

野田容助・黒子正人・吉野久生 編『貿易関連指数による国際比較と分析』調査研究報告書, 開発研究センター 2007-II-03, アジア経済研究所, 2008 年

第7章

景気循環の国際間波及と貿易

熊倉正修

要約

1990 年代末以降、地域経済統合政策への含意を意識しつつ貿易と景気循環の関係を見直す研究が活発に行われ、相互の貿易量が多く輸出品目の類似性が高い国々において景気循環の連動性が強まることが報告されている。本章では世界貿易におけるシェアの大きい 38 カ国を対象とし、景気循環の国際間波及における貿易の役割を再考する。本章の分析によれば、二国の景気の連動性は当該国間の貿易の多寡だけでなく、共通の第三国市場に対する輸出状況にも強く依存している。また、輸出品目の類似性が景気の連動性を高める効果は全ての産業に均一に生じているわけではなく、燃料品を中心とする採掘業と輸送用機器を含む機械類産業に特有の現象だと思われる。これらの産業の中には当該産業固有の需給ショックが頻繁に生じていると思われるもの、生産された財に対する需要が景気循環に敏感なもの、生産工程の国際間分業の進展によって産業別・マクロ的な需給ショックが国際的に波及しやすくなっていると思われるものが混在している。

キーワード

景気循環の連動性、貿易、産業構造

はじめに

貿易と景気循環の関係は国際経済学の主要研究課題の一つであるが、1990年代末以降はそれ以前とやや異なった文脈で分析されるようになった。1990年代に入って世界的に地域経済主義が台頭し、世界各地で貿易協定や投資協定によって特定国間の経済統合を目指す動きが顕在化した。さらに1999年には欧州通貨統合が実現し、1990年代末以降は通貨危機に見舞われた新興市場諸国がドル化に踏み切るケースも現れた。これらを背景に経済学者の間でもさまざまな地域経済協定に対する関心が再燃し、貿易と景気循環の関係をこれらの政策と関連に留意しつつ再考する機運が生じたのである。

たとえば伝統的な最適通貨圏 (Optimum Currency Area, OCA) 理論においては、複数国を包含する通貨同盟の厚生効果は加盟国間の貿易・投資量が多いほど大きくなり、加盟国の景気循環の齟齬が大きいほど小さくなると考えられていた (Mundell 1961)。しかし OCA 理論が各国の貿易構造や景気循環を通貨制度の選択とは独立の与件と見なしていたのに対し、Rose (2000)が(a)通貨同盟が強い域内貿易促進効果を持つことを、Frankel and Rose (1998)らが(b)二国の貿易量の増加が当該国間の景気の連動性を顕著に高めることを実証分析にもとづいて主張した。これらの研究がきっかけとなり、事前に OCA の条件を満たさない国々が通貨統合にあえて踏み切ることによって事後的に OCA となる可能性、いわゆる OCA 条件の内生性の可能性に注目が集まった。

しかしその後の研究により、(a)の通貨同盟の域内貿易促進効果に関して Rose (2000)の示した結果の大半が不適切なデータ処理や推計手法に起因していることが明らかになった。多くの研究者は現在でも通貨同盟が域内貿易を増加させること自体は認めているが、その大きさに関しては事前の貿易額の10%前後といった常識的な推計値が報告されるようになっている (Baldwin 2006)。(b)の貿易が各国の景気の連動性を高める効果に関しても、その後の研究によってそれが無条件・均一に成立するわけではないことが指摘されている (Gruben et al. 2002)。

上記の(a)の効果の相当部分が否定されたため、ここ数年、OCA 条件の内生性に対する研究者の関心はやや後退している。しかし(b)の貿易と景気変動の国際波及の関係はそれ自体が重要な問題であり、両者を繋ぐメカニズムに関しても解明すべき点が残されている。本章では熊倉(2007)で提示した分析枠組みに修正を施し、既存文献において十分に検討されていないが重要だと考えられる以下の二点を実証的に検討する。

第一に既存研究は二国の景気の連動性における貿易の役割を検証する上で当該国間

の直接的な貿易量だけを説明変数に取り入れ、第三国との貿易関係をほとんど考慮していない。しかし、たとえばカナダとメキシコの景気の連動性はこれらの国々との間の貿易だけでなく、共通の輸出市場である米国の景気動向からも影響を受けているはずである。また、近年ではある国から別の国に部品や半製品が輸出され、後者において組み立てられた最終財が第三国に輸出されるといった取引も急増している。これらのことは貿易と各国の景気循環の関係を考える上で **multilateral** な視点が必要なことを示唆している。

第二に多くの既存研究が産業構造や輸出品目構成の類似性が高い国々において景気の連動性が高まる傾向があることを報告しているが、それがどのような経済的なメカニズムにもとづいているかは明らかにされていない。これらの研究の多くは暗黙裡に一国の景気循環の主因が個々の産業に固有の (**industry-specific** な) 需要・供給ショックであり、それが貿易を通じて外国に波及していると考えているようである。しかし次節において議論するように、仮に景気変動の根因がマクロ的な需要ショックであったとしても、経時的な需要変動の大きい資本財に対する依存度の高い国々や国際的な生産工程ネットワークに深く組み込まれている国々においては上記の関係が成立する可能性が考えられる。

本章の構成は以下の通りである。次節では既存研究を簡単にサーベイし、本章の課題を提示する。第2節では本章の分析方法と変数の作成方法を説明する。第3節では回帰分析の結果を報告し、その政策的含意を議論する。第4節では本章の議論をまとめる。章末の付録では回帰分析に用いる変数の作成方法やデータの出所を解説する。

1. 先行文献

先述したように、通貨政策の視点から貿易と景気の関係性を再検討する嚆矢となったのが Frankel and Rose (1998、以下 F&R) の研究であった。F&R の着想は「二国の貿易量の増加はこれらの国々の景気の連動性を（顕著に）高めるか」という経時的 (**time-series**) な問題を「貿易量の多い国々の中で景気の連動性が（顕著に）高いという事実が認められるか」というクロスセクショナル (**cross-sectional**) な問題に置き換えて検討したことにある。一般に一国の諸外国との貿易量の経時変化は緩慢であるため、時系列的な計量分析によって前者の疑問に答えることは難しい。一方、後者の問題は統計的に扱いやすいだけでなく、各国の外国との取引関係の多様性を利用しつつ相対的に精度の高い推計を行うことが可能となる。

上記の着想のもとに、F&R は 21 の OECD 加盟国のデータを用いて以下の回帰式を推

計した。

$$(7.1) \quad \rho(i, j) = \alpha + \beta T(i, j) + \sum_k Z_k(i, j) + \varepsilon(i, j)$$

ここで $\rho(i, j)$ と $T(i, j)$ はそれぞれ $i-j$ 国間の景気の連動性と貿易量を表す変数であり、 $Z_k(i, j)$ は二国の景気の連動性に影響を与える他の変数を表している。F&R は複数の方法を用いて上記の $\rho(i, j)$ と $T(i, j)$ を作成し、 $Z_k(i, j)$ の例として通貨制度を表すダミー変数 (i 国と j 国の通貨の為替レートが固定されている場合に 1 をとり、それ以外の場合には 0 となる変数) を含めた推計も試みているが、これらのすべてにおいて β の推計値が有意に正となっている。

その後、F&R の結果はさまざまな角度から精査され、F&R が十分に検討していなかった点に関する分析も行われた。しかしこれらの研究によっても各国の貿易と景気循環を繋ぐメカニズムが十分に検証されたわけではない。次節以降の分析に先立ち、ここではさしあたり以下の二点を指摘しておこう。

第一に、多くの既存研究は貿易が二国の景気の連動性に影響を与える経路として当該国間の取引だけを考慮し、第三国との取引を考慮していない。たとえば F&R は(7.1)式の $T(i, j)$ として

$$(7.2) \quad T(i, j) = \frac{X(i, j) + X(j, i)}{X(i) + M(i) + X(j) + M(j)} \text{ or } \frac{X(i, j) + X(j, i)}{Y(i) + Y(j)}$$

