

国際貿易と経済成長

——生産性格差，外部経済効果と東アジアの異質性——

横 田 一 彦*

要 約

拡張された2部門不均衡アプローチの枠組みの中で、先進国、途上国あわせて51カ国、24年間のサンプルを用い、国際貿易が経済成長に与える経路を明らかにし、東アジア諸国が他の国々と異なるか否かを検証した。その結果、輸出産業と非輸出産業の間の生産性格差、輸出産業から非輸出産業への技術・知識のスピルオーバー、および輸入中間財と国内中間財の生産性格差が経済成長に重要な役割を演じていることが確認できた。さらに、経済成長メカニズムの違いによってグループ化された東アジア諸国は生産性格差と外部経済効果の点で他の発展途上国のみならず先進諸国とも異なり、国際貿易が経済成長に大きな影響を与えるメカニズムを持っていることが確認できた。このうち技術・知識のスピルオーバー効果は市場の歪みが是正された後にも持続する可能性があり、経済発展の見地からは特に重要である。

* 早稲田大学商学部, email : kazuhiko.yokota@waseda.jp, 電話・ファクス : (03) 3204-8994, 東京都新宿区西早稲田1-6-1。

はじめに

国際貿易の増大、ないし貿易の自由化が経済成長に与える影響についての議論は古いにもかかわらず、確定的な結論は今に至っても出ていない⁽¹⁾。結論でない理由の一つは、貿易が経済成長に与える経路が未だ不明だからである。しかし、経済成長と国際貿易に関する初期の議論⁽²⁾から現在に至るまでに、この経路に関して明らかになったことは少なくない。

貿易の増大が経済成長を促す経路の一つではない。貿易が生産性上昇を媒介として経済成長を加速する可能性がいくつか存在する⁽³⁾。貿易を通じて中間財と資本財の種類が増え、自国の生産技術により適した投入財の組み合わせが可能になる。その結果、生産性が上昇する。または、技術や知識は貿易を通じ、国境を越えて伝播することが近年明らかになりつつある⁽⁴⁾。例えば、貿易は国境を越えて生産技術、製品のデザイン等に関する情報の交換を誘発するので、貿易相手国から学習することによって自国の技術や製品開発能力と組み合わせ

(1) 貿易自由化の効果について現在でもコンセンサスがないという例を1998年の *Economic Journal* 誌の小特集に見ることができる。Anne O. Krueger (1998), "Why Trade Liberalization is good for Growth?" *Economic Journal*, 108 (September), 1513-1522. Jose Antonio Ocampo and Lance Taylor (1998), "Trade Liberalization in Developing Economies: Modest Benefits but Problems with Productivity Growth, Macro Prices, and Income Distribution," *Economic Journal*, 108 (September), 1523-1546. David Greenaway, Wyn Morgan and Peter Wright (1998), "Trade Reform, Adjustment and Growth: What does the Evidence tell Us?" *Economic Journal*, 108 (September), 1547-1561.

(2) 貿易と経済成長の関係を理論的に論じた文献は Harry G. Johnson (1958), *International Trade and Economic Growth*, Allen and Unwin, London を始め1950年代に溯ることができる。他の文献については Ronald Findlay (1984), "Growth and Development in Trade Models," Ronald Johns and Peter B. Kenen eds., *Handbook of International Economics, Vol.I*, Amsterdam, North-Holland, 185-236. を参照のこと。一方、貿易が経済成長に与える影響を実証的に検討した初期の文献として例えば Joseph E. Haring and Joseph F. Humphrey (1964), "Simple Models of Trade Expansion," *Western Economic Journal*, Spring, 173-174., Robert F. Emery (1967), "The Relation of Exports and Economic Growth," *Kyklos*, (20), 470-486. Alfred Maizels (1968), *Exports and Economic Growth in Developing Countries*, Cambridge University Press, Cambridge. 等が挙げられる。

(3) 貿易を通じた生産性の上昇に関するモデルは例えば Gene M. Grossman and Elhanan Helpman (1991), *Innovation and Trade in the Global Economy*, Cambridge, Massachusetts and London: MIT Press を参照のこと。

て生産性を上昇させることができる。あるいは貿易による競争によって新しい技術の開発、ないし海外の新しい技術の模倣が促がされ、当該産業の生産性を上昇させることも考えられる。

学習効果は国内の産業間でも生じうる。仮に経済を貿易産業と非貿易産業に分けることができるとすると、国際市場で獲得した貿易産業の技術や知識が、その他の非貿易産業にスピルオーバーすることによって、経済全体の成長を速める可能性が考えられる。この場合、生産性の低い国内産業から高い貿易産業への資源の再配分が円滑に行われれば、高い経済成長率だけでなく、最適な経済構造をも実現する⁽⁵⁾。

このように貿易産業と非貿易産業の間に生産性格差が存在する場合、貿易の増大が全体の経済成長率を押し上げる効果がある。しかし、例えば、この産業間の生産性格差が政策、市場の構造的な硬直性等によって生じており、それが解消されない場合には、貿易が経済全体の高い成長率をもたらしたとしても、その背景に必ずしも最適な経済パフォーマンスが存在するわけではない。産業間の生産性格差は経済全体でみればその経済が最適な生産量を下回った生産をしていることを意味するからである⁽⁶⁾。ところが、生産性格差が大きければ大きいほど生産量はますます最適規模を下回り、ゆえに経済はわずかな増加分に

(4) 例えば David T. Coe and Elhanan Helpman (1995), "International R&D Spillovers," *European Economic Review*, 39, 859-887. David T. Coe, Elhanan Helpman, and Alexander W. Hoffmaister (1997), "North-South R&D Spillovers," *Economic Journal*, 107 (January), Wolfgang Keller (1998), "Are International R&D Spillovers Trade-Related? Analyzing Spillovers among Randomly matched Trade Patterns," *European Economic Review*, 42, 1469-1481. Frank R. Lichtenberg and Bruno van Potterlsberghe de la Potterie (1998), "International R&D Spillovers: A Comment," *European Economic Review*, 42, 1483-1491. 等がその例である。

(5) 資源の再配分による経済成長の可能性を検証したのは Sherman Robinson (1971), "Sources of Growth in Less Developed Countries: A Cross-Section Study," *Quarterly Journal of Economics*, 85(2), 391-408. である。

(6) 生産関数が各要素に関して収穫逓減を示し、競争均衡が成立する限り、両産業の限界生産性が等しいところで最適な価格と生産量の組み合わせが決定されるはずだからである。限界生産性に格差が生じている場合、両産業の産出量を合わせたものは最適生産量を下回る。

も大きく反応し、経済成長率は高くなる可能性がある。

このように経済成長率だけからは、それが経済の有する外部経済メカニズムによるものなのか、あるいは市場の硬直性或政策の歪みによるものなのかを判断することができない。

これら貿易を通じた経済成長への2つの経路、すなわち learning by doing によって貿易産業の技術・知識が他の産業にスピルオーバーする経路と産業間での生産性格差による経路を分離して分析できる枠組みとして2部門不均衡アプローチがある。しかし、従来このアプローチでは輸入を通じた経路を考慮してこなかった⁽⁷⁾。上述したように資本財・中間財の輸入は投入要素の種類を増やし、最適な生産要素の組み合わせを可能にすることによって生産性を上昇させる。そこで本論では貿易産業の技術・知識の他産業への外部経済効果、生産性格差の影響、資本財輸入と中間財輸入の役割に焦点を当てて分析する。

単なる輸出と経済成長との相関、ないし因果関係ではなく、輸出入が経済成長に与えるこのような経路を先進国、途上国あわせて51カ国のサンプルを用いて検証すること、東アジア諸国が他の国々と異なるか否かを検証すること、この2点が本論の目的である。これらの目的を達成するために本論では次の4点を試みる。1. 国際貿易と経済成長の経路をモデル化するために、従来の2部門不均衡アプローチに資本財輸入と中間財輸入による経済成長への影響をモデルに組み入れる。2. 拡張された2部門不均衡アプローチの枠組みの中で東アジア諸国がその他の国々、その他の発展途上諸国とどのように異なるかを分析する。3. 従来、分析上、アприオリに同一の構造パラメータを持つと仮定されることの多かった東アジア諸国について、同一と仮定するための基準を定義し、4. この基準に沿ったグループで1と2の分析を行う。本論の構成は以下

(7) 先述したように近年の貿易と経済成長に関する理論的貢献、例えば Grossman and Helpman (1991) 前掲書や Alwyn Young (1991), "Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade," *Quarterly Journal of Economics*, 106, 369-405. は、輸出入と経済成長の関係を考察したものであるにも関わらず、実証研究はもっぱら輸出と経済成長の関係を対象にしてきた。

の通りである。

2節で2部門不均衡アプローチのこれまでの成果と問題点を記述する。3節では本論で使用している2部門のモデルを提示する。本論のモデルでは経済成長の要因としてこれまで明示的に組み込まれることのなかった資本財輸入と中間財輸入の影響を考慮している。モデルは資本財か中間財かという輸入投入財のカテゴリーで2つに分けられ、それぞれのモデルが提示される。4節では、これまでの多くの研究で明らかになった2部門不均衡アプローチの欠点を改善した、クロス・カントリー・データとプール・データそれぞれによる推計結果が示される。5節では東アジア諸国の経済成長メカニズムの同質性を論じ、東アジア諸国の中でも同質的な経済が他の国々と異なるか否かという問題に焦点を当てる。6節では5節までに推計されたパラメータを用い、経済成長率を5つの要因に分解し、各グループ・地域ごとの特徴を明らかにする。7節では本論で得られた観察事実の要約と解釈、そして今後のあるべき研究方向を示す。

2. 2部門不均衡アプローチ—これまでの成果と問題点

前節で高い経済成長率は投入要素の増加のみならず、貿易による競争、学習効果等による生産性の上昇、輸出促進政策等による産業間での生産性の格差によって生じる可能性を指摘した。この産業間での生産性格差の存在と輸出による正の外部効果が経済成長にいかなる影響を与えているかという問題を、生産関数を用いて、実際の産業別投入要素のデータを用いることなく集計されたデータのみを使用して統計的に検証可能にしたものがFeder (1982, 1986)⁽⁸⁾のモデルである。

Federによる2部門不均衡アプローチ⁽⁹⁾はその後多くの応用とモデルの拡張

(8) Gershon Feder (1982), "On Exports and Economic Growth," *Journal of Development Economics*, 12, 59-73. Gershon Feder (1986), Growth in Semi-Industrial Countries: A Statistical Analysis," H. Chenery, S. Robinson and M. Syrquin, eds., *Industrialization and Growth: A Comparative Study*, Oxford University Press, 263-282.

がおこなわれた。例えば、Rana (1988)⁽¹⁰⁾はBalassa (1985)⁽¹¹⁾の推計式とFederモデルの比較⁽¹²⁾を1973年のオイルショック前後に分けたプール・データで検証している。そしてBalassaの推計式による結果は安定的だが、Federモデルによる結果は期間の取り方、推計方法によって異なり、安定的ではないという結論を下している。Kohli and Singh (1989)⁽¹³⁾は2部門不均衡アプローチをクロス・カンントリー・データに用い、輸出成長率と経済成長率の非線型の関係を検討し、輸出が経済成長に影響を与えるための最低努力基準があることを実証している。Ram (1986)⁽¹⁴⁾は時系列データとクロス・カンントリー・データを用い、政府消費で代理した政府のサイズと経済成長との関係を2部門不均衡アプローチのフレームワークで分析している。彼はクロス・カンントリーと時系列のそれぞれの推計結果から政府サイズが経済成長にポジティブな外部経済効果を持つと結論している。Hansen (1994)⁽¹⁵⁾は同様に政府支出で代用した政府サイズが経済成長に影響するかどうかを、先進5カ国の時系列データで検討し

(9) David Greenaway and David Sapsford (1994), "What Does Liberalization Do for Exports and Growth?" *Weltwirtschaftliches Archiv*, 130(1), 152-174. は2部門不均衡アプローチを含む生産関数アプローチの簡単なサーベイを行っている。

(10) Pradumna B. Rana (1988), "Exports, Policy Changes, and Economic Growth in Developing Countries after the 1973 Oil Shock: Comments." *Journal of Development Economics*, 28, 261-264.

(11) Bella Balassa (1985), "Exports, Policy Choices, and Economic Growth in Developing Countries after the 1973 Oil Shock," *Journal of Development Economics*, 18, 23-25.

(12) Balassaの推計式は $\frac{\dot{Y}}{Y} = c + F_K \frac{I}{Y} + \lambda \frac{\dot{L}}{L} + \theta \frac{\dot{X}}{X}$ であるのに対し、Federモデルは

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = c + F_K \frac{I}{Y} + \lambda \frac{\dot{L}}{L} + \left(\frac{\delta}{1+\delta} - \theta \right) \frac{X}{Y} \frac{\dot{X}}{X} + \theta \frac{\dot{X}}{X} \text{ である。} \frac{\delta}{1+\delta} = \theta \text{ という特殊な場合、Federモデルは}$$

Balassaモデルに一致する。パラメータの解釈については本論を、Federモデルに関しては特に本論(5)式を参照のこと。また、Balassa (1985)等のモデルを単に生産関数アプローチと呼び、本論の2部門不均衡アプローチと区別する。

(13) Inderjit Kohli and Nirvikar Singh (1989), "Exports and Growth: Critical Minimum Effort and Diminishing Returns," *Journal of Development Economics*, 30, 391-400.

(14) Rati Ram (1986), "Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross-Section and Time-Series Data," *American Economic Review*, 76(1), 191-203.

(15) Paul Hansen (1994), "Investment Data and the Empirical Relationship between Exporters, Government and Economic Growth," *Applied Economics Letters*, 1, 107-110.

