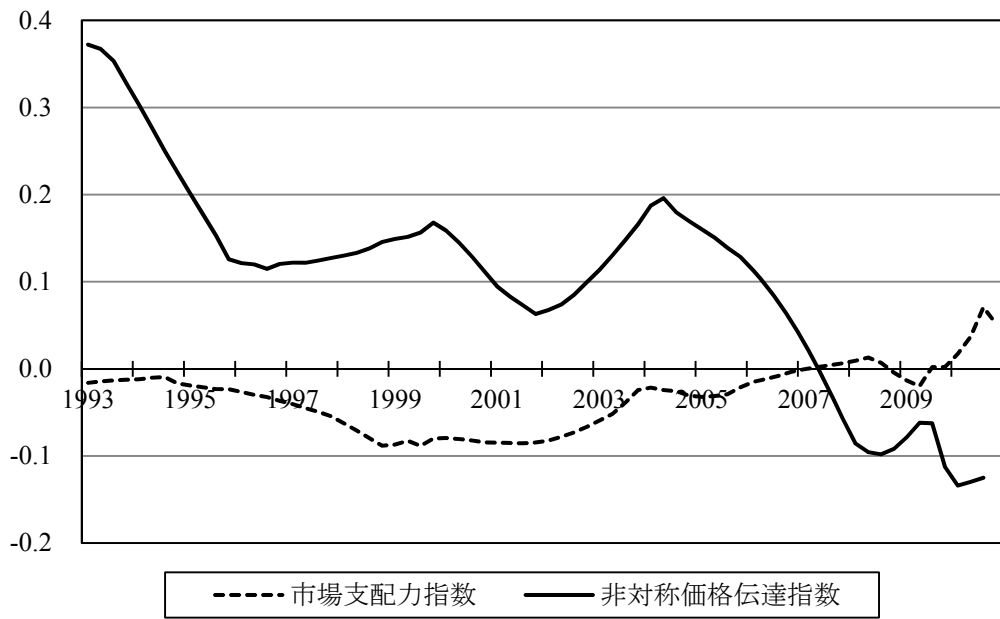
いたが、その程度はあまり大きいものではなく、短期的な価格伝達も輸入国の超過利潤となるようなものであった。2008 年以降は市場支配力もほぼ 0 となり、短期的にも長期的にも米国は大豆輸出において超過利潤を得られない状況となっている。なお、指数同士の相関係数は -0.63 となっており、市場支配力の減少と価格伝達における負の非対称性の増大には強い相関がみられる。

なお、表 5-2 の相関係数に関しては、市場支配力指数のウィンドウ・サイズが異なることで相関の強さや方向が異なる場合があることが示されている。たとえば、メキシコに関して、20 ウィンドウによる指数化では相関係数は負値で有意となっているが、30 ウィンドウおよび 40 ウィンドウの場合は正值で有意となっている。また、中国については、20 ウィンドウおよび 30 ウィンドウの相関係数は正值で有意となっているが、40 ウィンドウの場合は非有意となっており、統計的に無相関であることが示された。輸入国平均についても、40 ウィンドウでは相関が弱くなっている。

(a) 日本

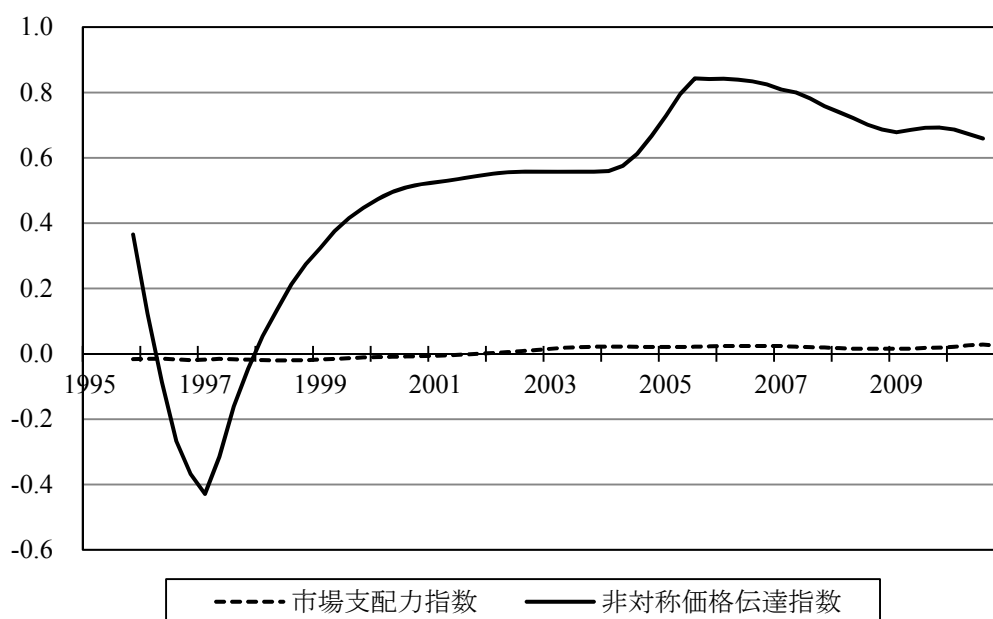


(b) メキシコ



(次ページへ続く)

(c) 中国



(d) 輸入国平均

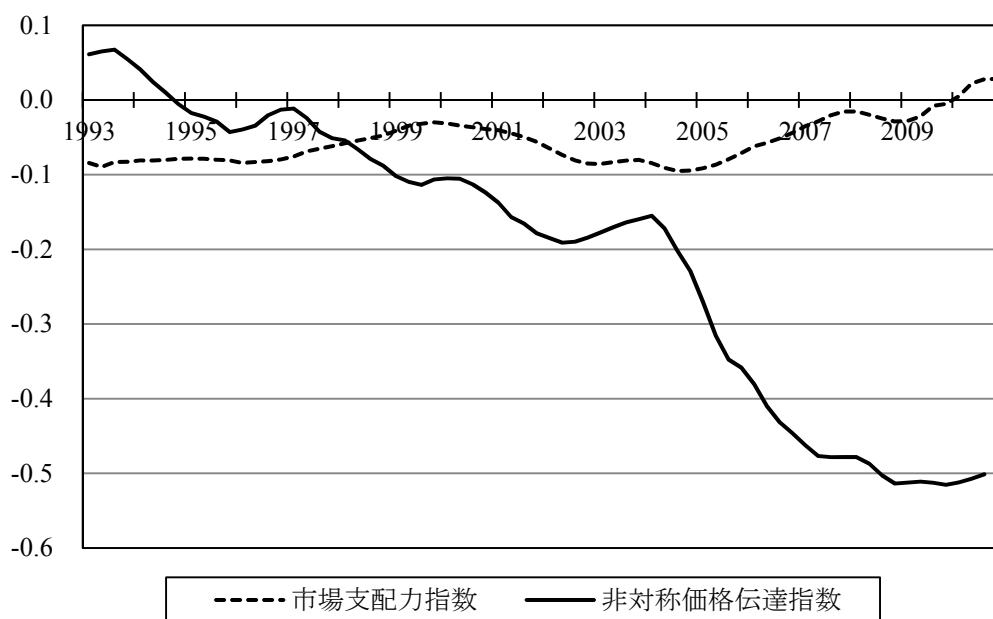


図 5-5 非対称価格伝達指数と市場支配力指数（大豆）

注：非対称価格伝達指数はウィンドウ・サイズを 100 とするローリング TAR 推計に基づく APT_t^1 を表し，市場支配力指数はウィンドウ・サイズを 30 とする残余需要モデルの単一方程式モデル（GMM-nonIV）をローリング推計して得られた MP_t^1 を表す（指数化法については 3.2 および 4.2 を参照）。

5.3.3 菜種

最後に、菜種の非対称価格伝達と市場支配力の関連性について検討する。前項と同様に、非対称価格伝達指数としてウィンドウ・サイズを 100 とするローリング TAR 推計で得られた指数 APT_t^1 を用い、市場支配力指数としてウィンドウ・サイズを 30 とするローリング GMM-nonIV 推計で得られた残余需要弾力性の指数 MP_t^1 を使用した。これらを輸出相手国別に図示したものが図 5-6 であり、指数同士の相関係数を示したものが表 5-3 である。