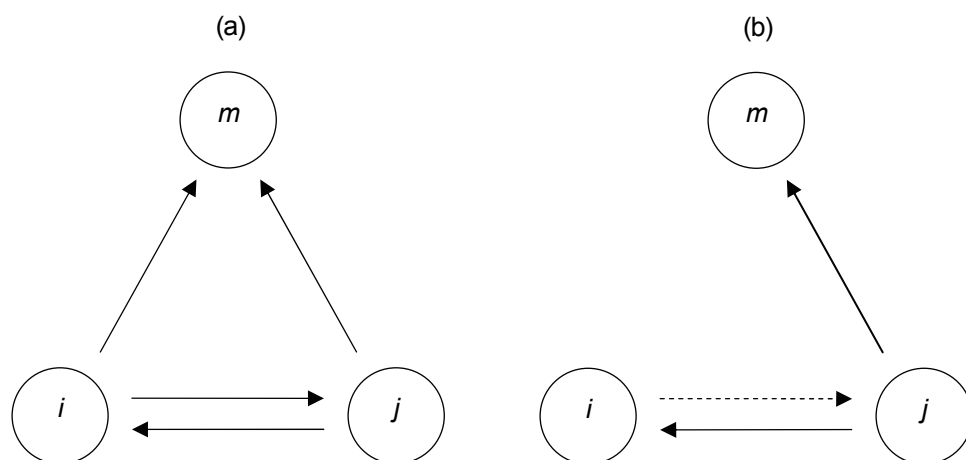
という 2 つの値を採用しており、Crosby (2003) は

$$(7.3) \quad T(i, j) = \max \left[\frac{X(i, j) + X(j, i)}{Y(i)}, \frac{X(i, j) + X(j, i)}{Y(j)} \right]$$

という値を使用している。ここで $X(i, j)$ は i 国から j 国への輸出額を表しており、 $Y(i)$ 、 $X(i)$ および $M(i)$ はそれぞれ i 国の GDP と輸出・輸入総額を表している。しかし上記の定義による $T(i, j)$ の係数が貿易の二国の景気の連動性に対する影響を正しく捉えているかどうかは疑問である。この点を理解するために図 7.1 を見てみよう。

図 7.1 の i 、 j 、 m は国を表す記号であり、矢印は輸出を表している。パネル(a)において i 国と j 国は相互に取引しているだけでなく、 m という共通の第三国にも輸出してい

図 7.1 多国間貿易と国際生産工程分業



(出所) 著者作成。

る。もし i – j 国間の取引に比べて m 国への輸出額が大きい場合、 i 国と j 国の景気の連動性に影響を与えるのは主として m 国の輸入需要の変動であるはずである。しかし上記の $T(i, j)$ はこのような影響を考慮していない。

次にパネル(b)を見てみよう。ここでは実線の矢印が完成された財の輸出を表しており、点線は原材料や部品の輸出を表している。すなわち i 国から j 国に向けて原材料や部品が輸出され、それを用いて j 国が製造した最終財の一部が i 国と m 国に輸出されている。もし最終財の大半が m 国に輸出されている場合、 i 国にとっても j 国にとっても輸出需要の変動の震源地は m 国ということになるが、先の $T(i, j)$ によって m 国の輸入の変動が i – j 国間の景気の連動性に与える影響を捉えることはできない。一方、 j 国で加工された完成品が i 国に輸出されている場合、 i – j 国間の貿易総額に原料品や部品の取引額が二回計上されることになり、上記の $T(i, j)$ は両国の実質的な貿易額を過大評価することになる。

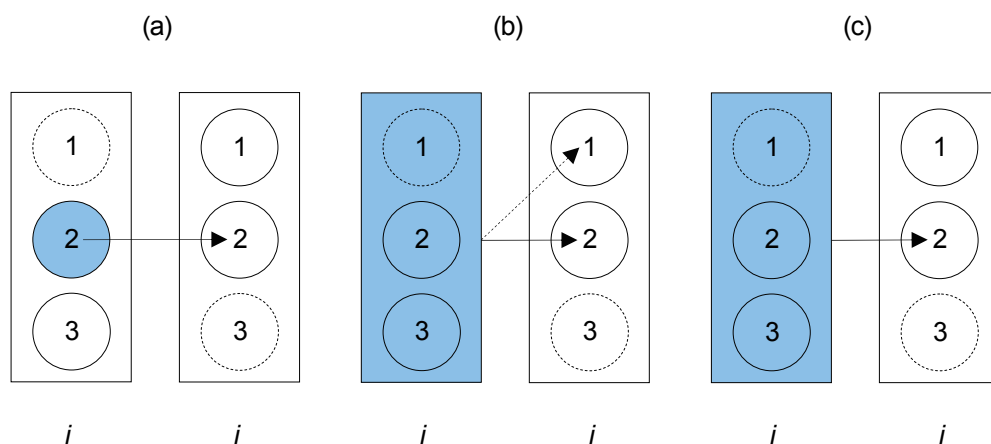
第二に、多くの既存研究が輸出品目構成や産業構造の類似性が高い国々の間で景気の連動性が高まる傾向があることを報告しているが、それがどのようなメカニズムにもとづいているかは十分に検討されていない。たとえば Gruben et al. (2002)は(7.1)式の $T(i, j)$ を産業内貿易と産業間貿易を代表する変数に分割することによって、Fidrmuc (2004)や Shin and Wang (2004)は $Z_k(i, j)$ にグルーベル・ロイド型の産業内貿易指数を

加えることによって推計式の説明力が高まることを見出している。また、Clark and van Wincoop (2001)や Imbs (2004)らは貿易変数と独立に二国の産業構造の類似性を代表する変数を取り込み、それによって推計式の説明力が高まることを指摘している。Calderón et al. (2007)は147カ国を対象とした包括的な推計を行い、(7.1)式の i と j がともに先進国である場合に $T(i, j)$ の係数 β の推計値が顕著に高まることを示し、先進国グループと開発途上国グループの β の推計値の相違の相当部分が前者の国々の生産・輸出構造の類似性に起因していると主張している。

これらの報告結果の背後にどのようなメカニズムが作用しているかを知ることが景気循環の理論研究に対して重要な示唆を持つだけでなく、通貨同盟や自由貿易協定などの地域統合政策がこれらに参加する国々の景気循環に与える影響を考える上でも重要である。既存研究の多くは一国の景気変動の主因が産業別の需要・供給ショックであり、それが貿易を通じて類似した産業構造を持つ国々に波及することによって上記の関係が生じると考えているようである。それが正しいとすると、地域主義的な経済政策によって域内貿易が顕著に増加したとしても、それと平行して域内諸国の輸出・生産構造の特化が進行した場合、これらの国々の景気の連動性がむしろ低下する可能性がある(Krugman 1991)。しかし国際間の輸出・産業構造の類似性と景気の連動性の正の相関関係は上記のものとは異なったメカニズムによっても生じうる。この点を図7.2によって確認しよう。

図7.2の四角形はそれぞれ i 国と j 国の経済を表しており、四角形の中の円は個々の産業を意味している。 i 国は産業2と3を擁しており、 j 国は産業1と2に特化している。図7.2には i 国と j 国が産業2を共有していることによって両国の景気の連動性が強まるメカニズムとして(a)、(b)、(c)の3つの可能性が描かれている。いずれにおいてもシェードは景気変動の出発点となるショックの所在を、矢印はその波及経路を示している。(a)は特定産業における需要・供給ショックが一国の景気変動の主因になっているケースである。ここでは i 国において産業2が生産する財に対する正の需要ショックが生じ、それが i 国の景気を押し上げたと仮定しよう。 j 国も財2を生産しているため、 i 国の需要ショックは j 国の輸出に対する需要も増加させ、 j 国の景気にも正の影響を与えるだろう。 i 国の産業2における当初のショックが供給ショック（新製品の開発や生産性の向上）である場合であっても、それが迅速に j 国の産業2に波及する限り、やはり両国の景気変動の連動性が高まる可能性が考えられる。多くの既存研究はこのようなメカニズムを想定しているように思われる。

図 7.2 産業構造と景気循環の波及メカニズム



(出所) 著者作成。

次に(b)のケースを考えよう。ここでは i 国においてマクロ的な正の需要ショックが生じ、景気が好転したと仮定しよう。一般にマクロの需要項目の中で経時的な変動が大きいのは輸出と投資であり、輸出に占める資本財のシェアが大きい国では外国の景気変動から受ける影響が大きくなる可能性がある。ここで産業2が資本財産業であり、二国の生産と輸出に占める資本財の比率が高い場合、 i 国の景気改善が輸入を通じて j 国の景気を押し上げ、それが i 国にフィードバックする効果は強まるだろう。

(c)のケースも i 国においてマクロ的な正の需要ショックが生じた場合を想定している。ただし(b)の場合と異なり、ここでは i 国と j 国の産業2において生産工程の分業が行われており、 i 国の企業が j 国から輸入した部品や半製品を用いて完成品を生産していると仮定しよう。このような取引においてはしばしば多国籍企業が重要な役割を果たしているため、 i 国の輸入は多国籍企業の企業内取引であるかも知れない。そのような場合、 i 国と j 国の最終需要の間に直接的な関係が存在しないとしても、 i 国の需要ショックが二国間の生産ネットワークを経由して迅速に j 国にスピルオーバーする可能性が考えられる。

図 7.2 の3つの仮設例では i 国ないし j 国に生じた経済ショックがもう一方の国に直接的に波及することを想定したが、図 7.1(b)のように第三国が需要・供給ショックの震源地になっている場合にも同様のメカニズムを考えることができる。ここで重要なことは「輸出・産業構造の類似する国において景気の連動性が高い」という観察が上記の(a)