ている。時系列での分析でもプール・データでの分析でも政府のサイズの影響は確認できないが、変数の取り方で結果が変わる可能性を指摘し、時系列でもプール・データでも分析結果は頑健ではないことを示唆している。Greenaway and Sapsford (1994)⁽¹⁶⁾は経済成長率を輸出成長率に回帰させる従来の生産関数アプローチと2部門不均衡アプローチの双方のモデルを19カ国の時系列データで検証しているが、有意な結果を得ていない。Alexander (1994)⁽¹⁷⁾は労働と資本のほかに貨幣を生産要素としてFederモデルを組み立て、政府部門と輸出部門の外部経済効果を検証している。23カ国26年間のデータでの実証で、いずれの外部経済効果もポジティブでかつ統計的にも有意な数値を得ている。Iskan (1998)⁽¹⁸⁾はFederモデルを輸出と技術進歩の関係に応用し、メキシコ製造業の貿易自由化の影響を47製造業の1970から90年までのパネル・データで検証し、中間財輸入の増大が生産性の上昇に貢献していたことを明らかにしている。Begum and Shamsuddin (1998)⁽¹⁹⁾はバングラデシュの輸出と経済成長の関係を時系列データで検証し、輸出の産業間の生産性格差と外部経済を通じた経済成長への経路を確認している。

Federモデルについてのいくつかの重要な指摘と修正も1990年代になされている。Esfahani (1991)⁽²⁰⁾は輸出が経済成長に結びつく経路に、輸出による外貨の獲得とその外貨による中間財輸入があることを明示的にモデルに含めた⁽²¹⁾。彼は輸出の増大はこの輸入制約を緩和することによって経済成長に寄与することを31の新興工業国の1960年から86年までのデータで示した。また、彼

(16) David Greenaway and David Sapsford (1994) 前掲論文。

(17) W. Robert J. Alexander (1994), "Money and Growth in a Sectoral Production Function Framework," *Applied Financial Economics*, 4, 133-142.

(18) Talan Iskan (1998), "Trade Liberalization and Productivity: A Panel Study of the Mexican Manufacturing Industry," *Journal of Development Studies*, 34(5), 123-148.

(19) Shamshad Begum and Abul F. M. Shamsuddin (1998), "Exports and Economic Growth in Bangladesh," *Journal of Development Studies*, 35(1), October, 1998, 89-114.

(20) Hadi Salehi Esfahani (1991), "Exports, Imports, and Economic Growth in Semi-Industrialized Countries," *Journal of Development Economics*, 35, 93-116.

は同時に輸出成長率と経済成長率の同時性を考慮して、同時方程式による推計も行っている。

Bliginsoy and Khan (1994)⁽²²⁾はFeder (1982)が付加価値ベースの生産額と総生産額の違いを混同しているとして、総付加価値額と総生産額との関係をモデルに組み入れた推計式で分析を行っている。Feder (1982)では資本と労働を投入要素とする生産関数によって総付加価値を定義しており、Bliginsoy and Khan (1994)では同様の生産関数を総生産量と定義しているという違いがある。ただし、Bliginsoy and Khan (1994)の批判は生産関数に中間投入財を含めないうまま総生産量を定義しているところに問題がある。すなわち、中間財投入を考慮した生産関数で定義されたアウト・プットを総生産量とするべきである⁽²³⁾。本論ではこの考えに従って後述するように資本財と中間財をそれぞれ投入要素とする生産関数のアウト・プットを付加価値ベースの生産量と総生産量の2つにそれぞれ分けて考えることにする。

一方、Federモデルの推計上の問題点を指摘しているものにAlexander et.al. (1996)⁽²⁴⁾がある。彼らはFederモデルやその拡張モデルの推計が統計上、正確な有意性の検定になっていないことを示し、Federその他のモデルの再推計を行っている。彼らの疑義は、検証した係数推定値が検証したい係数(Feder

(21) 本論で展開している中間財輸入モデルは、非輸出部門の生産関数の形、外部経済の仮定等でEsfahani (1991)のモデルとは異なっている。また彼の検証ではクロス・カントリーの推計結果から意味あるインプリケーションを導出することが難しく、かつ推定値の検定方法が非線型の検定になっていない、という問題がある。

(22) Cihan Bilginsoy and Shahrukh R. Khan (1994), "Cross-Sector Export 'Externalities' in Developing Countries," *Economics Letters*, 44, 215-220.

(23) この点に関してはPranab Bardhan and Sydney Lewis (1970), "Models of Growth with Imported Inputs," *Economica*, 37(148), 373-385. Spencer Star (1974), "Accounting for the Growth of Output," *American Economic Review*, 64(1), 123-135. Moshe Syrquin (1987), "Growth Accounting with Intermediate Inputs and the Transmission of Technical Change," *Journal of Development Economics*, 26, 17-23等を参照のこと。

(24) W. Robert Alexander, Paul Hansen and P. Dorian Owen (1996), "Inference on Productivity Differentials in Multi-Sector Models of Economic Growth," *Journal of Development Economics*, 51, 315-325.

モデルでは輸出産業と非輸出産業の間の限界生産性格差と輸出の非輸出産業に与える外部経済の規模)の非線形関数になっているにもかかわらず、この関係を見捨てて結論を導いてしまっていることにあった。そこで彼らは Wald 検定と信頼区間の推定によって、これまでの実証結果のうちいくつかは結論がミスリーディングであったことを明らかにしている。実際彼らの提案した検定方法によると、Feder (1982) の他は Alexander (1994) を除けば、計測したい係数の推定値は統計的に有意ではなくなり、導かれた結論には大きな疑問が残る結果となっている。

3. 輸出, 資本財輸入, 中間財輸入と経済成長—2部門不均衡モデル

3.1 輸入資本財投入と経済成長

既に述べたように、Feder のモデルは資本財、中間財輸入による経済成長の可能性を考慮していない。そこで本節では資本財、中間財輸入の役割を明示的に組み込んだ2部門不均衡モデルを提示する。

国内市場向け産業 (N) と輸出産業⁽²⁵⁾ (X) の生産関数をそれぞれ次のように表す。国内市場向け産業は輸出産業からの外部経済を受けると仮定し、輸出産業は獲得した外貨によって、または政府の政策によって輸入資本財をその生産に使用できるとする⁽²⁶⁾。

$$(1) \quad N(t) = F(K_n(t), L_n(t), X(t))$$

$$(2) \quad X(t) = G(K_x(t), K_m(t), L_x(t))$$

生産関数 F は、輸出産業からのスピルオーバー効果を所与とした場合、資

(25) ここで輸出産業とは輸出入を同時に行う貿易産業をさす。ただし、この貿易産業はアウトプットをすべて輸出するため、簡単化のために以下、単に輸出産業と呼ぶことにする。

(26) 現実的な問題として外貨制約を単純に $K_m \leq X$ と捉えるわけにはいかない。ほぼ例外なくすべての国で資本移動が生じており、外貨ギャップは国債、間接・直接投資、援助等によってファイナンスされているからである。

本と労働の投入に対し規模に関する収穫一定を仮定する。生産関数 G も規模に関して収穫一定を仮定する。さらに両関数とも微分可能条件を満たすものとする。

この2つの産業の生産要素市場で最適資源配分が達成された時に、社会全体の実質国内総付加価値 ($N+X$) が最大になる。しかし、様々な理由によって国内市場向け産業と輸出向け産業で生産要素の移動が円滑ではなく、あるいは2つの生産要素市場が分離されている場合、輸出産業の限界生産性が国内市場向け産業のそれよりも高い可能性がある。例えば、ある産業が輸出できるということは、その産業に国際市場において、価格ないし質的競争力があることを意味している。このことは特に発展途上国の場合に当てはまると考えられる。一般に途上国では、国内市場よりも国際市場の方が製品の価格と品質に対する要求が高く、ゆえに国内市場向け産業よりも輸出市場向け産業の方が効率的な生産をしていると考えられるからである。または輸出産業は国際取引を通じてより効率的な経営管理のマネジメントや新しい技術、デザイン等を学ぶことができる。あるいは、輸出補助金や輸出産業への優遇税制といった輸出産業に有利な制度、政策の適用等の超輸出促進政策⁽²⁷⁾によって、限界生産性格差が生じている可能性もある。

2部門不均衡アプローチは、輸出成長率の上昇がこの格差を通じて経済成長率に与える影響の経路を陽表的に検証することを可能にしている。

一方、輸入資本財と国内で生産された資本財の生産性格差は、何らかの輸入政策（関税等の輸入制限のみならず、輸入補助金といった輸入奨励策も含む）⁽²⁸⁾によって国内資本財市場と国際資本財市場の間にディスティーションが存

(27) 輸出を目的として輸出財の価格を国際価格に比べて割安にする政策を Bhagwati は超輸出促進政策と名づけ、国際価格からの国内価格のバイアスを取り除く輸出促進政策と区別している。Bhagwati, Jagdish N. (1990), "Export-promoting Trade Strategy: Issues and Evidence," C. Milner ed., Export Promotion Strategies: Theory and Evidence from Developing Countries, New York University Press.

在した場合、あるいは国内市場が未成熟で硬直的であった場合に生じる。本論のアプローチは資本財輸入比率がこの生産性格差を通じて経済成長率に与える影響の経路の有無、その大きさの検証を可能にしている。

2つの産業の資本財と労働の限界生産性格差を δ^a 、輸入資本財と国内資本財の限界生産性格差を η^a で表す⁽²⁹⁾。 δ^a と η^a の添字aは δ と η が資本財輸入モデルの係数であることを示す。これ以降時間の添字tを省略する。

$$\frac{G_{K_x}}{F_K} = \frac{G_L}{F_L} = 1 + \delta^a, \quad \delta^a \in [0, +\infty)$$

$$\frac{G_{K_m}}{G_{K_x}} = 1 + \eta^a, \quad \eta^a \in [0, +\infty)$$

G_i および F_i は両部門のそれぞれの生産要素*i*の限界生産性である。この経済にデイスティーションが存在せず、競争均衡の条件が満たされる場合、 $\delta^a = \eta^a = 0$ となり、最適資源配分が達成される。

ここで $\dot{Z} = \frac{dZ}{dt}$ として次式を得る。

$$\begin{aligned} (3) \quad \dot{Y} &= \dot{N} + \dot{X} \\ &= F_K \dot{K}_n + F_L \dot{L}_n + F_X \dot{X} + G_{K_x} \dot{K}_x + G_{K_m} \dot{K}_m + G_L \dot{L}_x \\ &= F_K \dot{K}_d + F_L \dot{L} + F_X \dot{X} + \delta^a [F_K \dot{K}_x + F_K \dot{K}_m + F_L \dot{L}_x] + (1 + \eta^a + \eta^a \delta^a) F_K \dot{K}_m \end{aligned}$$

輸出産業の生産関数から次の関係を導くことができる。

(28) 通常、輸出促進政策のパッケージにはこれら輸出産業に有利な資本財・中間財の輸入政策が含まれている。その意味ではこれらの輸入政策も輸出促進政策の一環である。

(29) 国内市場向け産業と輸出産業のデイスティーションのデータは一般に入手不可能である。2部門不均衡アプローチはこれらの disaggregate されたデータを必要とせず、デイスティーションの大きさを求めるところにその特長の一つがある。しかし、そのためにはこの強い仮定が必要である。

$$F_K \dot{K}_x + F_K \dot{K}_m + F_L \dot{L}_x = \frac{\dot{X}}{1 + \delta^a} - \eta^a F_K \dot{K}_m$$

簡単化のために国内資本財も輸入資本財も資本減耗を無視すれば、 $\dot{K}_n + \dot{K}_x = \dot{K}_d = I$ および $\dot{K}_m = M_k$ となる。ここで K_d は国内で調達される資本ストック、 I は国内投資、 M_k は輸入資本である。

この結果を用いて(3)式を書き換え整理すれば次の(4)式を得る。

$$(4) \quad \dot{Y} = F_K I + F_L \dot{L}_x + \left(\frac{\delta^a}{1 + \delta^a} + F_X \right) \dot{X} + (1 + \eta^a) F_K \dot{K}_m$$

次に、国内市場向け産業の生産関数を次のように仮定する。

$$N = F(K_n, L_n, X) = X^{\theta^a} \phi(K_n, L_n), \quad \theta^a \in [0, 1]$$

生産関数 F の仮定から ϕ は一次同次である。 θ^a の添字 a は θ が資本財輸入モデルの係数であることを示す。これより、この産業の輸出産業による限界生産性 (F_X) は以下のように表現できる。

$$F_X = \theta^a \left(\frac{N}{X} \right) = \theta^a \frac{(N/Y)}{(X/Y)} = \theta^a \frac{1 - (X/Y)}{(X/Y)} = \frac{\theta^a}{X/Y} - \theta^a$$

さらに(4)式の右辺第2項に関して、多くの先行論文に従い、労働の平均生産性と限界生産性の間に線形の関係性を仮定し、 $F_L = \lambda^a \left(\frac{Y}{L} \right)$ とすると、結局、GDP 成長率は次式によって表される。

$$(5) \quad \frac{\dot{Y}}{Y} = F_K \frac{I}{Y} + \lambda^a \frac{\dot{L}_x}{L} \left(\frac{\delta^a}{1 + \delta^a} - \theta^a \right) \frac{X}{Y} \frac{\dot{X}}{X} + \theta^a \frac{\dot{X}}{X} + (1 + \eta^a) F_K \frac{M_k}{Y}$$

実質国内総付加価値（実質 GDP）成長率は投資比率、労働成長率、輸出成

長率,そして資本財輸入比率で表すことができる。ウェイト(輸出-GDP比率)付きの輸出成長率の係数は生産性格差 δ^a と非輸出産業に与える輸出の外部経済効果の大きさを示す θ^a (以後,外部経済効果と呼ぶ)からなる。またウェイトの付かない輸出成長率の係数は θ^a のみであるため, δ^a も θ^a も推定することができる。しかし,このFederによる定式化はこれまで広く用いられてきたが,後にみるように推計上の問題が生じる。よって,上式に簡単な変更を加えて次の式を得る。

$$(6) \quad \frac{\dot{Y}}{Y} = F_K \left(\frac{I}{Y} + \frac{M_k}{Y} \right) + \lambda^a \frac{\dot{L}}{L} + \frac{\delta^a}{1 + \delta^a} \frac{X}{Y} \frac{\dot{X}}{X} + \theta^a \frac{N}{Y} \frac{\dot{X}}{X} + \eta^a F_K \frac{M_k}{Y}$$