まず、日本についてみると、価格伝達は 1988 年を除き正の非対称となっており、1994 年に非対称性は減少したものの、その後増大し、2000 年代の前半から中頃にかけてその程度は大きくなっている。一方、残余需要弾力性は当初 0 に近いながらも正值であったが、1995 年以降負値に転じ、2000 年代半ばにかけて絶対値で増加している。このように、非対称価格伝達指数と市場支配力指数が正反対の動きをしていることが示された。表 5-3 によると、相関係数は -0.61 で 1%水準で有意となっており、強い相関が示されている。

次に、米国に関して検討すると、価格伝達は負の非対称から 1999 年頃を境に正の非対称に転じ、2000 年代中頃に非対称性がピークを迎えた後、2010 年には再び負の非対称となっている。一方、市場支配力指数は 1990 年代まではほぼ 0 となっていたが、2000 年以降は程度は小さいものの負値で推移している。したがって、非対称価格伝達指数と市場支配力指数は反対の動きを示しており、特に正の非対称価格伝達と負値の残余需要弾力性が対応している。相関係数も -0.65 と負値で 1%水準で有意となっているため、これらの指数の負の相関関係が確認できる。つまり、輸出国の市場支配力と輸出国の超過利潤を蓄積させる価格伝達には正の相関があるといえる。

また、メキシコに関しては、期間を通して概ね負の非対称価格伝達となっているが、非対称性は近年にかけて減少し、2010 年には正の非対称価格伝達に転じている。一方、残余需要弾力性は 1993 年に正值から負値に転じ、その絶対値の大きさは近年にかけて増大している。したがって、これらの指数は一方の符号を逆転させれば同様の推移を示していることがわかる。相関係数をみると、-0.91 となっており、非常に強い相関が存在している。

最後に、輸入国平均については、概ね日本と同様の指数変化がみられる。すなわち、価格伝達は 1989 年以降正の非対称となっており、1993 年に非対称性が減少するものの、1994 年以降増大傾向にある。一方、市場支配力指数は 1992 年頃まではほぼ 0 となっていたが、その後 1990 年代末まで正值となるものの、2000 年以降は負値となり、その大きさは増大傾向にある。相関係数をみると、-0.65 となっており、価格伝達における正の非対称性の増大と市場支配力の増大には強い相関がみられる。

なお、相関係数に関しては、分析対象としたすべての市場支配力指数に関するウィンドウ・サイズにおいて、負値となった。ただし、40 ウィンドウの場合には相関が弱くなる傾向がうかがえ、それは特に米国やメキシコにおいて顕著である。中でもメキシコについては、統計的に無相関であることが示された。これは、ウィンドウ・サイズを大きくするこ

表 5-3 非対称価格伝達指数と市場支配力指数の相関係数（菜種）

市場支配力指数	非対称価格伝達指数			
	輸入国平均	日本	米国	メキシコ
ウィンドウ 20	-0.787*** [0.000]	-0.614*** [0.000]	-0.552*** [0.000]	-0.942*** [0.000]
ウィンドウ 30	-0.652*** [0.000]	-0.608*** [0.000]	-0.653*** [0.000]	-0.909*** [0.000]
ウィンドウ 40	-0.580*** [0.000]	-0.531*** [0.000]	-0.287*** [0.007]	-0.085 [0.489]

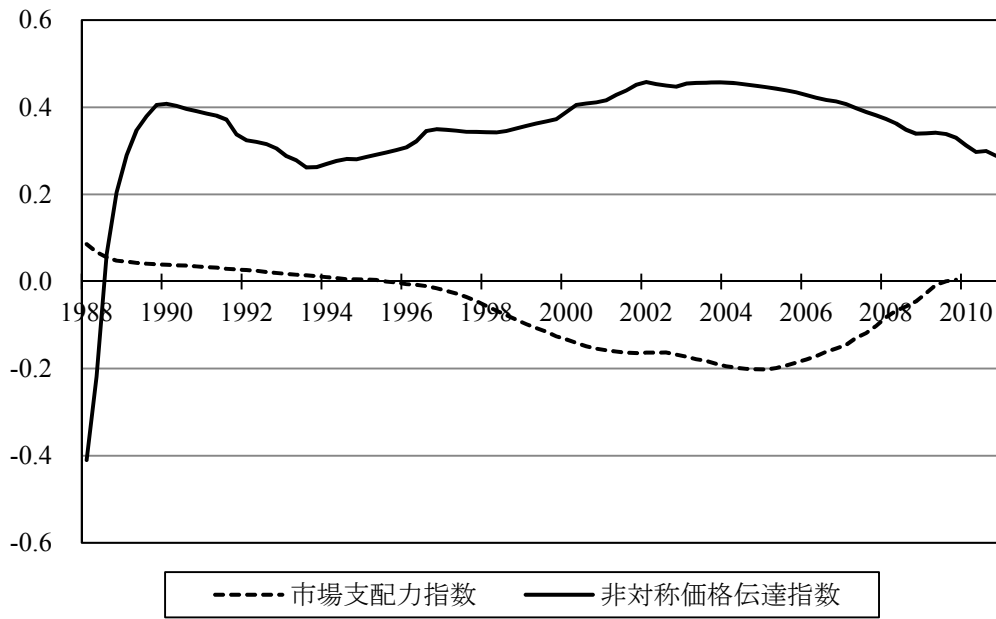
注：1) 非対称価格伝達指数はウィンドウ・サイズを 100 とするローリング TAR 推計に基づく APT_t^1 を表し、市場支配力指数は残余需要モデルの単一方程式モデル（GMM-nonIV）をローリング推計して得られた MP_t^1 を表す（指数化法については 3.2 および 4.2 を参照）。

2) [] 内の数値は、相関係数が 0 であるという帰無仮説について検定したときの p 値を表す。

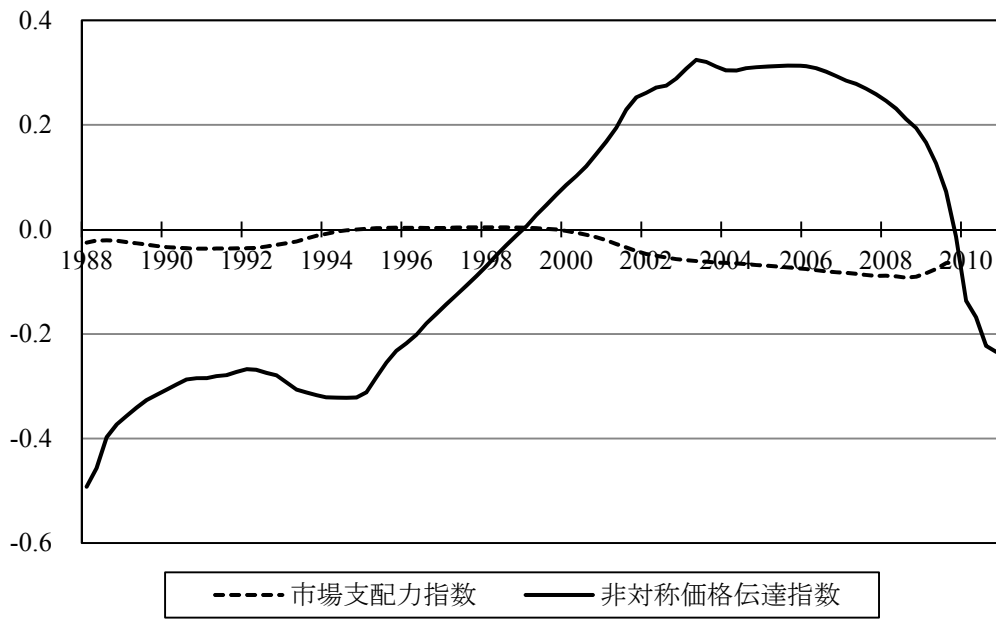
3) ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示す。

とでパラメータ変化の細部を捉えることができなくなり、指数が強く平滑化されてしまうことや、より多くの期間を推計対象とすることで異なる構造を推計期間に含んでしまうことによるバイアスが発生していることによるものであると考えられる。