一(c)のいずれのメカニズムとも整合的であることである。したがってその相対的な重要性を判断するためにはより踏み込んだ分析が必要となる。

2. 実証分析のフレームワーク

本節では本章の実証分析のフレームワークを解説する。本章の主たる目的は既存研究の報告結果を考慮しつつ前節で指摘した2つの問題を検証することにある。そこで本章では基本的に(7.1)の推計式を保持し、推計に使用する変数の作成方法を工夫することによってこれらの問題に対処することにする。

本章では世界の工業製品貿易に占めるシェアの大きい40カ国(地域)を抽出し、その中で推計に使用する変数の作成に必要なデータが得られる38カ国を分析対象とした。これらの国々のリストは表7.1に示されている¹。熊倉(2007)においてはアジア諸国間の景気循環の連動性の原因解明が目的であったため、対象をアジア太平洋地域の主要13カ国に限定していた。本章では地理的にも経済構造においても多様な38カ国を対象とするため、より一般的に貿易と景気の間関係を検討することが可能となる。また、対象国を13カ国から38カ国に増やすことによってサンプル数(二国の組み合わせの総数)が $13 \times 12 \div 2 = 78$ から $38 \times 37 \div 2 = 703$ へと飛躍的に増加し、より精度の高い推計が期待できる²。

次に被説明変数 $\rho(i, j)$ の作成方法を説明しよう。(1)の推計が信頼性を持つためには被説明変数が $i-j$ 国間の景気の連動性を正確に反映していることが前提となる。そのためにはできるだけ多数の景気循環のエピソードをもとに $\rho(i, j)$ を作成することが望ましいが、あまり対象期間を長くするとサンプルの初期と末期とで各国の生産・貿易構造に大きな変化が生じてしまう。既存研究の中には30–40年間といった長期データを利用しているものもあるが、われわれの対象国に経済構造の変化が著しい新興経済諸国が含まれていることを考慮し、ここでは1986–2005年の実質GDPの年次データをもとに被説明変数を作成する³。

多くの既存文献では各国の実質GDPの対数値の時系列にHodrik and Prescott (1997)やBaxter and King (1999)のフィルタリングを適用して循環部分を抽出し、その同時相関係数を計算することによって $\rho(i, j)$ を作成している。しかしサンプル数20程度の時系列データにこれらの手法を適用することは適切でないため、本章ではより単純に各国の実質GDPの自然対数値の階差をもとに被説明変数を作成する。まず i 国と j 国の実質

表7.1 対象国リスト

1 アルゼンチン	1 フランス	21 日本	1 ロシア (#)
2 オーストラリア	2 ドイツ	22 韓国	2 シンガポール
3 オーストリア	3 ギリシャ	23 マレーシア	3 スペイン
4 ベルギー・ルクセンブルグ	4 香港 (#)	24 メキシコ	4 スウェーデン
5 ブラジル	5 ハンガリー	25 オランダ	5 スイス
6 カナダ	6 インド	26 ニュージーランド	6 台湾
7 チリ	7 インドネシア	27 ノルウェー	7 タイ
8 中国	8 アイルランド	28 フィリピン	8 トルコ
9 デンマーク	9 イスラエル	29 ポーランド	9 英国
10 フィンランド	10 イタリア	30 ポルトガル	10 米国

(注) 国名のアルファベット順。(＃)は推計対象国ではないが他の国々の貿易相手国としては考慮されている。

GDP の対数値の t 年の一階階差をそれぞれ $\Delta y_t(i)$ 、 $\Delta y_t(j)$ と書くことにし、その同時相関係数を計算することによって第一の $\rho(i, j)$ の系列を作成しよう。

$$(7.4) \quad \rho_1(i, j) = \text{corr}(\Delta y_t(i), \Delta y_t(j)).$$

ただし上記の変数は二国の生産（所得）の同時的な相関だけを測定しており、 i 国の景気変動が一定のタイムラグを伴って j 国に波及する可能性は考慮していない。この点を補うため、代替的な被説明変数として以下の値も考えることにする。

$$(7.5) \quad \rho_2(i, j) = \frac{2}{3} \rho_1(i, j) + \frac{1}{3} \max \left[\text{corr}(\Delta y_t(i), \Delta y_{t-1}(j)), \text{corr}(\Delta y_{t-1}(i), \Delta y_t(j)) \right]$$

なお、本章の対象国の中には対象期間中に通貨危機をきっかけとした大きな生産の落ち込みを経験した国々が含まれている。これらの危機の例として 1992-1993 年の欧州における為替レートメカニズム（Exchange Rate Mechanism、ERM）危機や 1997-1998 年のアジア危機などが挙げられるが、それらに起因する GDP 時系列の不連続を考慮せずに上記の変数を計算した場合、同じ年に危機に見舞われた経験を持つ国々の値が極端に高くなってしまう。この問題を回避するために、本章では一定の基準によって各国において通貨危機が生じた年を識別し、当該国の $\Delta y_t(i)$ の時系列からそれらの年のデータを取り除いた上で(7.4)式と(7.5)式の値を計算することにした⁴。これらの年の識別方法は付録 A において解説されている⁵。

次に説明変数を作成しよう。貿易変数に関しては前節で指摘した問題を考慮し、以下のような変数を考える。まず貿易統計上の i 国の m 国への財 k の輸出額を $X_k(i, j)$ と表記しよう。そして A を最終財、 B を部品や半製品などの中間財の集合と定義し、 $X_k(i, j), k=1, 2, \dots$ に以下の調整を施す。

$$(7.6) \quad \tilde{X}_k(i, m) = \begin{cases} \delta_k(i) X_k(i, m) & \text{if } k \in A \\ \sum_{j \neq i} \theta_k(j, m) \delta_k(i) X_k(i, j) & \text{if } k \in B \end{cases}$$

上記の $\delta_k(i)$ は i 国の k 財の生産における国内付加価値比率を表しており、 $\theta_k(j, m)$ は j 国において中間財 k を投入財として製造された最終財の中で m 国において販売されるものの比率を表している⁶。一般に工業製品の生産には何らかの輸入投入財が使用されている場合が多く、貿易統計上のグロスの輸出額は海外市場に対する依存度を過大評価する傾向がある。上記の $\delta_k(i)$ はそのような過大評価を修正するためのものである。また、 i 国から j 国に中間財 k が輸出され、それを投入して生産された最終財の一部が輸出されている場合、 $X_k(i, j)$ の一部は j 以外の国の需要によって牽引されていると考えるべきである。(7.6)式の下段の式はそのような取引の輸出相手国を調整することを目的としたものである。なお、標準的な貿易・工業統計から上記の $\delta_k(i, j)$ や $\theta_k(i, j)$ を品目ごとに計算することは困難なため、ここではこれらはすべての k について同一と仮定して計算した。計算方法の詳細は付録 B を参照されたい。

次に上記の $\tilde{X}_k(i, m)$ を全ての完成品と中間財について足し上げ、 $\tilde{X}(i, m) = \sum_{k \in A, B} \tilde{X}_k(i, m)$ と表記することにしよう。この $\tilde{X}(i, m)$ は i 国の所得 (GDP) のうち直接的・間接的に m 国の需要によって牽引されている部分に対応している⁷。さらに i 国の名目 GDP を $Y(i)$ と書くことにし、以下のような変数を定義する。

$$(7.7) \quad T(i, j) = \sum_m \min \left[\frac{\tilde{X}(i, m)}{Y(i)}, \frac{\tilde{X}(j, m)}{Y(j)} \right].$$

上記の $T(i, j)$ は i 国と j 国の $m=1, 2, \dots$ 国の輸入に対する依存度のうち小さいほうの値を集めたものであり、二国の生産 (所得) が共通の輸出市場にどれだけ依存しているかを表す指標になっている。

上記の $m=1, 2, \dots$ には i 国と j 国自身も含まれており、 $\tilde{X}(i, i)$ と $\tilde{X}(j, j)$ はそれぞれ i 国と j 国で生産された貿易財の国内出荷分に対応している。ここで全ての i と j について $\tilde{X}(i, i)/Y(i) \geq \tilde{X}(j, i)/Y(j)$ という関係が成立するとすると⁸、(7.7)式の右边を以下のように分割することが可能となる。

$$\begin{aligned}
 T(i, j) &= T^1(i, j) + T^2(i, j) \\
 (7.8) \quad T^1(i, j) &= \frac{\tilde{X}(i, j)}{Y(i)} + \frac{\tilde{X}(j, i)}{Y(j)} \\
 T^2(i, j) &= \sum_{m \neq i, j} \min \left[\frac{\tilde{X}(i, m)}{Y(i)}, \frac{\tilde{X}(j, m)}{Y(j)} \right].
 \end{aligned}$$