この(6)式が資本財輸入モデルの推計に使用する式である。すでに指摘したように,資源の最適配分が達成された場合, $\delta^a = \eta^a = 0$ となる。その際に輸出成長率の上昇は外部経済効果を通じてのみ経済成長に正の影響を与える。資本財輸入比率の上昇は資本財生産性格差がゼロでも国内投資と同様に非輸出産業の限界生産性を通じて経済成長率に正の影響を与える。生産性格差と資本財生産性格差がゼロではない場合,すなわち資源の最適配分が達成されていない場合,輸出成長率と資本財輸入比率の経済成長率に与える影響の程度は生産性格差 δ^a と η^a が大きくなるに従ってそれぞれ増大する⁽³⁰⁾。

ここで注意しなければならないことは,2つの生産性格差が増大するに従って,国際貿易の経済成長率に与える影響の程度は増大するが,経済は最適レベルからますます乖離(低下)していく,ということである。たとえば輸出財産業と非輸出財産業の間のディスターションを大きくするような超輸出促進政策の採用は,輸出成長率上昇の経済成長率への正の影響を強化するが,経済は最適レベルからはますます遠ざかっていくことになる。 δ^a と η^a が大きい場合,

(30) $\frac{\delta^a}{1 + \delta^a}$ は $\delta^a \geq 0$ の増加関数である。

経済のレベルは最適レベルより低いと考えられるから、輸出成長率や資本財輸入比率の上昇による経済成長率への影響は大きい。一方、 δ^a と η^a が小さい場合、経済レベルはすでに最適水準に近づいているために、輸出成長率の上昇や資本財輸入比率の増大による経済成長率への影響は小さくなると考えられる。そこで本論ではこの δ^a と η^a を経済の制度的なディスターションの程度、と同時にこれらがゼロ以上の値を想定しているので、輸出産業にバイアスを持った政策の強度と解釈することにする。便宜上 δ^a を生産性格差、 η^a を輸入資本財格差と呼ぶことにする。

3.2 輸入中間財投入と経済成長

前記の輸入資本財投入モデルと同様に国内市場向け産業 (N) と輸出産業 (X) の生産関数をそれぞれ次のように仮定する。国内市場向け産業は輸出産業からの外部経済を受け、輸出産業は獲得した外貨、ないしは政策によって輸入中間財をその生産に使用できると仮定する。生産関数の仮定は資本財輸入モデルと同じである。

$$(7) \quad N(t) = F(K_n(t), L_n(t), V_n(t), X(t))$$

$$(8) \quad X(t) = G(K_x(t), L_x(t), V_x(t), V_m(t))$$

ここで、資本財輸入モデルと同様に輸出産業と国内市場向け産業では資本と労働の限界生産力が、輸出産業における国内資本と輸入資本ではそれぞれの限界生産力が異なると仮定する。以下時間の添字 t を省略する。添字 b は各係数が中間財輸入モデルのものであることを示す。

$$\frac{G_K}{F_K} = \frac{G_L}{F_L} = \frac{G_{V_x}}{F_V} = 1 + \delta^b, \quad \delta^b \in [0, +\infty),$$

$$\frac{G_{V_m}}{G_{V_x}} = 1 + \eta^b, \quad \eta^b \in [0, +\infty)$$

国内総生産はこの2つの産業の生産量を合計したものであるから、以下を得る。

$$\begin{aligned} (9) \quad \dot{Q} &= \dot{N} + \dot{X} \\ &= F_K \dot{K}_n + F_L \dot{L}_n + F_V \dot{V}_n + F_X \dot{X} + G_K \dot{K}_x + G_L \dot{L}_x + G_{V_x} \dot{V}_x + G_{V_m} \dot{V}_m \\ &= F_K \dot{K} + F_L \dot{L} + F_V \dot{V}_d + F_X \dot{X} + \delta^b [F_K \dot{K}_x + F_L \dot{L}_x + F_V \dot{V}_x] + G_{V_m} V_m \end{aligned}$$

ここで $V_d = V_n + V_x$ は国内で生産された中間財を表す。輸出産業の生産関数から次の関係を導くことができる。

$$F_K \dot{K}_x + F_L \dot{L}_x + F_V \dot{V}_x = \frac{\dot{X}}{1 + \delta^b} - \frac{G_{V_m} V_m}{1 + \delta^b}$$

この結果を用い、(9)式を書き換え、整理すれば次式を得る。

$$(10) \quad \dot{Q} = F_K I + F_L \dot{L} + F_V \dot{V}_d + \left(\frac{\delta^b}{1 + \delta^b} + F_X \right) \dot{X} + \frac{1}{1 + \delta^b} G_{V_m} \dot{V}_m$$

ただし、 $I = \dot{K}_n + \dot{K}_x$ である。

また、国内市場向け産業の生産関数を

$$N = F(K_n, L_n, V_n, X) = X^{\theta^b} \phi(K_n, L_n, V_n), \quad \theta^b \in [0, 1]$$

と仮定すると、この非輸出産業が輸出産業から受ける外部経済の限界生産性 F_X は次のように表現できる。

$$F_X = \theta^b \left(\frac{N}{X} \right) = \theta^b \frac{(N/Q)}{(X/Q)} = \theta^b \frac{1 - (X/Q)}{(X/Q)} = \frac{\theta^b}{X/Q} - \theta^b$$

一方、総生産と付加価値との間には次のような関係が存在する。

$$p_y Y = pQ - p_v V_d - p_m V_m$$

ここで p , p_y , p_v , p_m はそれぞれ総生産、総付加価値、国内中間財、輸入中間財の価格である。両辺の変化分をとり、数量の変化と価格の変化の項に分けると次式を得る。

$$\dot{Y} = \left(\frac{p}{p_y} \dot{Q} - \frac{p_v}{p_y} \dot{V}_d - \frac{p_m}{p_y} \dot{V}_m \right) + \left(\frac{p}{p_y} \frac{\dot{p}}{p} Q - \frac{p_v}{p_y} \frac{\dot{p}_v}{p_v} V_d - \frac{p_m}{p_y} \frac{\dot{p}_m}{p_m} V_m - \frac{\dot{p}_y}{p_y} Y \right)$$

右辺2番目の括弧内の価格効果をゼロと仮定する⁽³¹⁾と次の(11)式を得る。

$$(11) \quad \dot{Y} = \frac{p}{p_y} \left[F_K I + F_L \dot{L} + \left(F_V - \frac{p_v}{p} \right) \dot{V}_d + \left(\frac{\delta^b}{1 + \delta^b} - \theta^b \right) \dot{X} + \theta^b Q \frac{\dot{X}}{X} \right] \\ + \left[\frac{p}{p_y} \frac{1}{1 + \delta^b} G_{V_m} - \frac{p_m}{p_y} \right] \dot{V}_m$$

F_V は非輸出部門の国内中間財の限界生産性である。国内市場向け産業が利潤極大行動をとっている限り、 $F_V = P_V / P$ が成立する。さらに、資本財輸入モデルと同様に、労働の限界生産性を $F_L = \lambda^b \left(\frac{Y}{L} \right)$ と仮定すると、結局 GDP 成長

(31) この括弧内がゼロになるという仮定は Syrquin (1987) 前掲論文や Esfahani (1991) 前掲論文で用いられている。これが正当化されるのは粗生産量から実質付加価値を求める際に double deflation technique が用いられているためである。この double deflation については以下の論文を参照のこと。Evssey D. Domar (1961), "On the Measurement of Technological Change," *Economic Journal*, 71, 709-729. Paul A. David (1962), "The Deflation of Value Added," *Review of Economics and Statistics*, 44(2), 148-155. Paul A. David (1966), "Measuring Real Net Output: A Proposed Index," *Review of Economics and Statistics*, 48(4), 419-425. Christopher A. Sims (1969), "Theoretical Basis for a Double Deflated Index of Real Value Added," *Review of Economics and Statistics*, 51(4), 470-471. Michael Bruno (1978), "Duality, Intermediate Inputs and Value-Added," Melvyn Fuss and Daniel McFadden eds., *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications, Volume 2 Applications of the Theory of Production*, North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 3-16.

率は次式によって表される。

$$(12) \quad \frac{\dot{Y}}{Y} = F_K \frac{pI}{p_y Y} + \lambda^b \frac{p}{p_y} \frac{\dot{L}}{L} + \frac{\delta^b}{1 + \delta^b} \frac{pX}{p_y Y} \frac{\dot{X}}{X} + \theta^b \frac{pN}{p_y Y} \frac{\dot{X}}{X} \\ + \left[\frac{p_v}{p_y} (1 + \eta^b) - \frac{p_m}{p_y} \right] \frac{V_m}{Y} \frac{\dot{V}_m}{V_m}$$

この(12)式が次節の推計に使用する式である。ここで、 δ^b 、 θ^b 、 η^b はそれぞれ、生産性格差、外部経済効果、輸入中間財格差を表す。

(12)式の右辺第5項の $[\cdot]$ 内の値は中間財の輸入に何の障壁もなく、国内市場で競争価格が決定されていれば $\eta^b = 0$ 、 $p_v = p_m$ でゼロになり、中間財輸入は経済成長に影響を与えない。しかし $[\cdot]$ 内の値は η^b のみならず p_v と p_m の相対の大きさにも影響を受ける。例えば輸出産業にバイアスを持つ政策が取られ、中間財の輸入を促進するために輸入価格が低く抑えられていた場合、 $\eta^b > 0$ のもとで $[\cdot]$ 内の値は正になる。輸出産業を中間財輸入に関して優遇するような輸出促進政策をとっている場合である。一方で輸入中間財格差が正であっても輸入中間財価格が国内中間財価格を大幅に上回れば $[\cdot]$ 内は負になる可能性もある。政策等による市場の歪みが小さな経済では、おおよそ $p_v = p_m$ かつ $\eta^b = 0$ が成立していると考えられるので、輸入中間財による経済成長への影響は微少であると予想される。そこで本論ではこの $[\cdot]$ 内の値を価格効果を含んだ輸入中間財の生産性格差、ないしは輸出産業にバイアスを持つ政策の

強度と解釈することにする。以下、表記を $\left[\frac{p_v}{p_y} (1 + \eta^b) - \frac{p_m}{p_y} \right] = \eta_p^b$ と改める。

η_p^b は正負、ゼロいずれの値もとりうる。

生産性格差 δ^b 、外部経済効果 θ^b の解釈は資本財輸入モデルの場合と同じである。

4. 推計

4.1 推計式と推計すべき係数について

資本財輸入ケース

まず(6)式で $\alpha_1 = F_K$, $s_I = \frac{I}{Y}$, $\alpha_2 = \lambda^a$, $l = \frac{\dot{L}}{L}$ と表示する。 F_K は非輸出財部門の限界生産性である。

Alexander et.al. (1996) が指摘しているように、(5)式では係数の推定値の有意性検定を直接 δ^a の有意性検定に用いることができない。計測される係数推定値は実際に検定したい係数の非線形になっており、かつ一つの係数推定値に求めたい二つのパラメータが存在するからである。一方、(6)式では直接的に t 検定でその有意性を知ることができる。そこで、(6)式に従って輸出成長率に関わる定数と変数を区別してまとめ、 $\alpha_3 = \frac{\delta^a}{1 + \delta^a}$, $s_X = \frac{X}{Y}$, $x = \frac{\dot{X}}{X}$, $\alpha_4 = \theta^a$, $s_N = \frac{N}{Y}$ とする。輸入成長率には輸入資本財と国内資本財の限界生産力格差を示す η^a と非輸出部門の資本の限界生産性 F_K の積がパラメータとして存在するが、資本の限界生産性は投資比率の項にも存在するので、資本の限界生産力格差の値は単独で求めることができる。

定数項 c を加え、さらに well-behaved な誤差項 ε を加えて、(6)式をパラメータと変数によって次式のように示すことができる。

$$y = c + \alpha_1(s_I + s_{Mk}) + \alpha_2 l + \alpha_3 s_X x + \alpha_4 s_N x + \alpha_5 s_{Mk} + \varepsilon$$

本論では δ^a の有意性検定を次のように行う。まず δ^a を α_3 の係数推定値の非線型制約について解き、漸近的に標準正規分布に従う統計量⁽³²⁾によって検定する。帰無仮説と対立仮説はそれぞれ、 $H_0: \delta = 0, H_1: \delta \neq 0$ であり、求めたい統計量 z ⁽³³⁾ は以下の通りである。

(32) William H. Greene (1993), *Econometric Analysis*, Second Edition, pp.218-222.

$$z = \frac{\hat{\delta}}{\sqrt{\text{est.Var}(\hat{\delta})}} = \frac{f(\hat{\alpha}_3)}{\sqrt{[f'(\hat{\alpha}_3)]^2 \text{Var}(\hat{\alpha}_3)}} \sim N(0, 1)$$

ここで、

$$\hat{\delta} = f(\hat{\alpha}_3) = \frac{\hat{\alpha}_3}{1 - \hat{\alpha}_3}$$

である。

また、資本の国内財と輸入財の生産性格差を示す η^a は (α_5/α_1) によって求められるが、これにより生じる非線型の問題もやはり上記の方法に従って検定を行う。

中間財輸入ケース

前節の資本財輸入モデルと同様に定数項 c と誤差項 ε を加えて、(12)式をパラメータと変数によって次式のように示す。

$$y = c + \beta_1 s_I^n + \beta_2 l + \beta_3 s_X^n x + \beta_4 s_N^n x + \beta_5 s_{Vm} v_m + \varepsilon$$