(a) 日本

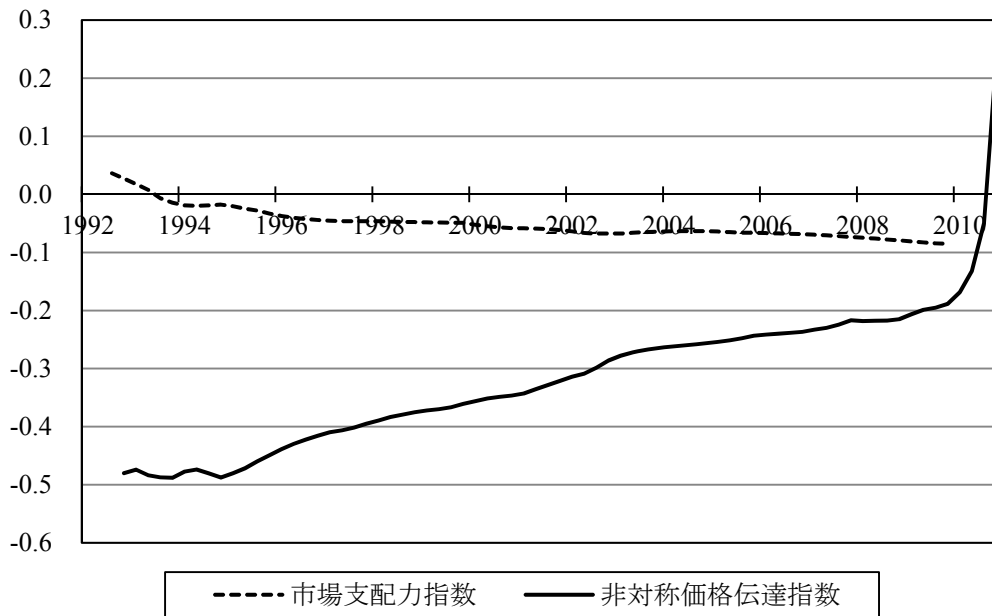


(b) 米国



(次ページへ続く)

(c) メキシコ



(d) 輸入国平均

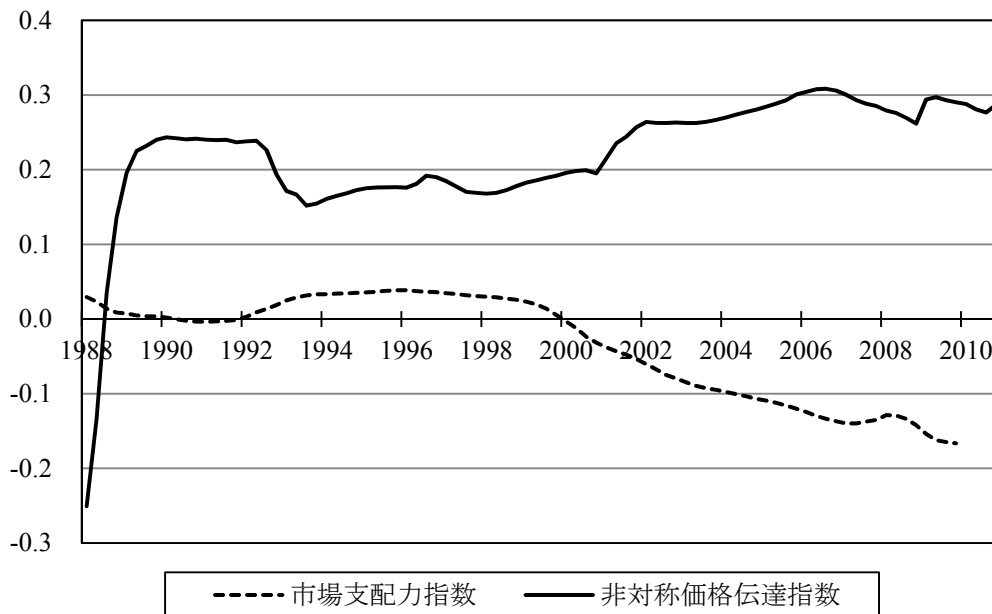


図 5-6 非対称価格伝達指数と市場支配力指数（菜種）

注：非対称価格伝達指数はウィンドウ・サイズを 100 とするローリング TAR 推計に基づく APT_t^1 を表し、市場支配力指数はウィンドウ・サイズを 30 とする残余需要モデルの単一方程式モデル (GMM-nonIV) をローリング推計して得られた MP_t^1 を表す (指数化法については 3.2 および 4.2 を参照)。

第6章 結論

6.1 分析結果

第2章では、植物油脂原料の国際市場構造について、貿易データを用いた記述統計や、輸出産業に関する既存研究を整理することで分析を行った。パーム油については、インドネシアおよびマレーシアが輸出市場の85%を占め、集中度指標であるHHIも0.4前後となっている一方、輸入国のHHIは0.1未満となっており、輸出国の寡占市場が形成されていることが示された。輸出企業についても、インドネシアのパーム原油を除き、少数の大企業が輸出を行い、輸出産業の寡占構造の実態が明らかとなった。なお、補論Aでは、インドネシアのパーム油原料流通における市場構造について、現地調査に基づき分析を行い、市場の成熟化にともなうパーム原油の搾油工場の競争増大と、パーム油原料の売り手の価格交渉力増大を明らかにした。大豆については、米国が最大の市場シェアを持つが、特に1990年代後半以降、ブラジルやアルゼンチンの輸出増加にともない、米国のシェアは低下した。輸入国については、1990年代後半以降、中国の輸入量が急増し、HHIも0.1前後から0.3を超えるに至った。米国の輸出企業は、従来から少数の大規模穀物流通企業による寡占構造となっていたが、1990年代後半以降、その傾向はさらに強まっていることが示された。一方、菜種に関する分析によると、EU域外市場におけるカナダの市場シェアは約70%と高く、EU以外の輸入国はほぼカナダ一国に依存している状態で、HHIも0.1程度と低くなっている。また、カナダの輸出企業は旧協同組合系、カナダ資本の民間企業、米国の穀物流通企業といった大規模穀物流通企業による寡占市場となっていることが示された。

第3章では、輸出国の植物油脂原料の国内価格から、輸入国の買取価格としての輸出価格への非対称価格伝達に関する実証分析を行った。特に、シミュレーション分析結果に基づき、輸出国の超過利潤、輸入国の超過損失が蓄積される正の非対称価格伝達と、輸出国の超過損失、輸入国の超過利潤が蓄積される負の非対称価格伝達について、共和分閾値自己回帰モデルにより推計を行った。その結果、パーム油については、インドネシア産パーム油で負の非対称価格伝達が、マレーシア産パーム油で正の非対称価格伝達を検出された。また、米国産大豆については、同モデルの総サンプル推計とそのローリング推計を行い、輸入国平均において1970年代までは正の非対称価格伝達を検出されたが、1980年代は負の非対称価格伝達となり、1990年代前半には対称的価格伝達となったものの、1990年代後半以降は負の非対称性が強くなるという結果が得られた。日本、メキシコ、中国、EUといった主要輸入国については、概ね正の非対称価格伝達が趨勢的であった。一方、カナダ産菜種については、1980年代末以降、輸入国平均や日本に関して正の非対称価格伝達を検出さ

れた。米国については 2000 年頃を境に負から正の非対称価格伝達へと変化し、メキシコは負の非対称価格伝達が趨勢的であったが、その非対称性は次第に減少し、今日ではほぼ対称的価格伝達となっていることが示された。

第 4 章では、残余需要モデルを用い、輸出国の市場支配力の推計を行った。パーム油については、インドネシアはパーム原油の輸出において、概ね市場支配力を有していないが、パーム精油の輸出においては市場支配力を有する場合が多く、輸入国平均でも市場支配力を持っていることが示された。また、マレーシアは、輸入国平均でみてパーム油輸出において市場支配力を有しており、特にパーム原油よりもパーム精油の輸出においてその程度が大きいことが明らかとなった。米国産大豆については、残余需要モデルのローリング推計を行い、1990 年代後半以降、輸入国平均では市場支配力をほとんど持たないが、日本やメキシコに対する輸出において、市場支配力を有していることが示された。なお、補論 B では時系列モデルにより、輸入国平均について米国の市場支配力の変化を検討し、残余需要モデルの推計結果を支持する結果が得られた。一方、カナダ産菜種に関しては、日本やメキシコに対しては 1990 年代後半以降、米国や輸入国平均では 2000 年以降に、カナダは菜種輸出において市場支配力を持つようになったことが示された。