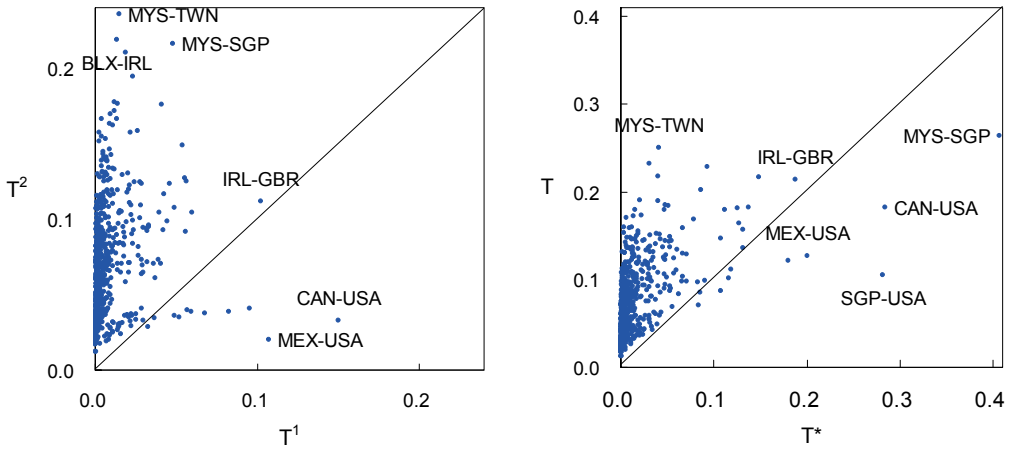
上記の $T^1(i, j)$ は i 国と j 国の間の直接的な貿易取引の大きさを表す指標になっており、分子の輸出額に施した調整を別とすれば(7.2)式や(7.3)式の貿易変数とほぼ同様のものである。一方、 $T^2(i, j)$ は i 国と j 国の共通の第三国市場に対する依存度を示しており、既存研究において考慮されていない部分である。なお、既存研究との比較のために、上記の $T^1(i, j)$ の右辺の分子に未調整の貿易額を用いた

$$(7.9) \quad T^*(i, j) = \frac{X(i, j)}{Y(i)} + \frac{X(j, i)}{Y(i)}$$

という値も定義しておこう。上記の $T^*(i, j)$ を説明変数とする推計と $T(i, j)$ や $T^1(i, j)$ 、 $T^2(i, j)$ を説明変数とする推計の結果を比較することにより、既存研究の報告結果にどのようなバイアスが生じているかをチェックすることが可能となる。

図 7.3 は上記の貿易変数を本章の対象国の 703 の組み合わせに関して計算した結果をプロットしたものである。左パネルを見るとほとんどの組み合わせにおいて $T^2(i, j)$ の値が $T^1(i, j)$ の値より大きくなっており、そのばらつきも大きくなっている。一方、右パネルを見ると $T(i, j)$ の値が $T^*(i, j)$ のそれに比べて著しく大きくなっているケースが多いことが分かる。また、図 7.3 には示していないが $T^1(i, j)$ と $T^*(i, j)$ の関係も必ずしも緊密ではなく、 $T^*(i, j)$ の値が大きいほど両者の乖離が大きくなる傾向が認められる。これは二国間の貿易量の多い国々においてしばしば図 7.1(b)のような生産工程分業が進展していることを示唆するものと言える。

図 7.3 代替的な貿易指数の相関関係



(注) BLX はベルギー＋ルクセンブルグを、GBR は英国を表す。

(出所) 筆者作成。

次に各国の輸出品目構成と生産構造の類似性を表す変数を作成しよう。まず i 国の産業 l のグロスの輸出額と国内付加価値額をそれぞれ $X^l(i)$ と $Y^l(i)$ と表記し、以下の2つの値を定義する。

$$(7.10) \quad S_T^l(i, j) = \min \left[\frac{X^l(i)}{X(i)}, \frac{X^l(j)}{X(j)} \right], \quad S_Y^l(i, j) = \min \left[\frac{Y^l(i)}{Y(i)}, \frac{Y^l(j)}{Y(j)} \right]$$

そしてさらにこれらの値を全ての貿易財産業について足し上げることにより

$$(7.11) \quad S_T(i, j) = \sum_l S_T^l(i, j), \quad S_Y(i, j) = \sum_l S_Y^l(i, j)$$

という値を計算する。上記の値はいずれも0から1の間に分布し、 i 国と j 国の生産・輸出構造が類似しているほど大きくなる。これらは既存文献でしばしば利用されている Krugman (1991) の特化指数と同様の指標であり、先に定義した貿易指数とも対応する構造になっている。

さて、ここで(7.1)式の $Z_k(i, j)$ に上記の $S_T(i, j)$ や $S_Y(i, j)$ を含めて推計し、これらの変数の係数が有意に正だと判定されたとしよう。しかしそれだけでは二国の輸出品目構成や生産構造が類似していれば常に景気変動の連動性が高まるのか、それとも二国

が特定の産業に同時に特化した場合にそのような効果が生じるのかは分からない。しかし上記の $S_T(i, j)$ や $S_Y(i, j)$ は以下のように任意の産業（ここでは例として産業1）のシェアのオーバーラップとそれ以外の産業のシェアのオーバーラップの和として表現することが可能である。

$$(7.12) \quad \begin{aligned} S_T(i, j) &= S_T^1(i, j) + \sum_{l \neq 1} S_T^l(i, j) = S_T^1(i, j) + S_T^{1-}(i, j) \\ S_Y(i, j) &= S_Y^1(i, j) + \sum_{l \neq 1} S_Y^l(i, j) = S_Y^1(i, j) + S_Y^{1-}(i, j). \end{aligned}$$

そしてたとえば上記の $S_T^1(i, j)$ と $S_T^{1-}(i, j)$ を独立の変数として(7.1)式の右辺に含めれば、産業1への特化が二国の景気の連動性に影響を与えているかどうかを調べることが可能となる。

最後にその他の $Z_k(i, j)$ の候補として、二国の景気の連動性に影響を与えうる貿易以外のチャンネルを考えておこう。その際に注意すべきと思われるのは、F&Rを含む多くの既存研究が(7.1)式の推計に当たって操作変数法（Instrumental Variables Method、IV法）を採用していることである。F&Rは、(a)各国の通貨当局は自国と貿易取引の多い外国の通貨と自国通貨の為替レートを安定させようとする傾向がある、(b)名目為替レートの安定化政策によって自国と貿易相手国の金融政策（金利）の連動性が高まり、両国の景気循環の連動性が強まる、同時に(c)為替レートの安定は両国の貿易を促進する効果を持つ、したがって(d)為替レートの安定という第三の変数が貿易変数 $T(i, j)$ と被説明変数 $\rho(i, j)$ の値を同時に上昇させる可能性があるため、OLSによる推計は不適切だと主張している。

しかし上記の F&R の議論が妥当かどうかは疑問である。まず(a)について言えば、欧州以外の先進国において明示的な名目為替レート平準化政策を採用している国は存在せず、1990年代末以降は新興市場経済においても柔軟な通貨政策を採用する国が増加している。また、(b)名目為替レートの安定化政策によって当該国間の景気の連動性が高まると言うが、そのような効果が常に成立する必然性はなく、異質な経済ショックに直面する国々が人為的に名目為替レートを固定しようとするれば景気循環の齟齬が増幅されてしまう可能性もある。多くの新興市場諸国は1990年半ばまでドル・ペッグないしそれに類似する通貨政策を維持していたが、このような通貨政策がこれらの国々の実体経済と整合的でなかったことはその後の通貨危機の示すところである。さらに(c)に関して

も既存研究の大半が名目為替レートのボラティリティー低下の貿易促進効果について懐疑的であり (Clark et al. 2004)、究極の名目為替レート安定化政策である通貨統合の貿易促進効果に関しても Rose (2000)らの主張していた大きな効果は否定されつつある。したがって少なくとも本章の対象国に関しては F&R の主張するメカニズムによる内生性が大きな問題となる可能性は低いと思われる。

より重要な点として、仮に F&R らの主張する理由による内生性が生じている場合、OLS による推計においては貿易変数の係数 β の推計値に正のバイアスが生じるはずである。しかし F&R のディスカッション・ペーパー版において報告されている OLS と IV 法による β の推計値を比較すると後者の方がずっと大きくなっており、単に上記の議論が成立していないだけでなく、それとは異なる問題が存在していることが示されている (Gruben et al. 2003)。推計式に重要な説明変数が欠落しており、その変数と操作変数の間に正の相関関係がある場合、IV 法による推計は β の推計値を過大評価する可能性が高い。F&R を含む多くの既存研究は $T(i, j)$ の操作変数として標準的なグラビティー・モデルの説明変数 ($i-j$ 国間の距離や共有する国境・言語の有無を示すダミー変数) を採用しているため、これらの操作変数が二国の経済を繋ぐ貿易以外のチャンネルと関連している可能性を検討する必要がある。