この中間財輸入の推計式が資本財輸入のそれと異なるのは輸入中間財シェアを除く他のシェアが名目値であること、 $\beta_2 = \lambda^b \frac{p}{p_Y}$ 、 $\beta_5 = \eta^b$ 、 $s_{Vm} = \frac{V_m}{Y}$ 、 $v_m = \frac{\dot{V}_m}{V_m}$ であること、中間財輸入のパラメータは β_5 だけであり、資本財輸入のケースとは違い β_1 は関係しないこと、である。各係数推定値の解釈と検定方法については、 $\beta_1 = F_K$ 、 $\beta_3 = \frac{\delta^b}{1 + \delta^b}$ 、 $\beta_4 = \theta^b$ であるので、資本財の場合と同じであるが、先述したように β_5 は価格効果を含んだ輸入中間財格差であることに注

(33) これは Wald 検定量の平方根になっている。A. C. Harvey (1990), *The Econometric Analysis of Time Series*, Second Edition, MIT Press, Cambridge, MA. や Allan W. Gregory and Michael R. Veall (1985), "Formulating Wald Tests of Nonlinear Restrictions," *Econometrica*, 53, 1465-1468. が指摘する「検定量の計算方法の違いによって異なる検定結果が得られる」という Wald 検定のもつ問題は、本論では δ と η の表示形式はただ一つなので生じない。

意を要する。

本論では以下、推定値を示すハット（ $\hat{}$ ）は省略する。

使用したデータは、実質GDP（ Y ）、投資（ I ）、労働者数³⁴（ L ）と資本財の価格指数については *Penn-World Tables Mark V*³⁵ から、輸出（ X ）、資本財輸入（ M_K ）、中間財輸入（ V_M ）はアジア経済研究所貿易統計検索システム *AID-XT* より、輸出価格指数、中間財の輸入価格指数は国際通貨基金（IMF）*International Financial Statistics*（*IFS*）よりそれぞれ求めている。また欠損値は *IFS* および世界銀行 *World Tables* 各年版によって補い、*Penn-World Tables* とその他のデータの乖離³⁶ はやはりこの2つのデータソースによって調整している。資本財輸入として国際貿易商品分類（*SITC*）の7部（機械類および輸送用機器類）³⁷ を、中間財輸入として国際貿易商品分類5部（化学工業製品）と6部（原料別製品）をそれぞれ当てている。輸出入価格指数はそれぞれの単位価格指数で代用している。

4.2 クロス・カントリーによる推計

2部門不均衡アプローチを用いたこれまでの実証研究のうち、Federをはじめとするいくつかの論文では、ある期間の平均値を用いたクロス・カントリーによる推計を行っている。これは、ほとんどすべての国で多くの変数に大きな

34) ほとんど全ての実証研究と同様に労働者数を総人口数で代用しているのは、労働者数のデータが入手不可能であったためである。総人口数は、多くの実証研究で指摘されているように必ずしも労働者数の最良の代理変数ではない。

35) Robert Summers and Alan Heston (1991), "The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988," *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 327-368.

36) *Penn-World Tables* のデータと他の資料のデータとは異なる基準価格を使用しているため、直接的な比較はできない。

37) *SITC* 7部には機械部品が含まれるが、これを中間財とせず、資本財に入れているのはすべての観測期間で、すべての国に分類上の統一性を持たせるためである。*SITC* はこれまで数度にわたって分類方法が変化してきており、その各改定ごとに分類上の大きな質的違いが存在する。また、各国で新しい分類に訂正された年がまちまちであるため、細かい分類では時系列、クロス・カントリーともに統一性を持ったデータを採用することが困難になっている。

変動が観察され、時系列のみならず、時系列とクロス・カントリーのプール・データでさえも安定的で統計的、経済学的に意味ある推計結果が得にくいことによる、と思われる³⁸⁾。またこの場合、解釈上、生産性格差の効果が長期にわたって存続する理由を必要としない。

そこで本節では考察期間の平均値を用いた推計結果を示し、輸入資本財格差と輸入中間財格差が、経済成長を説明するためにどのように重要な役割を担っているかという問題について考察する。

表1は全標本51カ国と発展途上国32カ国の推計結果を示している。Feder モデルと Bilginsoy and Khan モデルは本論の資本財輸入モデル、中間財輸入モデルからそれぞれ輸入資本財格差項、輸入中間財格差項を除外して推計したものである。本論で考察対象としている期間は1968年から92年までの24年間で対象国は51カ国である。推計は OLS を基本とし、White の (10% を基準とした) 不均一分散テストによって不均一分散が疑われる場合については、ウェイト付き最小2乗法 (WLS) を採用し、不均一分散の改善を図っている。結果については White の不均一分散一致推定量によって評価した諸統計量を採用している。これは OLS と WLS による標準誤差の比較を可能にするためである。また参考のために Feder (1982) と Bilginsoy and Khan (1994) の結果も併記した。

まず資本財輸入モデルと中間財輸入モデルの結果を見ると、資本財輸入モデルの輸入資本財格差がマイナスの値をとっていることが分かる。資本財輸入モデルでは、資本財輸入によって付加価値が増大する効果よりも輸入増による付

³⁸⁾ しかし、Ross Levine and David Renelt (1992), "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions," *American Economic Review*, 82(4), 942-963. は、たとえクロス・カントリー・データによる推計でも、経済成長率を貿易の変数に回帰させた場合には、モデルのスペシフィケーションに関して推計結果は頑健ではないと主張している。彼らはまた、貿易が経済成長に影響を与えるのは資源配分の改善を通じてというよりはむしろ、貿易が物的資本を蓄積させることによってであるという可能性を指摘している。

表1 クロスカントリー・データによる推計結果

全標本51カ国					
	Feder モデル	資本財輸入 モデル		Bilginsoy and Khan モデル	中間財輸入 モデル
$\hat{\delta}^a$	2.169 {2.552} [0.0108]	0.715 {0.827} [0.4070]	$\hat{\delta}^b$	2.036 {2.712} [0.0068]	0.320 {2.166} [0.0304]
$\hat{\theta}^a$	0.251 (4.979) [0.0000]	0.272 (4.545) [0.0000]	$\hat{\theta}^b$	0.251 (5.052) [0.0000]	0.259 (5.254) [0.0000]
$\hat{\eta}^a$		-3.759 {-1.216} [0.2240]	$\hat{\eta}_p^b$		1.914 {7.021} [0.0000]
発展途上国32カ国					
	Feder モデル	資本財輸入 モデル		Bilginsoy and Khan モデル	中間財輸入 モデル
$\hat{\delta}^a$	1.902 {1.681}	0.030 {0.077} [0.9362]	$\hat{\delta}^b$	1.958 {1.681}	0.406 {1.668} [0.0950]
$\hat{\theta}^a$	0.268 (5.577) [0.0000]	0.325 (5.681) [0.0000]	$\hat{\theta}^b$	0.268 (5.739) [0.0000]	0.278 (6.472) [0.0000]
$\hat{\eta}^a$		-3.498 {-2.799} [0.0052]	$\hat{\eta}_p^b$		1.796 {7.143} [0.0000]
注：1968年から92年までの51カ国の平均値による推計。51カ国は先進国と発展途上国からなる。発展途上国は32カ国（付表1参照）。Feder モデルは資本財輸入モデルから資本財輸入効果を除いたもの、Bilginsoy and Khan モデルは中間財輸入モデルから中間財輸入効果を除いたもの。推計方法については本文を参照のこと。（・）内は t 値、{・} 内は z 値（本文参照）、[・] 内は p 値。					
Feder (1982)		Bilginsoy and Khan (1994)			
		発展途上国	中進国		
$\hat{\delta}$	0.773 N.A.	1.171 (0.78) < [0.50]	0.173 (0.51) > [0.50]		
$\hat{\theta}$	0.131 (4.239) < [0.001]	0.168 (1.49) < [0.20]	0.278 (2.60) < [0.02]		
標本数	31	27	29		
注	1964年から73年までの平均値による推計。	1980年から90年までの平均値による推計。			

加価値減少の影響が大きい可能性を示している。一方、中間財輸入モデルではすべての係数推定値が正で統計的にも有意にゼロとは異なり、モデルの含意がデータで確認されている。

次に Feder モデルと資本財輸入モデル、Bilginsoy and Khan モデルと中間財輸入モデルをそれぞれ比較すると、生産性格差が資本財・中間財輸入モデルの方が小さいことが分かる。一方、全標本51カ国の結果でも発展途上国32カ国の結果でも、外部経済効果は資本財・中間財輸入モデルの方が大きい³⁹⁾が、その差は微小である。つまり、輸入資本財格差、ないしは輸入中間財格差を除いた場合、生産性格差が過大に評価される可能性があることを示唆している。また、輸入中間財格差は全標本51カ国でみても発展途上国32カ国でみても1を大きく超え、統計的にもきわめて有意に帰無仮説を棄却できる。

このように輸入資本財・輸入中間財格差を入れた場合と入れなかった場合では経済成長への国際貿易の貢献度が大きく異なってしまうことが分かる。輸入の役割を考慮してこなかったこれまでの2部門不均衡アプローチは、経済成長への国際貿易の与える影響を検証するという目的からは不十分であったことになる。

4.3 プール・データによる推計

2部門不均衡アプローチで平均値を用いた推計では比較的安定的なパラメータを推計できるが、各国の時系列データを1時点に凝縮してしまう結果、それぞれの国の持つ時系列の情報を捉えることができない³⁹⁾。そこで次にプール・データによる推計を試みる。対象国は4.2と同じ51カ国で、期間は1968年から92年である。各時系列データの極端な変動を取り除くために、3期(年)の移

³⁹⁾ Ann Harrison (1996), "Openness and Growth: A Time Series, Cross-Country Analysis for Developing Countries," *Journal of Development Economics*, 48, 419-447. は貿易と経済成長の関係を考察する際に、クロスカントリー・データで分析するか、プール・データで分析するかによって結果が変わる可能性を指摘している。

動平均を施している。また推計式から明らかなように説明変数の中に輸出成長率が2箇所含まれる。このためこの二つの変数間に強い相関関係が存在し、推計結果に多重共線性の存在が疑われる。そこで変数 S_{Xx} と S_{Xx}^2 に1期のラグを設けて多重共線性の問題を避けることにする。

推計には各国の定数項ダミー (fixed effect) を付けた一般化最小自乗法⁽⁴⁰⁾と variance component (random effect) model を用いているが、各推計グループ間のパラメータ δ , θ , η の推定値に、推計方法による大きな違いがみられないことから、fixed effect の結果のみを掲載し、以下の議論もその結果のみに限定する。

資本財輸入モデル

まず資本財輸入モデルの結果を表2によって確認しよう。発展途上国とOECD諸国からなる全標本と発展途上国32カ国による推計では、すべての係数推定値 $(\alpha_1, \dots, \alpha_5)^{(41)}$ が統計的に有意に帰無仮説を棄却できる。推計結果から導出される δ^a , θ^a , η^a ⁽⁴²⁾ について、全標本52カ国と途上国32カ国の間には δ^a と η^a は途上国の方がわずかに高く、 θ^a は全標本の方がわずかに高いという関係が見て取れる。輸入資本財格差 η^a がマイナスであることを除けば、 δ^a も θ^a も予想された範囲内の数値になっている。例えば輸出産業の外部経済効果 θ^a は、輸出が10%増大したとすると、 $\theta^a = 0.02$ のとき国内市場向け産業の生産量は約0.2%、 $\theta^a = 0.04$ のとき約0.4%だけ増大する。また δ^a の結果から、輸出産業の資本と労働それぞれの限界生産性は国内市場向け産業の1.6倍から1.7倍になることがわかる。

(40) クロス・セクションの不均一分散に対処するために groupwise heteroscedastic model を使用している。William H. Greene (1993), *Econometric Analysis, Second Edition*, Macmillan, New York, p.448。

(41) 以下、これらを誘導型パラメータと呼ぶ。

(42) 以下、これらを構造パラメータと呼ぶ。

次に OECD19カ国, ラテンアメリカ15カ国, 東アジア7カ国の各グループの推計結果をみよう。 δ^a はラテンアメリカで高く(0.76), OECDで低い(0.30)。一方, 東アジアはそのほぼ中間(0.46)で, 途上国32カ国(0.65)を下回っている。このことは発展途上国ほど生産性格差, すなわち輸出, 非輸出財産業間のデイストーションが大きいという直感に一致する。OECDの θ^a は0.07と他のグループに比較して際立って高く, 統計的にも高い確率でゼロとは異なっている。東アジアの θ^a は0.04で, ラテンアメリカの θ^a は0.025であり, それぞれ4%, 7%水準で帰無仮説を棄却できる。OECDと東アジアでは国内市場向け産業の資本の限界生産性がネガティブ, OECDとラテンアメリカでは輸入資本財の限界生産性がネガティブである結果, η^a はラテンアメリカと東アジアではネガティブになっている。国内市場向け生産であっても, 資本の限界生産性がネガティブであることはモデルの含意とは異なり, OECDと東アジアの結果は η^a に関する限りモデルとデータの間不整合がある。

中間財輸入モデル

次に中間財輸入モデルの結果をやはり表2から考察しよう。OECDと途上国を含めた51カ国による推計では, すべての誘導型パラメータ(β_1, \dots, β_5)は統計的に有意で, 予想される符号条件を満たしている。この推計結果から導出された δ^b は輸出産業の資本と労働の限界生産性が国内市場向け産業のそれよりも1.078倍高いこと, 外部経済効果は0.019(輸出の1%の増加は約0.2%国内市場向け産業の生産を増大させる)と正の値であることが分かる。輸入中間財格差 η_p^b は, 1.9と高く, 何らかの政策的・制度的要因によって経済成長率に与える中間財輸入成長率の影響が大きいことも類推できる。ただし, δ^b はわずかに13%水準で統計的有意性をもつに過ぎない。