第 5 章では、第 2 章から第 4 章の分析結果に基づき、市場構造と非対称価格伝達および市場支配力の関連性について分析した。その結果、パーム油については、輸出国やその輸出産業が寡占的である場合に正の非対称価格伝達を検出され、輸出国が市場支配力を有する傾向が強いことが示され、国際市場構造と非対称価格伝達の正負、市場支配力の有無の対応関係が存在することが示唆された。大豆に関しては、米国の輸出市場におけるシェアの低下と、正から負という非対称価格伝達の変化、市場支配力の減少という対応関係が示された。特に、米国の市場シェアと非対称価格伝達指数との相関係数は約 0.7 と非常に高く、輸入国の HHI と市場支配力指数の相関係数も約 0.5 と高い数値が得られ、これらの関連性が明らかとなった。また、非対称価格伝達指数と市場支配力指数の相関係数も約 0.6 と非常に高く、正（負）の非対称価格伝達と市場支配力の行使（非行使）に関連があることが判明した。一方、菜種についても、輸入国の HHI と非対称価格伝達指数の相関係数は約 0.6 となり、市場構造と非対称価格伝達の関連性が定量的に示された。また、輸入国の HHI と市場支配力指数の相関係数も約 0.7 となり、特に 2000 年以降のカナダが市場支配力を持っていた時期には、カナダの市場シェアと市場支配力の関連性がみられるなど、市場構造と市場支配力に強い相関があることが示唆された。さらに、非対称価格伝達指数と市場支配力指数の相関係数は約 -0.7 となり、大豆の場合と同様に、正（負）の非対称価格伝達と市場支配力の行使（非行使）に関連があることが判明した。

6.2 結論と含意

本研究では、個々の輸出相手国に対しては若干の相違があるものの、平均的には輸出市場が寡占的である場合や輸入市場が競争的である場合、輸出国は植物油脂原料の国内調達価格の上昇に対して急速に輸出価格を調整するものの、調達価格の下落に対しては緩やかに輸出価格を調整することで、超過利潤を得るような価格伝達が形成されていることが明らかとなった。また、そうした市場構造のもとで、輸出国は輸入国に対して市場支配力を行使し、正の価格費用マージンを得ることができると示された。非対称価格伝達および市場支配力の実証分析では、インドネシアのパーム油には負の非対称価格伝達が検出され、パーム原油の輸出ではインドネシアは市場支配力を有していないが、パーム精油の輸出においては市場支配力を有していることが示された。また、マレーシアのパーム油には正の非対称価格伝達が検出されるとともに、マレーシアの市場支配力が存在するという結果を得た。米国大豆輸出においては、非対称価格伝達は正から負へと変化し、市場支配力もそれにとまって変化した。さらに、カナダの菜種輸出においては、正の非対称価格伝達が検出され、2000年以降市場支配力を有していたことが明らかとなった。

本研究の対象である植物油脂原料は、いずれもひとつの輸出国が輸出市場において大きなシェアを持っているものである。しかし、インドネシアはパーム原油の輸出において世界的に高い市場シェアを保持しているものの、市場支配力を有しておらず、米国も大豆輸出において最大の市場シェアを有しているが、近年は市場支配力を有していない。これらの分析結果は、輸出市場における輸出国のシェアのみが非対称価格伝達や市場支配力を決定するわけではないことを示唆している。事実、分析結果からは、輸出国内の輸出産業や輸入国の集中度も非対称価格伝達や市場支配力と関連があることが示されている。インドネシアのパーム原油の事例に見られるように、輸出産業の集中度が低い場合、インドネシアの国際市場におけるシェアが高くても、インドネシアは市場支配力を有していないことが示された。古典的な産業組織論では、対象とする産業の市場構造が市場成果を決定すると考えるが¹³¹、本研究の分析結果から、国際市場を対象とした場合、国内の市場構造と国際的な市場構造の両面を考慮する必要性が認められる。また、米国が近年市場支配力を有していない理由として、国際大豆輸出市場における米国のシェア低下とともに、中国に代表される輸入国の集中度増大が指摘された。これは、輸入国の集中度が増大することで、輸出国の市場支配力が減少するという関係があることを意味し、この相関関係は定量的に明らかにされた。このことは、市場支配力の推計において、輸入国の市場構造をも考慮した双方寡占モデルの適用を検討することの意義を示すものである。

輸入国の集中度が非対称価格伝達や輸出国の市場支配力と関連していることは、輸入需要の増大が輸入国の集中度増大をとまなう場合、輸入国の価格交渉力を増大させる可能性

¹³¹ Tirole (1988: p.1)等を参照。

があることを示唆する。一般的には、競合輸入国の増加は輸入市場に競争をもたらし、輸入国の価格交渉力を低下させる可能性があると考えられている。たとえば、近年の新興国の輸入増加により、将来的に食料の争奪が発生する可能性があることも指摘されている。しかし、本研究の分析結果から、ある輸入国に対する輸出国の市場支配力の低下と他の輸入国に対する市場支配力の増大という相補的な関係は明確には検出されなかったため、新興国の参入（とその市場シェアの増加）が、輸入国の集中度増大を通じ、輸入国全体としての価格交渉力を増大させる側面があることが示唆される。

また、日本に関しては、輸入量の少ないパーム原油を除き、輸入相手国が市場支配力を持ち、正の非対称価格伝達が存在することが明らかとなった。さらに、その市場支配力や非対称性の程度が対象輸入国中最大規模であることも示された。新興国と異なり、日本の消費者の嗜好から、サラダ油としてパーム油はほとんど使用されず、菜種油が多用されている。原料によって用途が固定的であるということは、植物油原料同士が代替財となりにくいことを意味する。そうした輸入国において、特定の輸出国が大きな市場シェアを有している場合、その輸出国は当該輸入国市場において独占的な供給者となり、このことが輸出国の市場支配力行使や正の非対称価格伝達をもたらしていると考えられる。ただし、このことは日本が高品質な製品を安定的に輸入する戦略を採用していることによるものとも考えることもできる。この場合、日本は価格プレミアムを支払う代償として、価格以外の観点で便益を享受しているといえる。その一方で、輸出国の市場支配力行使や正の非対称価格伝達を是正するための方策としては、需要に応じた財の調達源を多様化し、輸出国の競争を促すような対応をとることが有用であると思われる。たとえば、新興国に対して研究開発投資を行うなど、既存の流通経路の代替経路を開拓する必要があるだろう。

計測手法に関しては、ローリング推計の結果、非対称性の程度や方向（正負）、市場支配力の程度には経年変化が存在することが示された。よって、時系列分析において、総サンプルを使用した推計のみをもって結論を導出することには、危険性が存在するといえる。これは、本研究で扱ったパーム油に関する分析にも該当することであり、限られた期間の年次データを用いた分析では、特に価格伝達を正確に把握することは困難といえる。

また、非対称価格伝達と市場支配力の関連性が明らかになり、大豆と菜種についてはそれが定量的に示された。このことから、市場支配力の推計の代替として、非対称価格伝達の推計を行うことに意義が見出せる。特に、非対称価格伝達の推計においては価格データのみを使用し、構造モデルやその誘導形を用いる市場支配力の推計と比較して、より少ないデータで実証分析を行うことができるという利点がある。ただし、非対称価格伝達と市場支配力は本来異なる概念であり、必ずしも推計結果が一意に対応しているわけではなく、構造モデルの推計にも弾性値の導出や厚生水準の計測が可能といった利点が存在するため、非対称価格伝達の推計が市場支配力の推計の完全な代替手法であると考えべきでないことは言を俟たない。