二国の景気の連動性に影響を与える貿易以外の要因としてまず考えられるのは国際的な資本移動であろう。本章では被説明変数の作成過程において通貨危機による極端な GDP の落ち込みはコントロールされているが、経済規模が小さい国では平時の資本移動であっても国内の経済活動に無視できない影響が及ぶ可能性が考えられる。たとえば 1990 年代半ば以降のアイルランドの高成長に欧州内外からの直接投資が寄与していたことはよく知られており、アジア危機以前の東南アジア諸国においても海外からの資本流入の加速が資産価格の上昇を通じて強い景気浮揚効果をもたらしたと言われている。したがって同時的に海外からの資本流入の加速を経験した国においてわれわれの定義による景気循環の連動性が高まっている可能性が考えられる。

既存研究の一部においても国際資本移動が国際間の景気の連動性に与える影響は考慮されている。ただしこれらの研究では二国の内外資本移動が実際にどれだけ連動していたかを測る変数ではなく、これらの国々の国内金融市場がどれだけ国際市場に統合されているかを測る変数が採用されている。たとえば Imbs (2004)はそのような変数として i 国と j 国の対外金融規制の強度を表す指数の合計値やそれぞれの国の純対外債権の対 GDP 比率の乖離などを採用している。しかし仮に二国の金融市場が完全に国際市場に

統合されていても、それぞれの国の実体経済の動向などによって両国の内外資本移動は正の相関を持つ場合も負の相関を持つ場合も考えられる。たとえば二国が地理的に近接する新興市場諸国であれば正の相関が生じる可能性が考えられるが、一方が米国などの先進国である場合、前者から後者に資金が流れることによって負の相関が生じる可能性が高い。これらの点については章末の付録Cにおいて詳しく議論する。

上記の点を考慮し、以下では実現した資本移動をより直接的に反映する変数を考えよう。まず*i*国の*t*年の純対内資本流入額を $FI_t(i)$ と書き、その前年の名目GDPに対する比率 $\hat{f}_t(i) = FI_t(i)/Y_{t-1}(i)$ を計算する⁹。そして(7.4)式と(7.5)式の被説明変数の場合と同様に、通貨危機の年のデータを取り除いた上で

$$(7.13) \quad \eta_1(i, j) = \text{corr}(\hat{f}_t(i), \hat{f}_t(j))$$

(7.14)

$$\eta_2(i, j) = \frac{2}{3}\eta_1(i, j) + \frac{1}{3}\max[\text{corr}(\hat{f}_t(i), \hat{f}_{t-1}(j)), \text{corr}(\hat{f}_{t-1}(i), \hat{f}_t(j))]$$

という値を計算する。そして $\rho_1(i, j)$ を被説明変数とする推計においては $\eta_1(i, j)$ を、 $\rho_2(i, j)$ を被説明変数とする推計では $\eta_2(i, j)$ を説明変数に加え、国際資本移動が二国の景気変動に与える影響をコントロールすることにする。

ただし先の貿易変数とは異なり、上記の $\eta_1(i, j)$ と $\eta_2(i, j)$ は実現した資本流入出のデータをもとに作成した変数であるため、被説明変数と内生関係にある可能性が高い。各国の景気が外生的な要因による資本流入（出）の加速によって押し上げられる（悪化する）可能性があるだけでなく、当該国の自律的な景気変動やそれに伴う金利の変化などに内外投資家が反応する可能性も考えられるからである¹⁰。したがって $\eta_1(i, j)$ と $\eta_2(i, j)$ に関しては、操作変数を用いた二段階最小二乗法（Two-stage Least Squares、TSLS）などを用いて内生性バイアスをコントロールすることが望ましいと思われる。しかし国際資本移動に不確定要因が多いことは広く知られている通りであり、これらの変数の適切な操作変数を見出すことは容易ではない。ここでは $\eta_1(i, j)$ と $\eta_2(i, j)$ を経済理論が示唆するさまざまな変数に回帰し、その中で相対的に良好な説明力を示したものを操作変数として採用したが、それでもこれらの変数の説明力は十分ではない（推計結果に関しては付録C参照）。したがって次節ではTSLSを用いた推計とOLSによる推計

の結果を比較し、われわれの関心の中心である $T(i, j)$ や $S_T(i, j)$ 、 $S_Y(i, j)$ などの係数の推計値にどのように変化が生じるかを確認することにする。

3. 推計結果

それでは推計結果を見てゆこう。表 7.2 は貿易変数と資本移動の連動性変数のみを説明変数とした回帰式の推計結果である。貿易変数として $T^*(i, j)$ を採用した推計と $T(i, j)$ を採用した推計の結果を比べると、後者の説明力が前者のそれを大幅に上回っており、前節と付録 B で解説した貿易統計の調整が有意義なものであることを裏付けている。さらに $T(i, j)$ を説明変数とする回帰式とそれを $T^1(i, j)$ と $T^2(i, j)$ に分割した回帰式を比較すると、やはり後者の説明力が前者のそれを上回っている。これらのことは本章の手法による貿易額と輸出相手国の調整が有効であること、二国の景気の連動性の決定要因として第三国への輸出状況を明示的に考慮する必要があることを示唆している。

なお、 $T^1(i, j)$ と $T^2(i, j)$ を独立の変数とした推計では後者の係数の推計値が前者のそれより小さくなっているが、このことは必ずしも二国の景気の連動性の決定要因として第三国への輸出が重要でないことを意味するものでない。 $T^1(i, j)$ と $T^2(i, j)$ を独立の変数とした場合、 i 国の景気変動が j 国からの輸入の増減を通じて j 国の景気に与える影響、そしてそれが j 国の i 国からの輸入の変動を通じて i 国にフィードバックする効果は $T^1(i, j)$ の係数に反映される。一方、第三国の輸入需要の変動が i 国と j 国の景気に与える直接的な影響は $T^2(i, j)$ の係数に反映されるが、後者が $i-j$ 国間の貿易量を変動させてさらに両国の景気の連動性を高める場合、その効果の一部は $T^1(i, j)$ の係数に表れるはずである。また、前節で見たように、クロスセクションでの $T^2(i, j)$ の値のばらつきが $T^1(i, j)$ のそれに比べて大きいことにも注意が必要である。表 7.2 において $T^1(i, j)$ の係数の推計値は $T^2(i, j)$ のその 2.4–2.7 倍程度になっているが、 $T^2(i, j)$ のデータの標準偏差は $T^1(i, j)$ のその約 2.7 倍である。したがってこれら二つの変数の 1 標準偏差分の変化が被説明変数の予想値に与える影響はほぼ同一ということになる。

国際資本移動の連動性指数を含む推計を見ると、OLS による推計の大半において $\eta_1(i, j)$ と $\eta_2(i, j)$ の係数が有意に正と判定されているが、TSLS による推計では安定した結果が得られていない。これは必ずしも資本移動の動向が各国の景気変動に影響を

表 7.2 景気循環の連動性指数の回帰結果 (1)

[A] 被説明変数: ρ_1

	OLS			TSLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
T^*	3.312*** (0.511)			3.340*** (0.526)		
T		3.044*** (0.334)			3.094*** (0.347)	
T^1			6.394*** (1.168)			6.498*** (1.232)
T^2			2.369*** (0.367)			2.293*** (0.412)
η_1	0.098*** (0.034)	0.066** (0.033)	0.078** (0.033)	0.280*** (0.096)	0.017 (0.103)	0.122 (0.106)
SER	0.363	0.356	0.354	0.371	0.357	0.354
R^2 (adj.)	0.084	0.119	0.132			

[B] 被説明変数: ρ_2

	OLS			TSLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
T^*	2.355*** (0.412)			2.381*** (0.425)		
T		2.312*** (0.271)			2.360*** (0.287)	
T^1			4.757*** (0.926)			4.839*** (0.973)
T^2			1.819*** (0.304)			1.760*** (0.347)
η_2	0.069** (0.031)	0.042 (0.030)	0.052* (0.030)	0.218*** (0.083)	-0.006 (0.091)	0.087 (0.094)
SER	0.313	0.307	0.305	0.319	0.308	0.306
R^2 (adj.)	0.057	0.092	0.102			

(注) TSLSは資本移動変数に操作変数を用いた二段階最小二乗法 (Two-Stage Least Squares)による推計結果。括弧内の数値はホワイトの修正による標準誤差。
*、**および***はそれぞれ10、5、1%水準での有意を示す。SERは回帰式の標準誤差 (Standard Errors of Regression)。切片の推計値は省略。修正決定係数の値はOLSの場合のみ示した。

与えていないことを意味するものではなく、 $\eta_1(i, j)$ や $\eta_2(i, j)$ とこれらの操作変数との相関度が低いことも影響していると思われる（付録 C 参照）。ただし資本移動変数を含めるか否か、それに操作変数を適用するか否かは貿易変数の係数値にほとんど影響を与えておらず、推計結果が資本移動の影響の処理方法に対して頑健であることを示唆している。