各グループの推計結果から, 途上国32カ国と中南米15カ国の統計的に有意なパラメータは η_p^b のみ, OECD19カ国では3つの構造パラメータすべてが高い

表2

係数 (変数)	資本財輸入モデル				
	全標本51	発展途上国32	OECD19	中南米15	東アジア7
$\hat{\alpha}_1(S_I + S_{Mk})$	0.023 (2.784) [0.0055]	0.051 (4.771) [0.0000]	-0.031 (-2.050) [0.0409]	0.071 (4.357) [0.0000]	-0.055 (-2.720) [0.0072]
$\hat{\alpha}_2(l)$	0.682 (4.616) [0.0000]	0.611 (3.096) [0.0020]	0.811 (3.335) [0.0009]	2.327 (4.390) [0.0000]	-0.413 (-1.932) [0.0550]
$\hat{\alpha}_3(S_X x)$	0.263 (5.845) [0.0000]	0.396 (5.649) [0.0000]	0.232 (3.690) [0.0003]	0.433 (3.064) [0.0023]	0.317 (4.492) [0.0000]
$\hat{\alpha}_4(S_N x)$	0.037 (5.089) [0.0000]	0.027 (2.872) [0.0042]	0.072 (5.926) [0.0000]	0.025 (1.840) [0.0667]	0.042 (2.090) [0.0382]
$\hat{\alpha}_5(S_{Mk})$	-0.057 (-6.270) [0.0000]	-0.095 (-7.001) [0.0000]	-0.003 (-0.227) [0.8204]	-0.245 (-4.271) [0.0000]	0.019 (0.891) [0.3742]
R^2	0.550	0.594	0.473	0.433	0.573
\bar{R}^2	0.528	0.573	0.443	0.400	0.542
F 値	341.34 [0.0000]	255.62 [0.0000]	92.57 [0.0000]	61.99 [0.0000]	50.01 [0.0000]
標本数	1173	736	437	345	161
$\hat{\delta}^a$	0.356 { 4.311 < [0.001]	0.656 { 3.411 < [0.001]	0.302 { 2.834 [0.0046]	0.765 { 1.736 [0.0836]	0.463 { 3.070 [0.0022]
$\hat{\theta}^a$	0.037 (5.089) [0.0000]	0.027 (2.872) [0.0042]	0.072 (5.926) [0.0000]	0.025 (1.840) [0.0667]	0.042 (2.090) [0.0382]
$\hat{\eta}^a$	-2.426 { -3.995 < [0.001]	-1.855 { -7.981 < [0.001]	0.101 { 0.208 [0.8336]	-3.456 { -3.980 < [0.001]	-0.355 { -1.281 [0.2006]

プール・データによる推計結果

	中間財輸入モデル				
	全標本51	発展途上国32	OECD19	中南米15	東アジア7
係数 (変数)					
$\hat{\beta}_1(S_1^m)$	0.044 (5.659) [0.0000]	0.071 (6.864) [0.0000]	0.003 (0.216) [0.8294]	0.09 (7.194) [0.0000]	-0.05 (-2.404) [0.0173]
$\hat{\beta}_2(l)$	1.026 (6.530) [0.0000]	1.757 (7.368) [0.0000]	0.451 (1.989) [0.0474]	2.06 (5.038) [0.0000]	0.44 (1.438) [0.1525]
$\hat{\beta}_3(S_{X^m}x)$	0.072 (1.644) [0.1004]	0.086 (1.107) [0.2685]	0.126 (2.322) [0.0207]	0.11 (1.129) [0.2595]	-0.03 (-0.334) [0.7386]
$\hat{\beta}_4(S_{N^m}x)$	0.019 (2.826) [0.0048]	0.013 (1.470) [0.1421]	0.057 (4.920) [0.0000]	-0.01 (-0.970) [0.3325]	0.03 (1.677) [0.0955]
$\hat{\beta}_5(S_{vm}v_m)$	1.925 (14.180) [0.0000]	2.600 (11.736) [0.0000]	1.568 (9.421) [0.0000]	5.72 (13.536) [0.0000]	0.85 (3.855) [0.0002]
R^2	0.595	0.647	0.515	0.566	0.563
\bar{R}^2	0.575	0.629	0.488	0.540	0.531
F 値	385.93 [0.0000]	290.41 [0.0000]	109.57 [0.0000]	105.76 [0.0000]	47.96 [0.0000]
標本数	1104	667	437	345	161
$\hat{\delta}^b$	0.078 {1.525} [0.1280]	0.094 {1.012} [0.3124]	0.144 {2.029} [0.0424]	0.12 {1.010} [0.3124]	-0.03 {-0.344} [0.7332]
$\hat{\theta}^b$	0.019 (2.826) [0.0048]	0.013 (1.470) [0.1421]	0.057 (4.920) [0.0000]	-0.01 (-0.970) [0.3325]	0.03 (1.677) [0.0955]
$\hat{\eta}_p^b$	1.925 (14.180) [0.0000]	2.600 (11.736) [0.0000]	1.568 (9.421) [0.0000]	5.72 (13.536) [0.0000]	0.85 (3.855) [0.0002]

注：推計は fixed effects を含めた groupwise heteroscedastic model による。Fixed effects による定数項はスペースの節約のため略している。国分類の構成国は付表1を参照のこと。(・)内は t 値、[・]内は p 値、{・}内は z 値 (本文参照) である。

統計的有意性を示している。東アジア7カ国では θ^b (10%水準) と η_p^b が統計的に有意であった。そこで η_p^b に関して各グループ間で比較すると中南米15カ国がOECDや東アジア諸国を大きく上回り、輸入中間財の生産性格差が中南米では他の地域よりも大きいことが分かる。

次に外部経済効果 θ^b をOECD19カ国と東アジア7カ国で比較すると、若干OECDの方が高いことが確認できる。中南米では統計的に有意ではないものの η_p^b がマイナスの値をとっている。

東アジアは特殊か

表3は資本財輸入モデルと中間財輸入モデルの51カ国と途上国32カ国の標本の中に東アジア7カ国の(定数項および各スロープ)ダミーを含めて推計したものである。まず資本財輸入モデルの結果を見ると、51カ国全体の標本による推計も途上国32カ国による推計とも δ^a , θ^a , η^a を決定する誘導型パラメータのうち、 δ^a を決める α_3 と α_4 ($=\theta^a$) は統計的に有意ではない。つまり、東アジア7カ国の輸出産業の資本と労働の限界生産性はその他世界(44カ国)とその他途上国(25カ国)とその大きさが異なるという証拠を見つけることができない。輸入資本財の限界生産性格差 η^a を決定する係数推定値 α_1 と α_5 はどちらの推計式でも高い確率で他の国とは異なる。

中間財輸入モデルを見てもやはり資本財輸入モデルと同じことがいえる。つまり、 δ^b , θ^b , η_p^b のうち東アジアが他の国々と異なるのは中間財輸入の経済成長に与える影響の大きさ η^b だけであることが分かる。ただし、 $D \cdot S_{V_m} v_m$ の係数がマイナスであることから、東アジアでは他の国々よりも輸入中間財格差 η_p^b が統計的に有意に小さいことが確認できる。

5. 東アジア7カ国は同質的か

1970年代の2度にわたる石油ショックの影響をはじめとして世界経済の変動

表3 東アジアの特殊性

資本財輸入モデル			中間財輸入モデル		
変数	全標本51	発展途上国32	変数	全標本51	発展途上国32
$S_I + S_{Mk}$	0.032 (3.258) [0.0012]	0.066 (5.219) [0.0000]	S_I^n	0.054 (6.451) [0.0000]	0.091 (8.481) [0.0000]
$D(S_I + S_{Mk})$	-0.087 (-3.913) [0.0001]	-0.120 (-5.116) [0.0000]	$D \cdot S_I^n$	-0.104 (-4.751) [0.0000]	-0.140 (-6.113) [0.0000]
l	1.092 (5.824) [0.0000]	1.477 (4.745) [0.0000]	l	0.802 (4.464) [0.0000]	1.442 (4.590) [0.0000]
$D \cdot l$	-1.504 (-5.327) [0.0000]	-1.890 (-5.023) [0.0000]	$D \cdot l$	-0.350 (-0.998) [0.3183]	-0.990 (-2.268) [0.0236]
$S_X x$	0.181 (3.437) [0.0006]	0.380 (2.910) [0.0037]	$S_X^n x$	0.072 (1.411) [0.1584]	0.106 (1.179) [0.2388]
$D \cdot S_X x$	0.136 (1.554) [0.1204]	-0.064 (-0.429) [0.6677]	$D \cdot S_X^n x$	-0.101 (-0.987) [0.3236]	-0.135 (-1.067) [0.2862]
$S_N x$	0.032 (4.124) [0.0000]	0.024 (2.174) [0.0300]	$S_N^n x$	0.009 (1.184) [0.2366]	-0.004 (-0.382) [0.7027]
$D \cdot S_N x$	0.009 (0.437) [0.6625]	0.018 (0.786) [0.4321]	$D \cdot S_N^n x$	0.022 (1.091) [0.2754]	0.034 (1.621) [0.1055]
S_{Mk}	-0.067 (-6.588) [0.0000]	-0.182 (-6.147) [0.0000]	$S_{Vm} v_m$	2.451 (14.609) [0.0000]	4.392 (14.037) [0.0000]
$D \cdot S_{Mk}$	0.086 (3.621) [0.0003]	0.202 (5.505) [0.0000]	$D \cdot S_{Vm} v_m$	-1.593 (-5.796) [0.0000]	-3.534 (-9.255) [0.0000]

注：表2注に同じ。Dで始まる変数はダミーを示す。東アジアは香港、インドネシア、韓国、マレーシア、台湾、シンガポール、タイの7カ国。

が各国の経済・貿易に与える影響はその程度と時期において異なる。さらに、為替レートの急激な変化や、戦争や革命といった各経済あるいは地域に特有の変動要因も存在する。このことから各経済の構造変化の程度と時期について同じであるという仮定を設けることは現実的ではない。各経済の構造変化がその程度と時期に関して異なる場合、データのプールは避けるべきであるという考えもある⁽⁴³⁾。そこで本論の2つのモデル（資本財輸入モデルと中間財輸入モデル）を東アジア7カ国のプール・データとして使用する際に、東アジアの国を一つのグループとして推計してよい条件を示し、アприオリな東アジア7カ国ではない、モデルとデータから導かれる同質的なグループを確定し⁽⁴⁴⁾、東アジア7カ国が本論の2つのモデル上で他の国と異なっているか否かを検証しよう。

これまで東アジア諸国の高い経済成長を統一的なモデルで説明しようとする努力が続けられてきた⁽⁴⁵⁾。しかし、以下本論で明らかにするように、東アジア7カ国はその経済構造上、同質とはいえない。同質ではない国々を一つにまとめてその他の国々との差異を議論することは、グループ内の構造上の格差を覆い隠してしまうだけでなく、東アジアが異質か否かという問題に対して、間違った結論を導く可能性がある。そこで本論では東アジア7カ国のうち、その経済構造上、一つのグループと見てよいため条件を提示し、その条件の下で東アジア諸国が他の国々の経済構造といかに異なるか（あるいは同じか）とい

(43) G.S. Maddala (1971), "The Likelihood Approach to Pooling Cross-Section and Time-Series Data," *Econometrica*, 39(6), pp. 939-953.

(44) この目的のために Maddala による推計データをプールすべきか否かの F 検定を用いる。G.S. Maddala (1971) 前掲論文、及び G.S. Maddala (1977), *Econometrics*, McGraw-Hill, New York, Chap.14.

(45) Vinod Thomas and Yan Wang (1996), "Distortions, Interventions, and Productivity Growth: Is East Asia Different?" *Economic Development and Cultural Change*, 44(2), 265-288は東アジアの経済成長と高い生産性を貿易への開放度だけでなく、補助金、資本形成、教育支出等に関わる政策の違いによって説明しようとしている。Marcus Noland (1997), "Has Asian Export Performance been Unique?" *Journal of International Economics*, 43, 79-101は東アジアの高成長を輸出構造の違いで説明し、東アジア内での輸出構造の類似性を検出している。

う問題への接近を試みる。

グループ化の方法論、各パラメータによるグループ化の結果、また、同質と判断されたグループごとの、輸入資本財、輸入中間財、両モデルの推計結果、およびその議論の詳細は付論1に譲ることにする。付論1では、資本財輸入モデルでも中間財輸入モデルでも、外部経済効果 θ が同じであると判断されたグループが、構造パラメータ、 δ 、 θ 、 η の推定値の符号条件と統計的有意性を最も多く満たし、モデルの先験的情報を備えていることが明らかになった。よって以下では、資本財輸入モデル、中間財輸入モデルともに、この θ によるグループに焦点を当てることにする。

外部経済効果 θ によってグループ化された東アジア諸国の特殊性

輸出産業の外部経済効果 θ によってグループ化された構成国は資本財輸入モデルで5カ国【香港、韓国、台湾、シンガポール、タイ】、中間財輸入モデルで4カ国【香港、韓国、台湾、タイ】であった。双方のケースからインドネシアとマレーシアは除外されている⁽⁴⁶⁾。このことからアジアNIEsは輸出産業の外部経済が経済成長に与える影響の程度に関して、ほぼ同じ効果を持ち、タイはNIEsに類似した構造を持つことが分かる。

表2と表4から外部経済効果 θ によってグループ化された東アジア諸国の構造を確認しておこう。資本財輸入モデルの推計において、この東アジア5カ国の生産性格差 δ^b は0.554でOECD19カ国よりは高いものの、中南米15カ国の0.765よりは小さい。このことは輸出、非輸出両産業間の政策・制度的要因によるディスターションが、中南米15カ国、アジア5カ国、OECD19カ国の順に大きいことを示唆している。一方、この5カ国の外部経済効果 θ^a は0.077で、OECDの0.072より大きく、ラテンアメリカの0.025の約3倍に及ぶ。