6.3 本研究の意義

本研究は、近年の世界的な食料価格の上昇と価格変動の増大の中で、新興国需要やバイオ燃料需要等を背景として世界的に関心が高まっている植物油脂原料に焦点を当てた。特に、3大植物油脂原料であるパーム油、大豆、菜種を対象とし、その国際市場構造を明らかにし、価格伝達構造や主要輸出国の市場支配力に関して計量経済学的に実証分析を行った。国際植物油脂原料市場に関して産業組織論分析を行うことにより、食料価格や穀物相場の高騰とその価格変動の増大に関する議論で見過ごされている、市場構造や価格伝達、不完全競争に関する問題に着眼し、現代の食料問題の議論に新たな視座を与えたことは、本研究の特色である。また、近年関心が集まっている植物油脂原料を分析対象とすることで、市場構造や価格伝達、不完全競争に関する研究に現代的意味を与えている点も、本研究の意義として挙げられる。

本研究の主な学術的貢献としては、既存研究に欠如している以下の点に関して分析を行ったことである。すなわち、第一に、主要な植物油脂原料を対象に、産業組織論の分析枠組に則り、国際市場構造を明らかにするとともに、主要輸出国の輸出産業の市場構造を比較分析した。第二に、非対称価格伝達の実証分析を行い、植物油脂原料の国際価格伝達構造を解明した。第三に、主要輸出国の市場支配力を推計し、植物油脂原料の国際市場における不完全競争性を明らかにした。第四に、非対称価格伝達と市場構造や市場支配力との関連性を分析することで、非対称価格伝達に関する産業組織論分析を行い、古典的産業組織論の分析枠組に非対称価格伝達の視点を導入した。第五に、ローリング・ウィンドウ法を用いた非対称価格伝達や市場支配力の推計を行い、パラメータの経年変化を把握することを可能にするという新しい分析視点を提示した。第六に、ローリング推計に基づき、非対称価格伝達指数や市場支配力指数を計測し、市場構造に関する統計と併せて、それらの関連性について定量的な比較分析を行った。

6.4 今後の課題

今後の研究課題は次の通りである。まず、非対称価格伝達の要因に関する分析が挙げられる。本研究では非対称価格伝達の導出や、国際市場構造および市場支配力との関連性について焦点を当てたが、非対称価格伝達が存在する要因について、3.1.2 で挙げた不完全競争以外の要因を検討することで究明することも、伝統的ながら重要な課題である。また、推計方法に関しては、Enders and Siklos (2001)に基づく共和分閾値自己回帰モデル以外の推計モデルについて検討し、異なるモデルによる分析結果の比較を行うことが考えられる。

市場支配力の推計については、ある輸出国の輸出企業と比較して、輸出相手国の全輸入

企業の数は多いと考えられるため、本研究では輸入市場の完全競争性を仮定した。しかし、輸入国が市場支配力を持つ可能性を考慮し、残余供給モデルを用いた輸入国の市場支配力の推計も今後の検討課題である¹³²。また、Song et al. (2009)のように、残余需要モデルと残余供給モデルを併せることで、双方寡占の問題を考慮するような分析方法について、そのモデルが双方寡占の問題を厳密に解決することができるかを含め、検討することは有意義である。さらに、古典的産業組織論の分析枠組に基づき、市場構造と市場成果の因果関係を数量分析することも重要な含意を与えると考えられる¹³³。

一方、本研究は貿易過程を対象としたが、植物油脂原料は輸出国内での生産から集荷、輸入国内における流通および加工、消費といった流通段階を前後に控えている。よって、フードシステムの観点により、多段階の同時決定性や流通段階間の相互作用を考慮するようなモデルの構築が、発展的な研究課題として挙げられる。このようなフードシステムの分析を行うことで、外生的ショックが各流通主体に与える影響や、経済厚生の変化を分析することも可能となる。また、本研究では輸出国を各財について一国に限定したが、空間均衡的視点を導入することで、輸出国同士の価格伝達や水平的競争関係について検討することも、より実態に即した分析を行うためには必要となるだろう。さらに、一般均衡的視点を導入し、他産業を考慮した外生的ショックの影響等についてシミュレーション分析を行うことも、非対称価格伝達や市場支配力に関する研究の新展開となり得るだろう。

¹³² 残余供給モデルでは、輸出市場を完全競争市場と仮定しなくてはならず、この条件に正当性があるかは議論の余地がある。

¹³³ 関連して、非対称価格伝達が市場行動と市場成果のどちらに分類されるかについて検討することも興味深い。

参考文献

- Abdulai, A. (2000) "Spatial Price Transmission and Asymmetry in the Ghanaian Maize Market," *Journal of Development Economics*, Vol.63(2): 327-349.
- Abdulai, A. (2002) "Using Threshold Cointegration to Estimate Asymmetric Price Transmission in the Swiss Pork Market," *Applied Economics*, Vol.34(6): 679-687.
- Alderman, H. (1993) "Intercommodity Price Transmittal: Analysis of Markets in Ghana," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.55(1): 43-64.
- Alexander, C. and J. Wyeth (1994) "Cointegration and Market Integration: An Application to the Indonesian Rice Market," *Journal of Development Studies*, Vol.30(2): 303-328.
- Almon, S. (1965) "The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures," *Econometrica*, Vol.33(1): 178-196.
- Appelbaum, E. (1979) "Testing Price-Taking Behavior," *Journal of Econometrics*, Vol.9(3): 283-294.
- Appelbaum, E. (1982) "The Estimation of the Degree of Oligopoly Power," *Journal of Econometrics*, Vol.19(2-3): 287-299.
- Ardeni, P.G. (1989) "Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices?," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.71(3): 661-669.
- Asche, F., L. Nøstbakken, A. Øglend, and S. Tveterås (2011) "Buying Power in UK Retail Chains: A Residual Supply Approach," *Aquaculture Economics & Management*, Vol.15(1): 1-17.
- Baffes, J. (1991) "Some Further Evidence on the Law of One Price: The Law of One Price Still Holds," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.73(4): 1264-1273.
- Bai, J. and P. Perron (2003) "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.18(1): 1-22.
- Bailey, D. and B.W. Brorsen (1989) "Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets," *Western Journal of Agricultural Economics*, Vol.14(2): 246-252.
- Bain, J.S. (1951) "Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-1940," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.65(3): 293-324.
- Bain, J.S. (1956) *Barriers to New Competition*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Baker, J.B. and T.F. Bresnahan (1988) "Estimating the Residual Demand Curve Facing a Single Firm," *International Journal of Industrial Organization*, Vol.6(3): 283-300.
- Balke, N.S., S.P.A. Brown, and M.K. Yucel (1998) "Crude Oil and Gasoline Prices: An Asymmetric Relationship?," Technical report, Federal Reserve Bank of Dallas, Economic Review, First Quarter: 2-11.
- Ball, L. and N.G. Mankiw (1994) "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations," *Economic Journal*, Vol.104(423): 247-261.
- Barlow, C., Z. Zen, and R. Gondowarsito (2003) "The Indonesian Oil Palm Industry," *Oil Palm Industry*

Economic Journal, Vol.3(1): 8-14.