表 7.3 は二国の輸出品目構成と産業構造の類似性指数を説明変数に加えた推計の結果である。これらの変数は国際標準産業分類（International Standard Industrial Classification、ISIC）第 2 版をもとに貿易財部門を農林水産業、採掘業および 9 つの製造業（合計で 11 産業）に分割することによって作成されている¹¹。推計結果を見ると、輸出品目の類似性を示す $S_T(i, j)$ がきわめて有意になっている一方、産業構造の類似性指標 $S_Y(i, j)$ ははっきりとした説明力を示していない。さらに両者を同時に含めた推計でも前者だけが顕著に有意になっており、輸出品目の類似性の高い国々において景気の連動性が高まる傾向が見出されている。

さらに表 7.4 には(7.12)式にしたがって $S_T(i, j)$ を $S_T^l(i, j)$ と $S_T^{l-}(i, j)$ とに分割した推計の結果が示されている¹²。ここで $S_T^l(i, j)$ の係数が有意に正になっているのは $l = 2$ （採掘業）、9（鉄鋼業）、10（輸送用機器）および 11（機械機器）のみであり、その他の産業の係数は有意でないか負になっている。これらのうち $S_T^l(i, j)$ が単独で最も高い説明力を示しているのは 11 の輸送用機器であり、それに 2 の採掘業が続いている。ただし $S_T^l(i, j)$, $l = 1, 2, 3, \dots, 11$ の値は相互に独立でなく、 $S_T^9(i, j)$ と $S_T^{10}(i, j)$ 、 $S_T^{11}(i, j)$ の値にはわずかながら正の相関が認められるため、個々の推計式の解釈には注意が必要である。

表 7.4 から判断する限り、二国の輸出品目構成の類似性が景気の連動性を高める効果は全ての産業において生じているわけではなく、むしろ一部の産業に特有の現象のように見受けられる。この点を別の角度から検証するために、上記のものとは異なった方法で貿易財部門を分割し、同じ推計を繰り返してみよう。国際連合の Classification by Broad Economic Categories（BEC 分類）では貿易統計と国民経済計算体系（System of National Accounts、SNA）との整合性を意識し、標準国際貿易分類（Standard International Trade Classification、SITC）や統一システム（Harmonizes System、HS）ベースの商品別貿易統計を原料品や投資財、最終消費財といったマクロの需要項目と関連の深い大項目に集計するための対応表が提供されている。ここでは SITC ベースの輸

表 7.3 景気循環の連動性指数の回帰結果 (2)

[A] 被説明変数: ρ_1

	OLS			TSLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
T^1	5.465*** (1.196)	6.360*** (1.167)	5.458*** (1.201)	5.549*** (1.231)	6.412*** (1.226)	5.555*** (1.232)
T^2	2.099*** (0.374)	2.241*** (0.373)	2.105*** (0.375)	2.157*** (0.413)	2.203*** (0.410)	2.151*** (0.411)
η_1	0.081** (0.033)	0.077** (0.033)	0.081** (0.033)	0.102 (0.105)	0.104 (0.107)	0.101 (0.107)
ST	0.339*** (0.099)		0.342*** (0.106)	0.364*** (0.113)		0.359*** (0.121)
SY		0.572 (0.428)	-0.036 (0.467)		0.623 (0.442)	0.056 (0.480)
SER	0.351	0.354	0.351	0.352	0.354	0.352
R^2 (adj.)	0.144	0.133	0.143			

[B] 被説明変数: ρ_2

	OLS			TSLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
T^1	3.860*** (0.943)	4.719*** (0.925)	3.863*** (0.945)	3.848*** (0.963)	4.740*** (0.968)	3.860*** (0.962)
T^2	1.558*** (0.313)	1.686*** (0.310)	1.555*** (0.314)	1.617*** (0.347)	1.663*** (0.347)	1.606*** (0.346)
η_2	0.055* (0.029)	0.050* (0.030)	0.055* (0.029)	0.067 (0.093)	0.065 (0.095)	0.064 (0.094)
ST	0.327*** (0.086)		0.325*** (0.093)	0.380*** (0.098)		0.371*** (0.105)
SY		0.600 (0.381)	0.020 (0.417)		0.687 (0.393)	0.100 (0.429)
SER	0.302	0.305	0.303	0.302	0.305	0.303
R^2 (adj.)	0.118	0.103	0.117			

(注) 表 7.2 参照

表 7.4 景気循環の連動性指数の回帰結果 (3)

[A] 被説明変数: ρ_1

$l =$:	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
T^1	5.303*** (1.209)	5.698*** (1.205)	5.166*** (1.202)	4.727*** (1.221)	5.473*** (1.196)	5.387*** (1.189)	5.485*** (1.185)	5.343*** (1.199)	5.576*** (1.185)	4.932*** (1.133)	5.472*** (1.214)
T^2	1.938*** (0.410)	2.256*** (0.381)	1.964*** (0.374)	1.861*** (0.390)	2.096*** (0.380)	2.068*** (0.379)	2.103*** (0.376)	2.026*** (0.372)	2.237*** (0.377)	2.458*** (0.382)	2.107*** (0.404)
η_1	0.083** (0.033)	0.078** (0.033)	0.079** (0.032)	0.088*** (0.033)	0.081** (0.033)	0.079** (0.032)	0.081** (0.033)	0.078** (0.033)	0.081** (0.032)	0.084*** (0.032)	0.081** (0.033)
ST^1	-0.282 (0.553)	1.046*** (0.367)	-0.365 (0.284)	-0.721** (0.299)	0.388 (1.073)	1.243 (1.152)	0.283 (0.302)	-5.343** (2.304)	1.221** (0.530)	1.392*** (0.293)	0.336*** (0.117)
ST^{1-}	0.357*** (0.101)	0.330*** (0.098)	0.384*** (0.101)	0.461*** (0.107)	0.339*** (0.098)	0.340*** (0.099)	0.344*** (0.106)	0.446*** (0.105)	0.332*** (0.099)	0.150 (0.103)	0.343*** (0.128)
SER	0.351	0.350	0.350	0.348	0.351	0.351	0.351	0.350	0.351	0.348	0.351
R^2 (adj.)	0.145	0.148	0.149	0.159	0.143	0.144	0.143	0.151	0.147	0.160	0.143

[B] 被説明変数: ρ_2

$l =$:	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
T^1	3.781*** (0.951)	4.055*** (0.952)	3.644*** (0.947)	3.283*** (0.962)	3.860*** (0.941)	3.782*** (0.934)	3.837*** (0.936)	3.778*** (0.948)	3.982*** (0.930)	3.357*** (0.887)	4.002*** (0.948)
T^2	1.480*** (0.344)	1.689*** (0.320)	1.461*** (0.315)	1.372*** (0.327)	1.558*** (0.315)	1.526*** (0.317)	1.554*** (0.316)	1.511*** (0.314)	1.708*** (0.316)	1.897*** (0.321)	1.711*** (0.343)
η_2	0.056* (0.030)	0.053* (0.030)	0.054* (0.029)	0.061** (0.029)	0.055* (0.030)	0.054* (0.029)	0.056** (0.030)	0.053* (0.030)	0.055* (0.029)	0.058** (0.029)	0.054* (0.029)
ST^1	0.025 (0.478)	0.919*** (0.322)	-0.181 (0.248)	-0.502* (0.270)	0.330 (0.947)	1.234 (0.932)	0.389 (0.260)	-3.421* (2.003)	1.291*** (0.454)	1.321*** (0.255)	0.264** (0.102)
ST^{1-}	0.336*** (0.088)	0.320*** (0.086)	0.360*** (0.088)	0.423*** (0.093)	0.327*** (0.086)	0.329*** (0.086)	0.322*** (0.091)	0.398*** (0.092)	0.319*** (0.086)	0.149* (0.089)	0.398*** (0.109)
SER	0.303	0.302	0.302	0.300	0.303	0.302	0.303	0.302	0.302	0.299	0.302
R^2 (adj.)	0.117	0.121	0.121	0.130	0.117	0.119	0.117	0.122	0.123	0.138	0.118

(注) いずれもOLSによる推計結果。産業分類は、1 (農林水産業)、2 (鉱業・採掘業)、3 (食料品・飲料品・タバコ)、4 (繊維および繊維製品・革製品・履物)、5 (木材・木工品・家具)、6 (紙および紙加工品・印刷・出版)、7 (石油精製・化学製品)、8 (非鉄金属・窯業)、9 (粗鋼・鉄鋼・鉄製品)、9 (輸送用機器)、11 (輸送用機器をのぞく機械機器)。