(46) インドネシアとマレーシア2カ国に関する議論は付論2を参照のこと。

表4 θ による東アジア・グループの推計結果

係数 (変数)	資本財輸入モデル		中間財輸入モデル	
	HKG, KOR, OAN, SGP, THA		HKG, KOR, OAN, THA	
$\hat{\alpha}_1(S_I + S_{Mk})$	-0.007 (-0.249) [0.8038]	$\hat{\beta}_1(S_I^a)$	0.019 (0.681) [0.4977]	
$\hat{\alpha}_2(l)$	-0.371 (-1.708) [0.0903]	$\hat{\beta}_2(l)$	1.302 (4.566) [0.0000]	
$\hat{\alpha}_3(S_X x)$	0.356 (4.809) [0.0000]	$\hat{\beta}_3(S_X^a x)$	0.365 (3.208) [0.0018]	
$\hat{\alpha}_4(S_N x)$	0.077 (3.557) [0.0005]	$\hat{\beta}_4(S_N^a x)$	0.065 (3.189) [0.0020]	
$\hat{\alpha}_5(S_{Mk})$	-0.028 (-1.000) [0.3194]	$\hat{\beta}_5(S_{Vm} v_m)$	0.503 (2.497) [0.0143]	
R^2	0.450	R^2	0.629	
\bar{R}^2	0.403	\bar{R}^2	0.594	
F 値	21.50 [0.0000]	F 値	35.25 [0.0000]	
標本数	115	標本数	92	
$\hat{\delta}^a$	0.554 [3.096] < [0.001]	$\hat{\delta}^b$	0.574 [2.038] [0.0414]	
$\hat{\theta}^a$	0.077 (3.557) [0.0005]	$\hat{\theta}^b$	0.065 (3.189) [0.0020]	
$\hat{\eta}^a$	4.149 [0.200] [0.8414]	$\hat{\eta}^b$	0.503 (2.497) [0.0143]	

注：表2注に同じ。

HKG=香港, IDN=インドネシア, KOR=韓国, MYS=マレーシア,
OAN=台湾, SGP=シンガポール, THA=タイ

中間財輸入モデルの場合、4カ国【香港、韓国、台湾、タイ】からなるグループは θ^b と η_p^b が正で統計的に有意であり、国際貿易がこれらの経路を通じて経済成長にプラスの影響を与えることが分かる。特筆すべきはこのグループの推計された θ^b (0.065) は、中南米15カ国の-0.01、全標本51カ国の0.019、途上国32カ国の0.013はもちろんのこと、OECDの0.057をも上回っていることである。この傾向は資本財輸入モデルのケースと同じである。さらに、輸入中間財格差 η_p^b は0.503で他の地域よりも小さく、この東アジア4カ国の中間財輸入に関わる政策・制度上のディスティーションが相対的に小さい可能性を示している。

次にこのグループが他の国々と構造上異なるか否かを統計的に検証しよう。検証の方法は前節と同様に(表3参照)これらのグループのダミー変数を用いて行う。

表5は θ によってグループ化された東アジア諸国の資本財輸入モデル、中間財輸入モデルにおける特殊性を検証した結果である。

資本財輸入モデルではダミー変数 $D \cdot S_X x$ 、 $D \cdot S_N x$ の有意性検定を東アジア5カ国とその他の国の有意性検定と見なすことができる⁽⁴⁷⁾。全標本51カ国の中でダミー変数 $D \cdot S_X x$ 、 $D \cdot S_N x$ の係数推定値はそれぞれ6%水準、5%水準で有意にゼロと異なる。よって東アジア5カ国の δ^a と θ^a は全標本51カ国から東アジア7カ国を除いた44カ国よりも大きいことが統計的に確認できる。また、発展途上国32カ国の中では δ^a が異なるという統計的証拠を見つけることができない一方、 θ^a が他の途上国に比べ大きいことが3%水準で統計的に確認できる。つまり、全標本の中でも途上国の中でもこの東アジア・グループは θ^a に関して他の国よりも大きな値を持つことが統計的にも確認できるのである。

次に中間財輸入モデルで、東アジア4カ国のグループが構造パラメータの大

(47) 東アジア・グループの生産性格差に関する誘導型パラメータを α_3^1 、構造パラメータを δ^1 とし、比較するその他の国の対応するパラメータを α_3^2 、 δ^2 とすると、該当するダミー変数の係数推定値は $\alpha_3^1 - \alpha_3^2 = \frac{\delta^1 - \delta^2}{(1 + \delta^1)(1 + \delta^2)}$ となり、この有意性検定は $\delta^1 \geq 0$ のもとで $\delta^1 - \delta^2$ の有意性検定と同じである。

表5 外部経済効果による東アジア・グループの特殊性

資本財輸入モデル

中間財輸入モデル

変数	全標本51		発展途上国32		
	全標本51	発展途上国32	全標本51	発展途上国32	
$S_I + S_{Mk}$	0.032 (3.258) [0.0012]	0.066 (5.219) [0.0000]	S_I^n	0.054 (6.451) [0.0000]	0.091 (8.481) [0.0000]
$D(S_I + S_{Mk})$	-0.039 (-1.379) [0.1681]	-0.072 (-2.474) [0.0136]	$D \cdot S_I^n$	-0.035 (-1.223) [0.2215]	-0.071 (-2.409) [0.0163]
l	1.092 (5.824) [0.0000]	1.477 (4.745) [0.0000]	l	0.802 (4.464) [0.0000]	1.442 (4.590) [0.0000]
$D \cdot l$	-1.463 (-5.156) [0.0000]	-1.849 (-4.897) [0.0000]	$D \cdot l$	0.500 (1.508) [0.1318]	-0.139 (-0.331) [0.7409]
$S_X x$	0.181 (3.437) [0.0006]	0.380 (2.910) [0.0037]	$S_X^n x$	0.072 (1.411) [0.1584]	0.106 (1.179) [0.2388]
$D \cdot S_X x$	0.175 (1.956) [0.0507]	0.053 (2.230) [0.0261]	$D \cdot S_X^n x$	0.293 (2.402) [0.0164]	0.259 (1.807) [0.0711]
$S_N x$	0.032 (4.124) [0.0000]	0.024 (2.174) [0.0300]	$S_N^n x$	0.009 (1.184) [0.2366]	-0.004 (-0.382) [0.7027]
$D \cdot S_N x$	0.045 (1.982) [0.0477]	0.053 (2.230) [0.0261]	$D \cdot S_N^n x$	0.058 (2.697) [0.0071]	0.070 (3.0131) [0.0018]
S_{Mk}	-0.067 (-6.588) [0.0000]	-0.182 (-6.147) [0.0000]	$S_{Vm} v_m$	2.451 (14.609) [0.0000]	4.392 (14.037) [0.0000]
$D \cdot S_{Mk}$	0.039 (1.338) [0.1810]	0.155 (3.835) [0.0001]	$D \cdot S_{Vm} v_m$	-1.947 (-7.525) [0.0000]	-3.887 (-10.495) [0.0000]

注：表3注に同じ。資本財輸入モデル、中間財輸入モデルの東アジアグループは表4に同じ。

きさにおいて他の国々と異なるかどうかを検討しよう。中間財輸入モデルの場合、ダミー変数 $D \cdot S_X^a x$, $D \cdot S_N^a x$, $D \cdot S_{V_m}^a v_m$ の有意性が直接 δ^b , θ^b , η_p^b の東アジア4カ国とその他の国々の差の統計的有意性を示す。ダミーの係数推定値から、全標本51カ国中でも発展途上国32カ国中でも、東アジア4カ国グループは生産性格差 δ^b と外部経済効果 θ^b が他の国よりも大きく、中間財輸入格差 η_p^b が他の国よりも小さいことが統計的に確認できる。

6. 経済成長の源泉

これまで貿易の増大が経済成長に至るメカニズムを明らかにしてきたが、輸出入が経済成長に対して実際にどの程度の影響を与えているかを評価するためには、対象としている実際の国々の資本と労働の投入量、輸出入の大きさといった要因とこれらのメカニズムを同時に把握する必要がある。本節では Feder (1982) と同様に前節までに得られたパラメータを用い、資本財輸入モデル、中間財輸入モデル双方の要因分解を試みる⁽⁴⁸⁾。

表6はその結果を示したものである。資本財輸入（中間財輸入）モデルでは、投資要因、労働投入要因、生産性格差要因、外部経済要因、輸入資本財（輸入中間財）格差要因の5つの要因に分解し、ことに生産性格差要因と外部経済要因を合わせたものを輸出成長率による要因という意味で輸出要因とし、生産性格差要因と輸入資本財（輸入中間財）格差要因を合わせたものを政策・制度要因と呼ぶことにする。

以下では資本財輸入モデルと中間財輸入モデルの双方で共通して観察される事実に焦点を当てる。全標本51カ国、発展途上国32カ国の要因分解では、生産性格差要因、外部経済要因、輸入資本財（輸入中間財）格差要因の国際貿易に

(48) 各確率変数及び非確率変数を平均値で評価すれば、推計式は誤差項無しで左右がバランスする。ただし、推計では fixed effects を考慮しているため、表7の定数項は各要因の残差として計算されている。

表6

		資本財輸入モデル				
		全標本51	発展途上国32	OECD19	中南米15	東アジア5
成長率	$\frac{\dot{Y}}{Y}$	1.76 (100)	2.05 (100)	1.27 (100)	1.51 (100)	3.46 (100)
定数項	C	0.81 (45.7)	0.60 (29.4)	1.75 (137.4)	-1.60 (-106.0)	3.43 (99.1)
投資要因	$F_K \left(\frac{I}{Y} + \frac{M_k}{Y} \right)$	0.62 (35.1)	1.19 (58.1)	-1.02 (-80.2)	1.38 (91.5)	-0.28 (-8.0)
労働投入要因	$\lambda^a \frac{\dot{L}}{L}$	0.48 (27.2)	0.58 (28.3)	0.23 (18.0)	2.45 (162.5)	-0.28 (-8.1)
生産性格差要因	$\frac{\delta^a}{1+\delta^a} \frac{X}{Y} \frac{\dot{X}}{X}$	0.11 (6.1)	0.14 (6.7)	0.12 (9.4)	0.01 (0.8)	0.57 (16.4)
外部経済要因	$\theta^a \frac{N}{Y} \frac{\dot{X}}{X}$	0.09 (5.1)	0.06 (2.7)	0.22 (17.1)	0.03 (2.1)	0.29 (8.4)
輸入資本財 格差要因	$\eta^a F_K \frac{M_k}{Y}$	-0.34 (-19.2)	-0.52 (-25.2)	-0.02 (-1.6)	-0.77 (-51.0)	-0.27 (-7.9)
輸出要因		0.20 (11.2)	0.20 (9.4)	0.34 (26.5)	0.04 (2.9)	0.86 (24.8)
政策・制度要因		-0.23 (-13.1)	-0.38 (-18.5)	0.10 (7.8)	-0.76 (-50.2)	0.30 (8.5)

注：輸出要因は $\frac{\delta^a}{1+\delta^a} \frac{X}{Y} \frac{\dot{X}}{X} + \theta^a \frac{N}{Y} \frac{\dot{X}}{X}$ 、政策・制度要因は $\frac{\delta^a}{1+\delta^a} \frac{X}{Y} \frac{\dot{X}}{X} + \eta^a F_K \frac{M_k}{Y}$ で定義される。

数値はすべて%表示で、(・)内は経済成長率を100%とした場合の各要因の寄与率である。東アジア5カ国は香港、韓国、台湾、シンガポール、タイ。

よる経済成長への寄与率がOECD19カ国や東アジア5（4）カ国に比べ低く、投資要因と労働投入要因といった国内的要因が相対的に大きい。全標本51カ国や発展途上国32カ国のグループの要因分解の結果からは、経済成長の大部分は

成長要因の分解

		中間財輸入モデル				
		全標本51	発展途上国32	OECD19	中南米15	東アジア4
成長率	$\frac{\dot{Y}}{Y}$	1.76 (100)	2.05 (100)	1.27 (100)	1.51 (100)	3.46 (100)
定数項	C	-0.23 (-13.0)	-1.31 (-63.7)	0.60 (46.9)	-2.38 (-157.4)	0.91 (26.2)
投資要因	$F_K \frac{pI}{p_y Y}$	0.92 (52.4)	1.27 (62.0)	0.08 (6.2)	1.47 (97.3)	0.48 (13.8)
労働投入要因	$\lambda^b \frac{p\dot{L}}{p_y L}$	0.72 (40.9)	1.67 (81.4)	0.13 (10.0)	2.17 (143.9)	0.98 (28.3)
生産性格差要因	$\frac{\delta^b}{1+\delta^b} \frac{pX}{p_y Y} \frac{\dot{X}}{X}$	0.03 (1.9)	0.03 (1.5)	0.08 (6.2)	0.00 (0.3)	0.61 (17.6)
外部経済要因	$\theta^b \frac{pN}{p_y Y} \frac{\dot{X}}{X}$	0.05 (2.6)	0.03 (1.3)	0.17 (13.1)	-0.01 (-0.8)	0.24 (6.9)
輸入中間財格差要因	$\eta^b \frac{V_m}{Y} \frac{\dot{V}_m}{V_m}$	0.27 (15.3)	0.36 (17.5)	0.22 (17.7)	0.25 (16.8)	0.25 (7.3)
輸出要因		0.08 (4.5)	0.06 (2.8)	0.25 (19.3)	-0.01 (-0.5)	0.85 (24.5)
政策・制度要因		0.30 (17.2)	0.39 (19.0)	0.30 (23.9)	0.25 (17.1)	0.86 (24.9)

注：輸出要因は $\frac{\delta^b}{1+\delta^b} \frac{pX}{p_y Y} \frac{\dot{X}}{X} + \theta^b \frac{pN}{p_y Y} \frac{\dot{X}}{X}$ ，政策・制度要因は $\frac{\delta^b}{1+\delta^b} \frac{pX}{p_y Y} \frac{\dot{X}}{X} + \eta^b \frac{V_m}{Y} \frac{\dot{V}_m}{V_m}$ で定義される。数値はすべて%表示で、(・)内は経済成長率を100%とした場合の各要因の寄与率である。東アジア4カ国は香港、韓国、台湾、タイ。

貿易以外の国内要因によって説明されることが分かる。一方、OECD19カ国や東アジア5（4）カ国の要因分解の結果からは国際貿易，特に輸出要因の経済成長への寄与率が高く，これらのグループでは輸出が経済成長の大きな部分を