- Belleflamme, P. and M. Peitz (2010) *Industrial Organization: Markets and Strategies*, Cambridge University Press, New York.
- Ben-Kaabia, M. and J.M. Gil (2007) "Asymmetric Price Transmission in the Spanish Lamb Sector," *European Review of Agricultural Economics*, Vol.34(1): 53-80.
- Bermejo, M.A., D. Peña, and I. Sánchez (2011) "Identification of TAR Models Using Recursive Estimation," *Journal of Forecasting*, Vol.30(1): 31-50.
- Blinder, A.S., E.R. Canetti, D.E. Lebow, and J.B. Rudd (1998) *Asking About Prices: A New Approach to Understanding Price Stickiness*: Russel Sage Foundation, New York.
- Borenstein, S., A.C. Cameron, and R. Gilbert (1997) "Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.112(1): 305-339.
- Boyd, M.S. and B.W. Brorsen (1988) "Price Asymmetry in the U.S. Pork Marketing Channel," *North Central Journal of Agricultural Economics*, Vol.10(1): 103-109.
- Bradburd, R.M. and M.A. Over (1982) "Organizational Costs, 'Sticky Equilibria,' and Critical Levels of Concentration," *Review of Economics and Statistics*, Vol.64(1): 50-58.
- Bresnahan, T.F. (1982) "The Oligopoly Solution Concept Is Identified," *Economics Letters*, Vol.10(1-2): 87-92.
- Brown, S.P.A. and M.K. Yucel (2000) "Gasoline and Crude Oil Prices: Why the Asymmetry?," Technical report, Federal Reserve Bank of Dallas, Economic and Financial Review, Third Quarter: 23-29.
- Cabral, L. and A. Fishman (2006) "A Theory of Asymmetric Price Adjustment," Working Paper.
- Carlton, D.W. and J.M. Perloff (2005) *Modern Industrial Organization*, 4th Edition, Pearson Addison-Wesley, Boston.
- Casson, A. (1999) "The Hesitant Boom: Indonesia's Oil Palm Sub-Sector in an Era of Economic Crisis and Political Change." Center for International Forestry Research. November 1999.
- Chalil, D. (2009) *Market Power: Empirical Analysis in the Indonesian Crude Palm Oil Industry*, VDM Verlag Dr. Muller Aktiengesellschaft & Co. KG.
- Chamberlin, E.H. (1933) *The Theory of Monopolistic Competition*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Chan, K.S. (1993) "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model," *Annals of Statistics*, Vol.21(1): 520-533.
- Chang, H.S. and G. Griffith (1998) "Examining Long-Run Relationships between Australian Beef Prices," *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol.42(4): 369-387.
- Chen, L.H., M. Finney, and K.S. Lai (2005) "A Threshold Cointegration Analysis of Asymmetric Price Transmission from Crude Oil to Gasoline Prices," *Economics Letters*, Vol.89(2): 233-239.
- 茅野信行 (2006) 『アメリカの穀物輸出と穀物メジャーの発展 (改訂版)』 中央大学出版部.
- 茅野信行 (2009) 『食糧格差社会』 ビジネス社.
- Cowling, K. and M. Waterson (1976) "Price-Cost Margins and Market Structure," *Econometrica*, Vol.43(171): 267-274.

- Damania, R. and B.Z. Yang (1998) "Price Rigidity and Asymmetric Price Adjustment in a Repeated Oligopoly," *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, Vol.154(4): 659-679.
- Deodhar, S.Y. and I.M. Sheldon (1996) "Estimation of Imperfect Competition in Food Marketing: A Dynamic Analysis of the German Banana Market," *Journal of Food Distribution Research*, Vol.27(3): 1-10.
- Durham, C.A. and R.J. Sexton (1992) "Oligopsony Potential in Agriculture: Residual Supply Estimation in California's Processing Tomato Market," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.74(4): 962-972.
- Enders, W. and C.W.J. Granger (1998) "Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.16(3): 304-311.
- Enders, W. and P.L. Siklos (2001) "Cointegration and Threshold Adjustment," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.19(2): 166-176.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987) "Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol.55(2): 251-276.
- Fackler, P.L. and B.K. Goodwin (2001) "Spatial Price Analysis," in: Gardner, B. and G. Rausser (Eds.), *Handbook of Agricultural Economics*, Vol.1, Chapter 17: 971-1024.
- FAO, IFAD, IMF, OECD, UNCTAD, WFP, the World Bank, the WTO, IFPRI and the UN HLTF (2011) *Price Volatility in Food and Agricultural Markets: Policy Responses*, 2 June 2011.
- Felt, M.H., J.P. Gervais, and B. Larue (2011) "Market Power and Import Bans: The Case of Japanese Pork Imports," *Agribusiness*, Vol.27(1): 47-61.
- Fisher, F.M. and J.J. McGowan (1983) "On the Misuse of Accounting Rates of Return to Infer Monopoly Profits," *American Economic Review*, Vol.73(1): 82-97.
- Frey, G. and M. Manera (2007) "Econometric Models of Asymmetric Price Transmission," *Journal of Economic Surveys*, Vol.21(2): 349-415.
- Gardner, B.L. (1975) "The Farm-Retail Price Spread in a Competitive Food Industry," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.57(3): 399-409.
- Ghoshray, A. (2007) "An Examination of the Relationship between U.S. and Canadian Durum Wheat Prices," *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol.55(1): 49-62.
- Goldberg, P.K. and M.M. Knetter (1999) "Measuring the Intensity of Competition in Export Markets," *Journal of International Economics*, Vol.47(1): 27-60.
- Gonzales, F., P. Guillotreau, L. Le Grel, and M. Simioni (2003) "Asymmetric Price Transmission with Consistent Threshold along the Fish Supply Chain," INRA Working Paper, 2003-02.
- Goodwin, B.K. and D.C. Harper (2000) "Price Transmission, Threshold Behaviour and Asymmetric Adjustment in the U.S. Pork Sector," *Journal of Agricultural and Applied Economics*, Vol.32(3): 543-553.
- Goodwin, B.K. and M.T. Holt (1999) "Asymmetric Adjustment and Price Transmission in the U.S. Beef Sector," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.81(3): 630-637.
- Goodwin, B.K. and N.E. Piggott (2001) "Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects,"

- American Journal of Agricultural Economics*, Vol.83(2): 302-317.
- Granger, C.W.J. and T.H. Lee (1989) "Investigation of Production, Sales, and Inventory Relationships Using Multicointegration and Nonsymmetric Error-Correction Models," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.4(S1): S145-S159.
- Granger, C.W.J. and P. Newbold (1974) "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol.2(2): 111-120.
- グリーン, W. H. (2000) 『グリーン計量経済分析 2 (改定 4 版)』エコノミスト社, (斯波恒正・中妻照雄・浅井学訳).
- Griffith, G.R. and N.E. Piggot (1994) "Asymmetry in Beef, Lamb and Pork Farm-Retail Price Transmission in Australia," *Agricultural Economics*, Vol.10(3): 307-316.
- Hamilton, G. (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton.
- 羽森茂之 (2000) 『計量経済学』中央経済社.
- Hansen, B. (1997) "Inference in TAR Models," *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol.2(1): 119-131.
- Hassan, D. and M. Simioni (2001) "Price Linkage and Transmission between Shippers and Retailers in the French Vegetable Channel," INRA Working Paper.
- Hausman, J.A. (1978) "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, Vol.46(6): 1251-1271.
- Hayashi, F. (2000) *Econometrics*, Princeton University Press, Princeton.
- Headey, D. and S. Fan (2008) "Anatomy of a Crisis: The Causes and Consequences of Surging Food Prices," *Agricultural Economics*, Vol.39(s1): 375-391.
- Heien, D.M. (1980) "Markup Pricing in a Dynamic Model of the Food Industry," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.61(1): 10-18.
- Helpman, E. (1981) "International Trade in the Presence of Product Differentiation, Economies of Scale and Monopolistic Competition: A Chamberlin-Heckscher-Ohlin Approach," *Journal of International Economics*, Vol.11(3): 305-340.
- Helpman, E. (1984) "Increasing Returns, Imperfect Markets, and Trade Theory," in: Jones, R.W. and P.B. Kenen (Eds.), *Handbook of International Economics*, Vol.1, Chapter 7: 325-365.
- Helpman, E. and P.R. Krugman (1985) *Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition, and the International Economy*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Hendricks, K. and R.P. McAfee (2005) "A Theory of Bilateral Oligopoly," *Economic Inquiry*, Vol.48(2): 391-414.
- 樋口修 (2008) 「穀物価格の高騰と国際食料需給」『調査と情報』, No.617.
- Holloway, G.J. (1991) "The Farm-Retail Price Spread in an Imperfectly Competitive Food Industry," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.73(4): 979-989.
- 本間正義 (2009) 「世界の食料問題と東アジアの対応」『問題と研究』, Vol.38(2): 1-30.
- Hotelling, H. (1929) "Stability in Competition," *Economic Journal*, Vol.39(153): 41-57.
- Houck, J.P. (1977) "An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions," *American*

Journal of Agricultural Economics, Vol.59(3): 570-572.