出統計をBECの6つの大分類に集計することによって上記の $S_T^l(i, j)$ と $S_T^{l-}(i, j)$ のデータを作成し直し、表 7.4 の推計を繰り返した。その結果を示した表 7.5 を見ると、 $S_T^l(i, j)$ の係数が有意に正になっているのは $l=C$ (燃料・潤滑油)、 D (資本財)、 E (輸送用機器)のみであり¹³、おおむね上記の結果を裏付ける形となっている。中でも $S_T(i, j)$ を $S_T^E(i, j)$ と $S_T^{E-}(i, j)$ に分割した推計式の説明力が高く、輸出に占める輸送用機器やその部品の比率が高い国において景気の連動性が強まる傾向が示されている。

表 7.5 景気循環の連動性指数の回帰結果 (4)

[A] 被説明変数: ρ_1

I =:	A	B	C	D	E	F
T^1	5.741*** (1.184)	5.692*** (1.192)	6.073*** (1.171)	5.490*** (1.230)	5.257*** (1.113)	5.636*** (1.161)
T^2	2.020*** (0.389)	2.071*** (0.378)	2.274*** (0.375)	1.821*** (0.413)	2.590*** (0.382)	2.294*** (0.369)
η_1	0.083** (0.033)	0.082** (0.033)	0.080** (0.033)	0.084** (0.033)	0.083*** (0.032)	0.081** (0.033)
ST^1	-0.278 (0.251)	-0.080** (0.163)	0.633* (0.394)	0.469*** (0.147)	1.346*** (0.291)	-0.390 (0.242)
ST^{1-}	0.254** (0.102)	0.297*** (0.108)	0.213** (0.099)	0.101 (0.111)	0.001 (0.101)	0.403*** (0.124)
SER	0.352	0.352	0.353	0.352	0.349	0.351
RSS	86.502	86.444	86.802	86.399	84.789	85.945
R^2 (adj.)	0.139	0.139	0.136	0.140	0.156	0.144

[B] 被説明変数: ρ_2

I =:	A	B	C	D	E	F
T^1	4.159*** (0.937)	4.138*** (0.943)	4.394*** (0.926)	4.103*** (0.964)	3.628*** (0.874)	3.990*** (0.917)
T^2	1.524*** (0.326)	1.562*** (0.318)	1.708*** (0.312)	1.477*** (0.351)	1.998*** (0.319)	1.720*** (0.308)
η_2	0.058* (0.030)	0.057* (0.030)	0.055* (0.030)	0.058* (0.030)	0.058** (0.029)	0.057* (0.030)
ST^1	-0.074 (0.219)	0.062 (0.136)	0.664* (0.339)	0.350*** (0.130)	1.294*** (0.254)	-0.310 (0.214)
ST^{1-}	0.264*** (0.089)	0.289*** (0.095)	0.237*** (0.086)	0.190** (0.095)	0.039 (0.088)	0.410*** (0.106)
SER	0.304	0.304	0.304	0.304	0.300	0.302
RSS	64.328	64.325	64.376	64.398	62.643	63.693
R^2 (adj.)	0.110	0.110	0.110	0.109	0.134	0.119

(注) いずれもOLSによる推計結果。産業分類は、A (未加工品をのぞく食料品・飲料品)、B (工業原料品)、C (燃料品・潤滑剤)、D (部品・付属品を含む資本財)、E (輸送用機器)、F (消費財)。

表 7.6 財別の世界の貿易額の変動と世界の景気循環の関係 (1985-2004 年)

品目分類	[A] 世界の貿易総額に 占めるシェア ¹⁾	[B] 貿易額の 不安定性 ²⁾	[C] 貿易額と景気の 連動性 ³⁾
合計	1.000	0.064	0.595
燃料・鉱物資源	0.118	0.179	0.466
燃料	0.088	0.228	0.360
鉄鉱	0.012	0.131	0.605
非鉄金属	0.019	0.133	0.674
輸送用機器	0.133	0.046	0.378
自動車	0.091	0.056	0.372
(うち乗用車)	0.050	0.058	0.304
その他の輸送用機器	0.042	0.060	0.178
IT関連機器およびその部品	0.122	0.086	0.586
コンピューター・オフィス製品	0.048	0.078	0.618
通信機器	0.040	0.077	0.588
集積回路・その他の電子部品	0.034	0.132	0.458
その他の機械類	0.132	0.067	0.575
発電機器	0.014	0.047	0.400
非電気機器	0.075	0.075	0.558
電気機器	0.043	0.075	0.495

(出所) 著者による試算値。原統計はIMF World Economic Outlook Database、国際連合 COMTRADEおよびカナダ統計局 World Trade Databaseによる。

(注) ¹⁾ 1985-2004年の平均値。²⁾ 名目ドルベースの世界全体の貿易額の対前年変化率の標準偏差。³⁾ 各品目の貿易額と世界全体の実質GDPの対前年変化率の同時相関係数。

それでは上記の財に対する依存度の高い国々では図 7.2 の(a)、(b)、(c)のいずれのメカニズムによって景気の連動性が高まっているのだろうか。本章でこの問題に厳密な解答を与えることはできないが、ここでは表 7.6 を参照しながら若干の考察を試みよう。表 7.6 は先の推計において有意な影響が認められた燃料・鉱物資源、輸送用機器、機械機器をそれぞれ複数の品目に分割し、[A]世界全体の貿易総額に占める各品目のシェア、[B]各品目の世界全体の貿易額の毎年の変動率、そして[C]その変動と世界全体の景気(実質GDP)の変動との相関度を計算した結果をまとめたものである。

表 7.6 において毎年の貿易額の変動が大きい一方でその世界の景気変動との相関度がやや低い品目として燃料品と電子部品が挙げられる。燃料品に関しては、原油や天然ガスなどのエネルギー関連商品の国際価格が供給国側の要因や国際市場における投資家の思惑によって大きく変動しがちなことが影響していると考えられる。電子部品に関しては技術革新やそれに伴う製品の世代交代によって需給関係が不安定になりがちなこと、半導体デバイスなど一部の汎用電子部品の国際価格の変動がきわめて激しいことが

影響しているように思われる（熊倉 2007）。これらの財に特化する国においては、産業別の需給ショックがマクロの景気変動に影響を与え、それが国際間の景気の連動性を高めている可能性が考えられよう（図 7.2(a)のケース）。

一方、[C]欄の貿易額の変動と世界の景気変動の連動性が高い品目として、燃料品以外の鉱物資源、IT 関連の最終財、発電機器以外の機械類（その多くが民間の産業用機械）が挙げられる。これらの品目はいずれも企業投資との関係が深く、需要が輸入国の景気動向に敏感に反応することによって数値が高まっている可能性が考えられる（図 7.2(b)のケース）。ただし鉱物資源に関しては[B]の貿易額の変動がきわめて大きく、供給ショックや国際投資家の動向も影響を与えていると思われる。

最後に、表 7.6 において[B]と[C]の値がいずれも低い品目として輸送用機器が挙げられる。世界の輸送用機器貿易の 7 割近くを占める自動車産業が相対的に成熟した産業であり、その販売価格に強い粘着性があること（Krugman 1991）が貿易額の安定をもたらしているのだろう。また、多くの乗用車の需要が比較的安定した家計消費によって支えられていること、自動車以外の輸送用機器（航空機や船舶など）において受注と納入の間に長いタイムラグが存在することも貿易額と輸入国の景気動向の相関度の低下に寄与していると思われる。輸出に占める輸送用機器のシェアが高い国の例として日本、米国を含む北米 3 カ国、一部の西欧諸国が挙げられる。これらのうち北米と欧州大陸においては地続きで国際的な生産ネットワークが形成されており、域内の輸送用関連機器の貿易のかなりの部分が完成品以外の部品や半製品によって占められている（Yeats 2001）。したがって輸出総額に占める自動車関連機器のシェアが高い国々においては産業別ないしマクロの外生ショックが生産工程を通じて国際波及し、生産ネットワークの参加する国々の景気の連動性を高めている可能性が考えられよう（図 7.2(c)のケース）。なお、東アジアにおいては電子・電気機器産業の国際生産ネットワークが発展しており、熊倉（2007）ではこれらの製品への依存度の高いアジア諸国において景気の連動性が高まる効果が検出されている。

最後に、これまでの推計結果の頑健性をチェックする目的で、いくつかの付加的な推計を行った。これらの結果は表 7.7 にまとめられている。第 1 節で述べたように Calderón et al. (2007) は国際間の景気の波及過程における貿易の役割が先進国の場合と開発途上国の場合とで異なることを指摘しており、Baxter and Kouparitsas (2005) も同様の結果を報告している。そこで、これまで検討した説明変数¹⁴に i 国と j 国がともに先進国の場合に 1、それ以外の場合に 0 をとるダミー変数と二国がともに開発途上国の場合にのみ 1、それ以外の場合に 0 をとるダミー変数を加えた推計を試みたところ、これらの変数が有意

表 7.7 景気循環の連動性指数の回帰結果 (頑健性テスト)