説明している。OECD19カ国と東アジア5（4）カ国グループを比較すると、生産性格差要因でも外部経済要因でもその大きさでみると東アジア5（4）グループがOECD19カ国グループのそれを上回っていることが分かる。ただし、各グループの寄与率でみた場合には、OECD19カ国グループでは外部経済要因が生産性格差要因を上回っているのに対し、東アジア5（4）カ国グループで外部経済要因よりも生産性格差要因の方が大きい、という違いがある。

このように要因分解による結果においても5節までに明らかになった各グループ・地域の経済成長メカニズムの特徴を踏襲していることが分かる。すなわち、生産性格差や外部経済効果が高い経済構造を持つグループ・地域では、要因分解によってもその構造パラメータを含む要因が大きい、ということである。

7. 解釈と結論

国際貿易による経済成長のメカニズムをより正確に把握するために、従来の2部門不均衡アプローチに資本財輸入と中間財輸入の役割を明示的に導入し、生産性格差を通じた影響と、技術・知識のスピルオーバー効果という輸出が経済成長に与える影響を合わせて分析した。

51カ国のクロスカントリー・データによる推計では輸入、とくに中間財輸入による経済成長への影響の重要性を示し、輸入資本財ないし輸入中間財格差を考慮しない場合には、生産性格差の推定値が過大に評価される可能性を指摘した。

51カ国、24年間のプール・データによる推計結果からは、輸出成長率の上昇が生産性格差と技術・知識のスピルオーバー効果を通じて経済成長率にプラスの影響を与えることが確認できた。また、中間財輸入が経済成長に与える影響もやはりプラスで、先進諸国、発展途上国を問わず重要であることが裏付けられた。ただし、生産性格差や中間財輸入格差の背景には何らかの市場の硬直性

が示唆される。

このうち輸出産業の learning by doing によって得られた技術・知識が国内市場向けの産業にスピルオーバーし、経済全体の成長を促すという効果は先進国で高く、中南米をはじめとする発展途上国で低いことが確かめられた。また、中間財輸入の経済成長への影響は逆に先進国で低く、途上国で高いという結果であった。この結果は、途上国ほど政策・制度上のディスティーションが大きいということを示唆している。

論文後半は東アジア7カ国の経済成長メカニズムが他の途上国、あるいは先進国と比較して特異なのか、という問題に焦点を当てている。東アジア7カ国はその経済成長率の高さにおいて、世銀『東アジアの奇跡』以来これまで同列に論じられることが多かった。しかし、本論では東アジア7カ国を同列に論じた場合、その経済成長メカニズムにおいて他の国々と異なるという証拠を見つけることができなかった。東アジア7カ国は地図上の位置がきわめて近く、経済成長率に関しても他の国々を凌駕して高い。しかし、当然のことながら、経済構造的な諸条件は7カ国の間でも大きく異なる。そこで本論では東アジアの国々の経済成長メカニズムにおける同質性を検証し、その同質的グループの成長メカニズムが他の国々と異なるか否かという問題に発展させた。結果はアジアNIEsとタイは一つのグループとして許容でき、かつこのグループの経済成長メカニズムは他の発展途上国のみならず先進諸国とも明らかに異なっていることが確認できた。

まず、資本財輸入モデルでは全標本51カ国、発展途上国32カ国、どちらで比較しても東アジア5カ国は生産性格差と外部経済効果が他の国々よりも統計的に有意に高いことが分かった。また、中間財輸入モデルでは、東アジア4カ国は全標本、発展途上国を問わず生産性格差、外部経済効果、中間財輸入格差の3つすべてで他の国々と有意に異なることが確認できた。東アジア4カ国は他の国に比べ高い生産性格差と外部経済効果、そして低い中間財輸入格差を持つ

ている。

資本財輸入モデル、中間財輸入モデル双方で東アジア4、ないし5カ国に共通しているのは、他の国に比べ高い生産性格差と外部経済効果を持っている点である。これら東アジア諸国では輸出の増大が生産性格差と外部経済効果という2つの経路を通じて経済成長に正の影響を強く与えていることが分かる。しかし、生産性格差は超輸出促進政策等の政策的要因の他にも市場の硬直性といった最適資源配分の見地からは好ましくない要因によって生じると考えられる。一方、外部経済効果は例えば効率的な市場、産業全体の学習効果の習得意欲や企業家精神によって生じると考えられる。

次に経済成長の源泉を各成長要因に分解した。その結果、資本財輸入モデル、中間財輸入モデル双方でやはり東アジア5カ国は生産性格差要因と外部経済要因による経済成長への貢献が他の地域の数値を上回っていることが分かった。

以上の結果から、香港、韓国、台湾、シンガポール、タイの東アジア諸国の経済成長に特徴的な事実を以下のようにまとめることができる。

これら東アジア諸国では輸出の増大が、大きな生産性格差と外部経済効果という2つのチャンネルを通じて経済成長にプラスの影響を与えており、輸出が経済成長のエンジンになっていることを確認することができる。ただし、この2つのチャンネルは最適、あるいは長期的な経済構造という観点からは性質が異なる。2部門間の生産性格差がもたらす高い経済成長率は、資源の最適配分が達成される過程でその効力を弱めていく。東アジア諸国よりも資源がより適切に配分されていると考えられる OECD 諸国では生産性格差要因よりも外部経済要因の経済成長率に与える貢献度の方が大きい、という事例が示すように、効率的な経済構造ほど制度的・政策的ディスティーションは小さくなると考えられる。

一方、東アジア諸国の外部経済効果、すなわち2部門間の技術・知識のスピルオーバー効果は他の国々よりも大きく、OECD 諸国のそれをも凌駕してい

る。この外部経済効果が経済成長にとってより重要である理由は、生産性格差と異なり、資源の最適配分が達成された後にも持続する可能性があるからである。

残された課題

本論では経済成長に対する貿易、特に輸出の重要性を生産性格差と外部経済効果という2つの概念で明らかにしたが、外部経済効果の源泉を明らかにしたわけではない。本論に続いて明らかにすべきは、この外部経済効果の内容とその生じる原因ということになる。

また、本論で明らかにした技術・知識のスピルオーバー効果は国内の産業間で生じる。そこでは、輸出産業自身の技術進歩については何ら想定していない。国際貿易は貿易を行っている企業ないし産業に国際市場での学習効果を蓄積させ、国内の非貿易産業にその学習効果をスピルオーバーさせることによって経済全体の生産性を上昇させる。ゆえに考えられる今後の研究方向は、国際貿易を通じたこの2つの異なる学習効果を同時に検証することであると思われる。

付表1 国分類

地域	アフリカ	アジア	オセアニア	ヨーロッパ	南アメリカ	北・中央 アメリカ
途上国 32カ国	エジプト モロッコ チュニジア	インド(*) インドネシア(*) スリランカ マレーシア(*) フィリピン タイ(*) 韓国(*) 香港(*) シンガポール(*) 台湾(*) イスラエル	フィジー	トルコ ギリシャ	ボリビア チリ コロンビア エクアドル パラグアイ ペルー アルゼンチン ブラジル ベネズエラ	ホンジュラス コスタリカ エルサルバドル グアテマラ パナマ メキシコ
OECD 19カ国		日本	オーストラリア ニュージーランド	オーストリア ベルギー デンマーク フィンランド フランス 西ドイツ アイスランド アイルランド イタリア オランダ ノルウェー スペイン スウェーデン イギリス		カナダ アメリカ
計 51カ国	3	12	3	16	9	8

注：東アジア7カ国は(*)で示し、ラテン・アメリカ15カ国は南アメリカと北・中央アメリカの途上国15カ国から構成される。

付論1：東アジア諸国の同質性の検証

方法論

ここでは、資本財輸入モデルと中間財輸入モデルにおいて、推計された各パラメータが東アジア各国相互間で等しいか否かというテストを行う。本論では生産性格差、外部経済効果、輸入資本財（中間財）格差に焦点を当てているので、その他のパラメータについてのテストは行わない。また、これら3つのパ

ラメータの同質性を同時に検証するのではなく、一つずつについて検証する⁽⁴⁹⁾。このためには各国の定数項ダミー（fixed effects）を考慮した推計において、次の仮説を通常の F 検定によって検証すればよい。

$$H_0 : \alpha_i^{HKG} = \alpha_i^{IDN} = \alpha_i^{KOR} = \alpha_i^{MYS} = \alpha_i^{OAN} = \alpha_i^{SGP} = \alpha_i^{THA}, \quad i = 3, 4, 5$$

（これは資本財輸入モデルのケースであり、中間財輸入モデルの場合は α ではなく β になる。）

対応する F 値は

$$F = \frac{(SSR^{Restricted} - SSR^{Unrestricted}) / (df^{Restricted} - df^{Unrestricted})}{SSR^{Unrestricted} / df^{Unrestricted}}$$

であり、 SSR は残差平方和、 df は自由度、Restricted, Unrestricted はそれぞれ制約なしの（各国時系列データによる）推計、制約付き（fixed effect を含めたプールデータによる）推計を示す。

次にこの統計量に基づき δ , θ , η , 3つのパラメータそれぞれについてグループ化を試み、そのグループと他の国のパラメータを比較することにする。各モデルの推計式と検定仮説は付表2に示された通りである。

東アジア7カ国のグループ化の手順はまず、該当する推計式の制約なしと制約ありの場合について推計を行い、7カ国中の2カ国（21組）について25%水準を基準として F 検定を行い、次にこの基準で仮説を棄却できなかったペアについてペア以外の国を一つずつ加え、3カ国のグループで同様の検定を行う。3カ国のグループでの F 検定が棄却できない場合について、さらに1カ国ずつ推計に加えていき、同様の検定を繰り返す。このように国の数を一つずつ

(49) 3つのパラメータがグループ内ですべて等しいという仮説は、東アジア7カ国でMaddala (1971, 1977) が提唱している F 検定の基準値25%を基準とした場合、すべての2カ国のペアで棄却される。すなわち、同質な経済構造を持つ2カ国のペアさえ存在しないことになる。このように対象グループ内で3つすべてのパラメータが等しいという仮定はむしろ非現実的である。

付表2 東アジア諸国のグループ化

資本財輸入モデル

生産性格差 δ によるグループ化

$$y = c + \alpha_3 s_x x + \varepsilon_1$$

$$H_0 : \alpha_3^{HKG} = \alpha_3^{IDN} = \alpha_3^{KOR} = \alpha_3^{MYS} = \alpha_3^{OAN} = \alpha_3^{SGP} = \alpha_3^{THA},$$

IDN, KOR, MYS, OAN, SGP ($F = 0.7880$)基準値 : $F_{0.25}(4,110) = 1.37$ 外部経済効果 θ によるグループ化

$$y = c + \alpha_4 s_N x + \varepsilon_2$$

$$H_0 : \alpha_4^{HKG} = \alpha_4^{IDN} = \alpha_4^{KOR} = \alpha_4^{MYS} = \alpha_4^{OAN} = \alpha_4^{SGP} = \alpha_4^{THA},$$

HKG, KOR, OAN, SGP, THA ($F = 0.9794$)基準値 : $F_{0.25}(4,110) = 1.37$ 輸入資本財格差 η によるグループ化

$$y = c + \alpha_1 (S_I + S_{Mk}) + \alpha_5 S_{Mk} + \varepsilon_3$$

$$H_0 : \alpha_1^{HKG} = \alpha_1^{IDN} = \alpha_1^{KOR} = \alpha_1^{MYS} = \alpha_1^{OAN} = \alpha_1^{SGP} = \alpha_1^{THA}$$

$$\alpha_5^{HKG} = \alpha_5^{IDN} = \alpha_5^{KOR} = \alpha_5^{MYS} = \alpha_5^{OAN} = \alpha_5^{SGP} = \alpha_5^{THA},$$

HKG, IDN, OAN ($F = 1.1899$)基準値 : $F_{0.25}(4,60) = 1.38$ HKG, IDN, SGP ($F = 1.0073$)基準値 : $F_{0.25}(4,60) = 1.38$

中間財輸入モデル

生産性格差 δ によるグループ化

$$y = c + \beta_3 s_x^m x + \varepsilon_4$$

$$H_0 : \beta_3^{HKG} = \beta_3^{IDN} = \beta_3^{KOR} = \beta_3^{MYS} = \beta_3^{OAN} = \beta_3^{SGP} = \beta_3^{THA},$$

IDN, KOR, MYS, OAN, SGP ($F = 0.9766$)基準値 : $F_{0.25}(4,110) = 1.37$ 外部経済効果 θ によるグループ化

$$y = c + \beta_4 s_N^m x + \varepsilon_5$$

$$H_0 : \beta_4^{HKG} = \beta_4^{IDN} = \beta_4^{KOR} = \beta_4^{MYS} = \beta_4^{OAN} = \beta_4^{SGP} = \beta_4^{THA},$$

HKG, KOR, OAN, THA ($F = 1.3977$)基準値 : $F_{0.25}(3,88) = 1.40$ 輸入中間財格差 η によるグループ化

$$y = c + \beta_5 s_{v_m} v_m + \varepsilon_5$$

$$H_0 : \beta_5^{HKG} = \beta_5^{IDN} = \beta_5^{KOR} = \beta_5^{MYS} = \beta_5^{OAN} = \beta_5^{SGP} = \beta_5^{THA},$$

IDN, KOR, MYS, THA ($F = 0.4338$)基準値 : $F_{0.25}(3,88) = 1.40$

注 : HKG = 香港, IDN = インドネシア, KOR = 韓国, MYS = マレーシア, OAN = 台湾, SGP = シンガポール, THA = タイ

つ増やし、最終的に基準を満たすグループを（各パラメータに関して）同質的な経済とみなすのである⁽⁵⁰⁾。

グループ化

この検定の結果を付表2から確認しよう。生産性格差 δ によるグループ化では資本財輸入モデル、中間財輸入モデルともに【インドネシア、韓国、マレーシア、台湾、シンガポール】の5カ国が同質的と判断された。外部経済効果 θ によるグループ化では資本財輸入モデルでは【香港、韓国、マレーシア、台湾、シンガポール、タイ】の5カ国、中間財輸入モデルでは資本財輸入モデルの5カ国からシンガポールを除いた4カ国が同質的という結果が出た。輸入資本財格差 η^a によるグループ化の結果は2つあり、【香港、インドネシア、台湾】と【香港、インドネシア、シンガポール】であった。一方、輸入中間財格差 η^b によるグループ化では【インドネシア、韓国、マレーシア、タイ】の4カ国が一つのグループとみなせることが明らかになった。