- Huber, P.J. (1967) "The Behavior of Maximum Likelihood Estimates under Nonstandard Conditions," In *Vol. 1 of Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, University of California Press, Berkeley.
- IMF-IFS (International Financial Statistics), July 2011 (CD-ROM).
- In, F. and B. Inder (1997) "Long-Run Relationships Between World Vegetable Oil Prices," *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol.41(4): 455-470.
- 磯田宏 (2001) 『アメリカのアグリフードビジネス』 日本経済評論社.
- Iwata, G. (1974) "Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly," *Econometrica*, Vol.42(5): 947-966.
- Jaffry, S. (2004) "Asymmetric Price Transmission: A Case Study of the French Hake Value Chain," *Marine Resource Economics*, Vol.19(4): 511-523.
- Johansen, S. (1991) "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol.59(6): 1551-1580.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration - with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52(2): 169-210.
- Just, R.E. and W.S. Chern (1980) "Tomatoes, Technology, and Oligopsony," *Bell Journal of Economics and Management Science*, Vol.11(2): 584-602.
- Karp, L.S. and J.M. Perloff (1989) "Dynamic Oligopoly in the Rice Export Market," *Review of Economics and Statistics*, Vol.71(3): 462-470.
- Karp, L.S. and J.M. Perloff (1993) "A Dynamic Model of Oligopoly in the Coffee Export Market," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.75(2): 448-457.
- Karrenbrock, J.D. (1991) "The Behaviour of Retail Gasoline Prices: Symmetric or Not?," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol.73: 19-29.
- Kinnucan, H.W. and O.D. Forker (1987) "Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.69(2): 285-292.
- 小島泰友 (2003) 「小麦製品をめぐる価格伝達構造に関する計量経済学的研究」 博士論文 (東京大学大学院農学生命科学研究科農業・資源経済学専攻).
- Kovenock, D. and K. Widdows (1998) "Price Leadership and Asymmetric Price Rigidity," *European Journal of Political Economy*, Vol.14(1): 167-187.
- Krugman, P.R. (1987) "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes," in: Arndt, S.W. and J.D. Richardson (Eds.), *Real-Financial Linkages in Open Economies*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Krugman, P.R. (1989) "Industrial Organization and International Trade," in: Schmalensee, R. and R.D. Willig (Eds.), *Handbook of Industrial Organization*, Vol.2, Chapter 20: 1179-1223.
- Kwiatkowski D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992) "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?," *Journal of Econometrics*, Vol.54(1-3): 159-178.

- Larson, D. (1996) "Indonesia's Palm Oil Subsector," Policy Research Working Paper. The World Bank, International Economics Department, Commodity Policy and Analysis Unit, September 1996.
- Lau, L.J. (1982) "On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data," *Economics Letters*, Vol.10(1-2): 93-99.
- Lerner, A.P. (1934) "The Concept of Monopoly and the Measurement of Monopoly Power," *Review of Economic Studies*, Vol.1(3): 157-175.
- Lewis, M. (2011) "Asymmetric Price Adjustment and Consumer Search: An Examination of the Retail Gasoline Market," *Journal of Economics & Management Strategy*, Vol.20(2): 409-449.
- Little, R.J.A. (1992) "Regression with Missing X's: A Review," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.87(420): 1227-1237.
- Lloyd, T., S. McCorrison, W. Morgan, A. Rayner, H. Weldegebriel (2009) "Buyer Power in U.K. Food Retailing: A 'First-Pass' Test," *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization*, Vol.7(1): 1-38.
- MacKinnon, J.G. (1996) "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.11(6): 601-618.
- MacKinnon, J.G., A.A. Haug and L. Michelis (1999) "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.14(5): 563-577.
- Maki, D. and S. Kitasaka (2006) "The Equilibrium Relationship among Money, Income, Prices, and Interest Rates: Evidence from a Threshold Cointegration Test," *Applied Economics*, Vol.38(13): 1585-1592.
- 松井隆宏・中島亨・阪井裕太郎・八木信行 (2011) 「水産物市場の構造変化と価格伝達：クロマグロを事例に」『国際漁業研究』, Vol.10(1): 1-13.
- 松浦克己・コリン＝マッケンジー (2001) 『EViewsによる計量経済分析：実践的活用法と日本経済の実証分析』 東洋経済新報社.
- McCorrison, S., C.W. Morgan, and A.J. Rayner (1998) "Processing Technology, Market Power and Price Transmission," *Journal of Agricultural Economics*, Vol.49(2): 185-201.
- McCorrison, S., C.W. Morgan, and A.J. Rayner (2001) "Price Transmission: The Interaction between Market Power and Returns to Scale," *European Review of Agricultural Economics*, Vol.28(2): 143-159.
- Meyer, J. and S. von Cramon-Taubadel (2004) "Asymmetric Price Transmission: A Survey," *Journal of Agricultural Economics*, Vol.55(3): 581-611.
- Mohanty, S., E.W.F. Peterson, and N.C. Kruse (1995) "Price Asymmetry in the International Wheat Market," *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol.43(3): 355-366.
- 中島亨 (2010) 「米国産トウモロコシ輸出過程の市場構造と価格伝達」『農業経済研究』, Vol.81(4): 223-234.
- 中島亨 (2011a) 「農産物流通における非対称価格伝達のシミュレーション分析：農業経営者に与える影響を中心に」 日本農業経営学会研究大会個別報告 4-2, 2011年9月, 三重.
- 中島亨 (2011b) 「米国の大豆輸出における市場支配力と価格伝達」『2011年度日本農業経済学会論文集』: 401-408.

- 中島亨・アムズル＝リフィン・松田浩敬 (2011) 「インドネシアにおけるオイルパーム市場の成熟化とその効果」『農業経営研究』, Vol.49(2): 164-169.
- 中島亨・松田浩敬・A. Rifin (2010) 「パーム搾油産業における価格伝達の実証分析：インドネシア・北スマトラ州を対象として」日本農業経済学会大会個別報告 55, 2010年3月, 京都.
- Nakajima, T. (2011a) “Asymmetric Price Transmission in the U.S. Soybean Exports,” *International Journal of Agricultural Research*, Vol.6(4): 368-376.
- Nakajima, T. (2011b) “Asymmetric Price Transmission of Palm Oil: Comparison between Malaysia and Indonesia,” Department of Agricultural and Resource Economics Working Paper Series No.11-E-01, The University of Tokyo.
- Nakajima, T., H. Matsuda, and A. Rifin (2010) “Structural Change in the Supply Chain of Palm Oil: A Case of North Sumatra Province, Indonesia,” International EAAE (European Association of Agricultural Economists)-SYAL Seminar Conference Proceedings, No.108.
- Nakajima, T., T. Matsui, Y. Sakai, and N. Yagi (2011) “Capturing Changes in Asymmetric Price Transmission: A Rolling Window TAR Estimation Using Bluefin Tuna Case Study,” *Journal of International Fisheries*, Vol.10: 1-18.
- Neumann, J.V. and O. Morgenstern (1944) *Theory of Games and Economic Behavior*, Princeton University Press, Princeton.
- 農林中金総合研究所 (2009) 『変貌する世界の穀物市場』家の光協会.
- 大島祐 (1990) 「カナダ菜種産業の展開」『日本農芸化学会誌』(現『化学と生物』誌), Vol.64(7): 1285-1290.
- 小沢健二 (2010) 「カナダにおける穀物流通業界の再編：Viterro 生誕の経緯と背景」『輸入食糧協議会報』2010年7月：11-22.
- Palaskas, T.B. (1995) “Statistical Analysis of Price Transmission in the European Union,” *Journal of Agricultural Economics*, Vol.46(1): 61-69.
- Palaskas, T.B. and B. Harriss (1993) “Testing Market Integration: New Approaches with Case Material from the West Bengal Food Economy,” *Journal of Development Studies*, Vol.30(1): 1-57.
- Peltzman, S. (2000) “Prices Rise Faster than They Fall,” *Journal of Political Economy*, Vol.108(3): 466-502.
- Peri, M. and L. Baldi (2010) “Vegetable Oil Market and Biofuel Policy: An Asymmetric Cointegration Approach,” *Energy Economics*, Vol.32(3): 687-693.
- Perloff, J.M., L.S. Karp, and A. Golan (2007) *Estimating Market Power and Strategies*, Cambridge University Press, New York.
- Petrucelli, J. and S. Woolford (1984) “A Threshold AR(1) Model,” *Journal of Applied Probability*, Vol.21(2): 270-286.
- Pick, D.H. and T.A. Park (1991) “The Competitive Structure of U.S. Agricultural Exports,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.73(1): 133-141.
- Rapsomanikis, G., D. Hallam, and P. Conforti (2006) “Market Integration and Price Transmission in Selected Food and Cash Crop Markets of Developing Countries: Review and Applications,” in: Sarris A. and D. Hallam (Eds.), *Agricultural Commodity Markets and Trade*. FAO.