グループごとの推計

次にこれらのグループによる2つのモデルの推計結果を検討しよう。推計結果を示した付表3をみると、資本財輸入モデルでも中間財輸入モデルでもグループによって結果がかなり異なることが分かる。

資本財輸入モデルの結果をみると、生産性格差 δ^a はいずれのグループでも有意に正の値を取るが、外部経済効果 θ^a で有意に正の値を取るグループは θ^a によるグループと η^a によるグループのうちの一つであることがわかる。また輸入資本財格差 η^a の符号条件を満たすのは θ^a によるグループのみである。このように θ^a によるグループでは輸入資本財格差 η^a の統計的有意性を満たさな

(50) 最終的なグループは一つとは限らない。

付表3

係数 (変数)	資本財輸入モデル			
	δ によるグループ化	θ によるグループ化	η によるグループ化	
	IDN, KOR, MYS, OAN, SGP	HKG, KOR, OAN, SGP, THA	HKG, IDN, OAN	HKG, IDN, SGP
$\hat{\alpha}_1(S_I + S_{Mk})$	-0.088 (-4.089) [0.0001]	-0.007 (-0.249) [0.8038]	-0.066 (-2.537) [0.0135]	-0.057 (-2.354) [0.0215]
$\hat{\alpha}_2(l)$	-0.787 (-3.183) [0.0019]	-0.371 (-1.708) [0.0903]	1.588 (3.571) [0.0007]	-0.403 (-1.539) [0.1285]
$\hat{\alpha}_3(S_Xx)$	0.248 (3.292) [0.0013]	0.356 (4.809) [0.0000]	0.377 (3.940) [0.0002]	0.384 (4.319) [0.0001]
$\hat{\alpha}_4(S_Nx)$	0.022 (0.959) [0.3394]	0.077 (3.557) [0.0005]	0.046 (2.244) [0.0281]	-0.114 (-2.276) [0.0261]
$\hat{\alpha}_5(S_{Mk})$	0.058 (2.485) [0.0144]	-0.028 (-1.000) [0.3194]	0.065 (2.003) [0.0493]	0.010 (0.393) [0.6958]
R^2	0.629	0.450	0.666	0.480
\bar{R}^2	0.597	0.403	0.628	0.421
F 値	44.54 [0.0000]	21.50 [0.0000]	30.46 [0.0000]	14.10 [0.0000]
標本数	115	115	69	69
$\hat{\delta}^a$	0.330 2.475 [0.0134]	0.554 3.096 < [0.001]	0.604 2.456 [0.0140]	0.623 2.661 [0.0078]
$\hat{\theta}^a$	0.022 (0.959) [0.3394]	0.077 (3.557) [0.0005]	0.046 (2.244) [0.0281]	-0.114 (-2.276) [0.0261]
$\hat{\eta}^a$	-0.665 -5.394 < [0.001]	4.149 0.200 [0.8414]	-0.985 -3.509 < [0.001]	-0.180 -0.466 [0.8414]

東アジアのグループ化による推計結果

係数 (変数)	中間財輸入モデル		
	δ によるグループ化	θ によるグループ化	η によるグループ化
	IDN, KOR, MYS, OAN, SGP	HKG, KOR, OAN, THA	IDN, KOR, MYS, THA
$\hat{\beta}_1(S_T^r)$	-0.082 (-3.617) [0.0004]	0.019 (0.681) [0.4977]	-0.054 (-2.276) [0.0252]
$\hat{\beta}_2(l)$	-0.057 (-0.139) [0.8898]	1.302 (4.566) [0.0000]	1.082 (1.559) [0.1225]
$\hat{\beta}_3(S_X^r x)$	-0.107 (-1.075) [0.2845]	0.365 (3.208) [0.0018]	-0.864 (-2.904) [0.0046]
$\hat{\beta}_4(S_N^r x)$	0.016 (0.749) [0.4556]	0.065 (3.189) [0.0020]	-0.050 (-1.748) [0.0839]
$\hat{\beta}_5(S_{V_m} v_m)$	0.817 (2.747) [0.0070]	0.503 (2.497) [0.0143]	6.822 (8.266) [0.0000]
R^2	0.529	0.629	0.688
\bar{R}^2	0.489	0.594	0.658
F 値	29.53 [0.0000]	35.25 [0.0000]	45.76 [0.0000]
標本数	115	92	92
$\hat{\delta}^b$	-0.096 {-1.190} [0.2340]	0.574 {2.038} [0.0414]	-0.464 {-5.413} <[0.001]
$\hat{\theta}^b$	0.016 (0.749) [0.4556]	0.065 (3.189) [0.0020]	-0.050 (-1.748) [0.0839]
$\hat{\eta}^b$	0.817 (2.747) [0.0070]	0.503 (2.497) [0.0143]	6.822 (8.266) [0.0000]

注：表2注に同じ。

HKG=香港, IDN=インドネシア, KOR=韓国, MYS=マレーシア, OAN=台湾, SGP=シンガポール, THA=タイ

いものの、3つの構造パラメータの符号条件を満たし、かつ δ^a と θ^a が統計的に高い確率でゼロとは異なる。

中間財輸入モデルでもグループによって推計結果が大きく異なる。生産性格差 δ^b によるグループでは統計的に有意ではないものの、その δ^b 自身がマイナスの値をとり、モデルの含意と相容れない結果となっている。輸入中間財格差 η_p^b によるグループでは η_p^b 自身6.8ときわめて高く、統計的にも高い確率でゼロではないが、他の2つのパラメータ δ^b と θ^b がマイナスであった。外部経済効果 θ^b によるグループが唯一3つすべての効果の符号条件と統計的有意性を満たすことが分かる。この4カ国から構成されるグループは生産性格差、外部経済効果、輸入中間財格差を通じて国際貿易が経済成長率にプラスの影響を与えることが確認できる。

この結果から資本財輸入モデルでも中間財輸入モデルでも θ によるグループが唯一構造パラメータの先験的情報を備えており、データによってモデルの含意を確認することができる。

付論 2：インドネシアとマレーシアの経済成長

外部経済効果 θ によるグループ化では資本財輸入モデル、中間財輸入モデル双方ともインドネシアとマレーシアが除外されていた。経済成長に与える貿易のメカニズムが他の東アジア諸国と異なるとはいえ、インドネシアとマレーシア 2カ国の経済成長も顕著であったことは事実である。そこでこの2カ国の貿易を通じた経済成長のメカニズムを議論する必要がある。

付表 4 はインドネシアとマレーシアの2カ国を δ , θ , η の3つのパラメータについてグループ化した結果である。資本財輸入モデルでは δ^a と θ^a によるグループは基準値を下回り、すなわち検定仮説を棄却できず、中間財輸入モデルでは3つのパラメータすべてのグループで基準値を下回る。すなわち、これらのケースではインドネシアとマレーシア2カ国のグループ化が正当化されることが分かる。次にこの2つのグループを用いてパラメータ δ , θ , η を推計した結果が付表 5 である。資本財輸入モデルでは θ^a と η^a がマイナスの値を示し、 δ^a がプラスではあるが統計的に有意ではない。一方、中間財輸入モデルでは δ^b と θ^b がマイナスでかつ高い確率でゼロと異なる。しかし、輸入中間財格差 η^b のみはプラスで t 値も高い。

では次にこの2カ国の貿易による経済成長のメカニズムが他の国々とうどう異

付表 4 インドネシアとマレーシアのグループ化

資本財輸入モデル	中間財輸入効果
生産性格差 δ によるグループ化 $F = 1.126 < \text{基準値 } F_{0.25}(1,44) = 1.36$	生産性格差 δ によるグループ化 $F = 0.402 < \text{基準値 } F_{0.25}(1,44) = 1.36$
外部経済効果 θ によるグループ化 $F = 0.037 < \text{基準値 } F_{0.25}(1,44) = 1.36$	外部経済効果 θ によるグループ化 $F = 0.264 < \text{基準値 } F_{0.25}(1,44) = 1.36$
輸入資本財格差 η によるグループ化 $F = 4.657 < F_{0.25}(2,40) = 1.44$	輸入中間財格差 η によるグループ化 $F = 0.325 < \text{基準値 } F_{0.25}(1,44) = 1.36$

付表5 インドネシアとマレーシアの推計結果

資本財輸入モデル		中間財輸入モデル	
$\hat{\delta}^a$	4.779 {0.309} [0.7566]	$\hat{\delta}^b$	-0.478 {-4.353} < [0.0001]
$\hat{\theta}^a$	-0.248 (-3.738) [0.0005]	$\hat{\theta}^b$	-0.220 (-4.116) [0.0002]
$\hat{\eta}^a$	-1.046 {-4.187} < [0.0001]	$\hat{\eta}^b$	7.025 {5.815} < [0.0001]

注：(・)内はt値，{|}内はz値（本文参照），[・]内はp値である。

なるのかを検証しよう。この結果が付表6に示されている。資本財輸入モデルでは生産性格差 δ^a を決定するパラメータ(α_3)は先進国を含めた他の国ともその他の途上国とも異なるという証拠が得られない。外部経済効果($\theta^a = \alpha_4$)は他の国々、他の途上国よりも小さいという結果が得られた。

中間財輸入モデルでは生産性格差 δ^b も外部経済効果 θ^b も他の国々よりも有意に小さく、この2カ国の経済成長を説明していない。資本財輸入モデル、中間財輸入モデル双方で輸入中間財格差のみが他の国よりも大きく、有意に異なるという結果が得られた。

インドネシアとマレーシアの貿易による経済成長のメカニズムの中では輸入中間財格差が他の国々よりも大きく、この2カ国の経済成長を説明する一つの要因がここにあることを示唆している。しかし、概して双方のモデルともにインドネシアとマレーシアの2カ国に関する限り、その経済成長の特色を十分に捉えているとは言い難い。資本財輸入モデルにしる、中間財輸入モデルにしる、3つの構造パラメータのうち2つまでもマイナスの値をもつことは、たとえ輸入中間財格差が大きくてもこの2カ国の顕著な経済成長の特質を捉えることに成功していない、と考えるべきであろう。その理由と考えられるのは、インドネシアもマレーシアも他の東アジア諸国に比べ、相対的に遅れて経済成長軌道

付表6 インドネシアとマレーシアの特殊性

資本財輸入モデル

中間財輸入モデル

変数	全標本51		発展途上国32		
	全標本51	発展途上国32	全標本51	発展途上国32	
$S_I + S_{Mk}$	0.032 (3.258) [0.0012]	0.066 (5.218) [0.0000]	S_I^n	0.054 (6.449) [0.0000]	0.091 (8.469) [0.0000]
$D(S_I + S_{Mk})$	-0.165 (-3.623) [0.0003]	-0.198 (-4.296) [0.0000]	$D \cdot S_I^n$	-0.100 (-2.660) [0.0079]	-0.137 (-3.545) [0.0004]
l	1.092 (5.824) [0.0000]	1.477 (4.745) [0.0000]	l	0.802 (4.463) [0.0000]	1.442 (4.583) [0.0000]
$D \cdot l$	-3.994 (-1.986) [0.0473]	-4.379 (-2.161) [0.0311]	$D \cdot l$	-0.825 (-0.477) [0.6334]	-1.464 (-0.833) [0.4053]
S_Xx	0.181 (3.437) [0.0006]	0.380 (2.910) [0.0037]	$S_X^n x$	0.072 (1.411) [0.1586]	0.106 (1.177) [0.2395]
$D \cdot S_Xx$	0.646 (1.443) [0.1494]	0.447 (0.964) [0.3355]	$D \cdot S_X^n x$	-0.992 (-2.578) [0.0101]	-1.026 (-2.603) [0.0095]
S_Nx	0.032 (4.124) [0.0000]	0.024 (2.174) [0.0301]	$S_N^n x$	0.009 (1.184) [0.2367]	-0.004 (-0.381) [0.7031]
$D \cdot S_Nx$	-0.281 (-4.370) [0.0000]	-0.272 (-4.208) [0.0000]	$D \cdot S_N^n x$	-0.229 (-4.500) [0.0000]	-0.217 (-4.205) [0.0000]
S_{Mk}	-0.067 (-6.587) [0.0000]	-0.182 (-6.146) [0.0000]	$S_{Vm}v_m$	2.451 (14.605) [0.0000]	4.392 (14.017) [0.0000]
$D \cdot S_{Mk}$	0.205 (3.150) [0.0017]	0.321 (4.527) [0.0000]	$D \cdot S_{Vm}v_m$	4.556 (3.948) [0.0001]	2.616 (2.196) [0.0285]
R^2	0.479	0.514	R^2	0.552	0.615
\bar{R}^2	0.450	0.484	\bar{R}^2	0.527	0.591
F 値	102.15 [0.000]	68.59 [0.000]	F 値	137.05 [0.000]	103.62 [0.000]
標本数	1058	621	標本数	1058	621

注：(・)内は t 値、{|}内は z 値(本文参照)、[・]内は p 値である。D で始まる変数は各変数のダミーであることを示す。

に乗ったため、本論の対象期間である1968年から92年までが適切ではないこと、東アジア諸国の中ではこの2カ国が例外的に石油・天然ガス、木材等の資源輸出の比重が高いことである。ことに資源輸出国の場合、輸出産業と国内市場向け産業の区分が他の東アジア諸国と異なる可能性がある。資源輸出産業の場合、工業製品輸出産業と異なり、その加工度、労働者の熟練度、技術の質等で非輸出産業への学習効果のスピルオーバーは一般に低い。そのためにモデルがこの2カ国の実態を把握できなかったと考えられる。いずれにしろインドネシアとマレーシアの2カ国は東アジア諸国の中でも異質であることを、とくに東アジア諸国の経済成長を分析する際には留意する必要がある。