- Reagan, P.B. and M.L. Weitzman (1982) "Asymmetries in Price and Quantity Adjustment by the Competitive Firm," *Journal of Economic Theory*, Vol.27(2): 410-420.
- Reed, M.R. and S.H. Saghaian (2004) "Measuring the Intensity of Competition in the Japanese Beef Market," *Journal of Agricultural and Applied Economics*; Vol.36(1): 113-121.
- Shen, C.H., C.F. Chen, and L.H. Chen (2007) "An Empirical Study of the Asymmetric Cointegration Relationships among the Chinese Stock Markets," *Applied Economics*, Vol.39(11): 1433-1445.
- 柴田明夫 (2007) 『食糧争奪』 日本経済新聞出版社.
- Sichel, D. (1993) "Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look," *Economic Inquiry*, Vol.31(2): 224-236.
- Silvente, F.R. (2005) "Price Discrimination and Market Power in Export Markets: The Case of the Ceramic Tile Industry," *Journal of Applied Economics*, Vol.8(2): 347-370.
- Simeh, M.A. and M.F. Kamarudin (2009) "An Overview of Malaysian Palm Oil Market Share in Selected Markets," *Oil Palm Industry Economic Journal*, Vol.9(1): 29-36.
- Song, B., M.A. Marchant, M.R. Reed, and S. Xu (2009) "Competitive Analysis and Market Power of China's Soybean Import Market," *International Food and Agribusiness Management Review*, Vol.12(1): 21-42.
- Sosland Publishing Company, "World Grain and Milling Annual 2008."
- Stigler, G.J. (1968) *The Organization of Industry*, Richard D. Irwin, Homewood, Illinois.
- Su Y. and J.S. Hwang (2009) "A Two-Phase Approach to Estimating Time-Varying Parameters in the Capital Asset Pricing Model," *Journal of Applied Statistics*, Vol.36(1): 79-89.
- Susila, W. (2004) "Contribution of Oil Palm Industry to Economic Growth and Poverty Alleviation in Indonesia," *Journal of Litbang Pertanian*, Vol.23: 107-114.
- 鈴木宣弘 (2002) 『寡占的フードシステムへの計量的接近』 農林統計協会.
- 鈴木宣弘 (2009) 「食料をめぐる国際情勢と日本農業・農政の展開方向」『農業経済研究』, Vol.81(2): 115-127.
- Swanson N.R. (1998) "Money and Output Viewed Through a Rolling Window," *Journal of Monetary Economics*, Vol.41(3): 455-473.
- Sweezy, P.M. (1939) "Demand Under Conditions of Oligopoly," *Journal of Political Economy*, Vol.47(4): 568-573.
- 田中信世 (2007) 「EUのバイオ燃料政策」『国際貿易と投資』, Winter 2007, No.70: 56-73.
- Tappata, M. (2009) "Rockets and Feathers: Understanding Asymmetric Pricing," *RAND Journal of Economics*, Vol.40(4): 673-687.
- Thraen, C.S., T.C. Hwang, and D.W. Larson (1992) "Linking of U.S. Monetary Policy and Exchange Rates to World Soybean Markets," *Agricultural Economics*, Vol.6(4): 365-384.
- Timmer, P.C. (2008) "The Causes of High Food Prices," ADB Economics Working Paper Series, No.128, Asian Development Bank, October 2008.
- Tirole, J. (1988) *The Theory of Industrial Organization*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Tweeten, L.G. and C.L. Quance (1969) "Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches," *American Economic Review*, Vol.59(2): 175-183.

- USDA-ERS (Economic Research Service), "Agricultural Outlook," September, 1999, No.AGO-264: 21-24.
- van Gelder, J.W. (2004) "Greasy Palms: European Buyers of Indonesian Palm Oil," Friends of the Earth, London.
- von Cramon-Taubadel, S. (1998) "Estimating Asymmetric Price Transmission with the Error Correction Representation: An Application to the German Pork Market," *European Review of Agricultural Economics*, Vol.25(1): 1-18.
- Wallace, D.H. (1937) *Market Control in the Aluminum Industry*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Wane, A., S. Gilbert, and S. Dibooglu (2004) "Critical Values of the Empirical F-Distribution for Threshold Autoregressive and Momentum Threshold Autoregressive Models," Discussion Paper 2004-13, Southern Illinois University.
- Ward, R.W. (1982) "Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.64(2): 205-212.
- White, H. (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol.48(4): 817-838.
- White, L. (1976) "Searching for the Critical Industrial Concentration Ratio," in: Goldfeld, S. and R.E. Quandt (Eds.), *Studies in Non-Linear Estimation*, Ballinger, Cambridge, Massachusetts.
- Williamson, O.E. (1975) *Markets and Hierarchies: Analysis and Antitrust Implications*, The Free Press, New York.
- Wohlgenant, M.K. (2001) "Marketing Margins: Empirical Analysis," in: Evenson, R. and P. Pingali (Eds.), *Handbook of Agricultural Economics*, Vol.1, Chapter 16: 933-970.
- Wolffram, R. (1971) "Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches - Some Critical Notes," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.53(2): 356-359.
- Yang, H. and L. Ye (2007) "Search with Learning: Understanding Asymmetric Price Adjustments," *RAND Journal of Economics*, Vol.39(2): 547-564.
- Zen, Z., C. Barlow, and R. Gondowarsito (2006) "Oil Palm in Indonesian Socio-Economic Improvement: A Review of Options," *Oil Palm Industry Economic Journal*, Vol.6(1): 18-29.
- Zheng, S., D.J. Miller, and S. Fukuda (2009) "Measuring the Welfare Impact of Asymmetric Price Transmission," *Journal of the Faculty of Agriculture, Kyushu University*, Vol.55(1): 181-189.
- Zivot, E. and J. Wang (2006) *Modeling Financial Time Series with S-Plus*, 2nd edition, Springer, New York.

謝辞

本論文の執筆にあたり、多くの方々のご指導、ご協力を賜りましたこと、ここに御礼申し上げます。特に、指導教員の本間正義先生には、論文の内容や構成を中心に、数多くのご指導を賜りました。また、齋藤勝宏先生には、主として計量経済学や経済理論に関するご指導を頂戴いたしました。両先生には、修士課程在学時から6年間にわたるご指導により、本研究に関連するあらゆる分野において初学者であった私に、経済学的思考や論文の読み方、書き方、多くの分析手法を教えていただきました。これらは、研究者としての出発点に立つ私にとって、かけがえのない財産となりました。

両先生に加え、鈴木宣弘先生、中嶋康博先生、木南章先生には、本論文の審査を務めていただき、論文内容や今後の展望について多くの有益なご助言を頂戴いたしました。総合演習においても、泉田洋一先生、木南先生、中嶋先生、萬木孝雄先生、八木洋憲先生から多くのご指摘やご批判、ご意見を賜りました。また、松田浩敬先生には、論文の構成から文章表現に至るまで、細部にわたりご指導いただきました。さらに、山浦紘一氏には、本論文で使用した、残余需要モデルに関する貴重なご助言をいただきました。この他にも、茅野信行先生、生源寺眞一先生、伊東正一先生、茂野隆一先生、八木信行先生、西山哲郎氏、首藤久人先生、山田隆一先生、有路昌彦先生、簡立賢先生、張国益先生、藤田将史氏、高橋太郎先生、氏家清和先生、有本寛先生、古澤慎一先生、松井隆宏先生、高橋大輔先生、他の農業・資源経済学専攻の先生方、同専攻および農学国際専攻の大学院生には、貴重なご意見やご指摘、ご協力、激励のお言葉を賜りました。ご指摘の一部は、依然今後の検討課題として残っておりますが、多くのご指導により、本論文の内容を深めることができたと考えております。ここに、改めて謝意を表します。

最後に、父、母、弟には、研究生生活に対する理解や励ましの言葉をいただき、本論文の執筆を支えていただきました。この場を借りて、心から感謝申し上げます。

2012年3月 中島亨