[A] 被説明変数: ρ_1

	OLS			TSLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
T^1	4.142*** (1.163)	2.368* (1.289)	2.468** (1.205)	4.008*** (1.196)	2.518* (1.463)	2.152* (1.249)
T^2	1.556*** (0.374)	1.130*** (0.433)	1.085*** (0.414)	1.658*** (0.417)	1.077** (0.463)	1.240*** (0.445)
$S_T^C + S_T^D + S_T^E$	0.610*** (0.122)	0.631*** (0.122)	0.642*** (0.122)	0.606*** (0.123)	0.632*** (0.122)	0.636*** (0.123)
η_1	0.066** (0.032)	0.072** (0.032)	0.061* (0.032)	-0.000 (0.122)	0.105 (0.118)	-0.060 (0.127)
D (developing)	0.103*** (0.033)		0.100** (0.033)	0.114*** (0.038)		0.119*** (0.039)
D (advanced)	0.133*** (0.032)		0.109*** (0.036)	0.137*** (0.034)		0.115*** (0.037)
D (contiguity)		0.046 (0.086)			0.034 (0.096)	
D (language)		0.185*** (0.046)	0.180*** (0.043)		0.185*** (0.046)	0.184*** (0.045)
Distance		-0.044*** (0.017)	-0.034* (0.018)		-0.044*** (0.017)	-0.036** (0.018)
SER	0.344	0.343	0.340	0.345	0.343	0.343
R^2 (adj.)	0.179	0.184	0.200			

[B] 被説明変数: ρ_2

	OLS			TSLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
T^1	2.771*** (0.901)	1.425 (1.046)	1.456 (0.964)	2.612*** (0.924)	1.531 (1.173)	1.151 (1.000)
T^2	1.130*** (0.316)	0.743** (0.372)	0.726** (0.356)	1.245*** (0.357)	0.703* (0.403)	0.887** (0.388)
$S_T^C + S_T^D + S_T^E$	0.501*** (0.108)	0.518*** (0.109)	0.526*** (0.108)	0.499*** (0.108)	0.518*** (0.109)	0.524*** (0.110)
η_2	0.041 (0.029)	0.047 (0.029)	0.036 (0.029)	-0.037 (0.104)	0.071 (0.103)	-0.086 (0.107)
D (develop.)	0.088*** (0.029)		0.086** (0.029)	0.101*** (0.033)		0.105*** (0.033)
D (advanced)	0.128*** (0.027)		0.107*** (0.031)	0.132*** (0.028)		0.114*** (0.031)
D (contiguity)		0.036 (0.069)			0.028 (0.076)	
D (language)		0.136*** (0.037)	0.131*** (0.035)		0.136*** (0.037)	0.136*** (0.036)
Distance		-0.041*** (0.015)	-0.030 (0.016)		-0.042*** (0.015)	-0.031** (0.016)
SER	0.296	0.297	0.294	0.298	0.297	0.298
R^2 (adj.)	0.153	0.149	0.169			

(注) 各説明変数の意味と作成方法については本文および付録Cを参照。

な説明力を示すことが見出された。

また、本章では資本移動変数 $\eta_1(i, j)$ と $\eta_2(i, j)$ 以外の説明変数に操作変数を適用していないため、推計された係数の値が回帰式に含まれていない第三の変数の影響を受けている可能性が考えられる。Gruben et al. (2003)は推計結果の頑健性チェックのために F&R が操作変数に用いたグラビティー・モデルの説明変数を説明変数に加えた推計を試みることを提案している。そこで二国の距離の自然対数値や国境・言語の共有性を示すダミー変数を加えた推計を行ったところ、距離と言語の変数は有意な説明力を示し、それに伴って $T^1(i, j)$ および $T^2(i, j)$ の係数の推計値が低下した¹⁵。しかしこれらの変数を加えた場合でも貿易変数と輸出品目類似性変数はおおむね有意と判定されており、 $T^1(i, j)$ と $T^2(i, j)$ の係数値の相対的な大きさも保持されている。とりわけ $T^2(i, j)$ の有意性は高く、二国の貿易と景気の連動性の関係を分析する上で第三国との貿易を明示的に考慮することが必要性であることを裏付けている。これら以外にも国別ダミー変数を含めた推計やサービス貿易、海外からの要素所得の影響などを考慮した推計も試みたが、上記の結果に大きな変化は見られなかった。

おわりに

本章では景気循環の国際波及における貿易の役割に関する近年の実証研究を踏まえ、既存研究において十分に考慮されていない第三国への輸出の影響と二国の輸出品目構成の類似性と景気の連動性の関係の背景にあるメカニズムを考察した。

本章の推計結果によれば、貿易が二国の景気循環の連動性に与える影響の大きさは当該国間の貿易量の多寡だけでなく、共通の第三国にどれだけ輸出しているかにも強く依存している。ほとんどの既存研究の推計は前者を代表する変数だけを説明変数に含めているため、推計上のバイアスが生じている可能性がある。

共通の第三国市場に対する輸出が二国の景気循環の連動性の決定要因になっていることは通貨同盟や地域貿易協定が域内諸国の景気循環に与える影響を考える上でも重要な含意を持っている。1990年代以降、世界各地で地域貿易協定を締結する動きが活発化しているが、そのほとんどは関税同盟ではなく自由貿易協定である。域外に対する共通輸入関税率を設定する関税同盟と異なり、自由貿易協定は重層的な（地域的にオーバーラップする）締結が可能であり、それが近年の後者の急拡大の原因になっている。ある通貨同盟や自由貿易地域に参加する国々がそれぞれ独自に他の国々とも自由貿易協

定を締結する場合、各国の第三国との取引関係が多様化し、域内貿易の増加が域内諸国の景気循環の連動性を高める効果が減殺される可能性が考えられる¹⁶。

また、既存文献では生産・輸出品目構成の類似性が高い国々において景気循環の連動性が高まる傾向が指摘されているが、われわれの推計はそのような効果がエネルギー関連財や広義の機械機器などに特有の現象であることを示唆している。石油や天然ガス、汎用の電子部品などに対する依存度の高い国々においては当該産業固有の需要・供給ショックが景気変動の重要な原因になっていると思われるが、産業用機械などに特化する国々においてはこれらの財に対する需要が輸出相手国のマクロの景気変動によって大きく左右されることも影響しているように思われる。さらに近年では自動車や電子・電気機器産業などにおいて国境を越えた産業クラスターや生産ネットワークが形成されており、それに参加する国々においては産業内の生産工程の国際連関が景気循環の国際間波及効果を強めている可能性も考えられる。実際、近年の欧州同盟や北米自由貿易地域、東南アジア諸国同盟などにおける域内貿易の増加の相当部分が最終財以外の部品や半製品の取引によって支えられている。

なお、われわれの推計では第三国に対する輸出を明示的に考慮することによって推計式の説明力が高まっているが、それでも推計式全体の説明力が限定的であったことも確認しておくべきであろう。Crosby (2003)やBaxter and Kouparitsas (2005)らも指摘しているように、既存研究におけるF&R型の推計式において修正決定係数の値が0.3を超えるケースは稀であり、そのうち貿易構造によって説明される部分はさらに小さい。本章では極端な資本逃避や通貨危機が各国の景気循環に与えた影響を明示的にコントロールしたが、それ以外にも通貨危機を伴わない国内の金融危機やマクロ経済管理政策の失敗、天災や政治ショックによってGDPが大きく落ち込んだと思われるケースもあり、各国固有の要因が国際間の景気循環の齟齬をもたらしていることを示唆している。国によってこれらの内生・外生ショックに対する金融財政当局の対応能力も異なっていると思われ、そのことも国際間の景気循環のばらつきに寄与しているのだろう。これらのことは通貨統合や地域貿易協定が域内諸国の景気の連動性を高める効果に過度の期待を抱くべきでないこと、各国独自のマクロ経済政策運営能力の向上が長期的・安定的な経済発展のために肝要であることを示唆している。

付録 A. 実質 GDP 系列のフィルタリング

ここでは被説明変数の作成に用いられる各国の実質 GDP の自然対数値の階差系列が

ら通貨危機（≡極端な自国通貨の売り圧力）が生じた年のデータを摘出（filter out）する方法を説明する。このフィルタリング手法は通貨危機に関する実証研究においてしばしば利用される外国為替市場圧力（Exchange Market Pressure、EMP）の概念を応用したものである¹⁷。

まず、ある国の t 年の EME 指標を以下のように定義する。

$$(7.15) \quad EMP_t \equiv a\Delta s_t + b\Delta r_t - c\Delta R_t$$

ここで Δs_t は当該国通貨の実質実効為替レート（対数値）の一階階差（数値の上昇が自国通貨の減価を表す）、 Δr_t は実質金利の一階階差、 ΔR_t は当該国の外貨準備額（名目米ドルベース）の対数値の一階階差を表している。為替レートと金利の実質化には小売物価指数を利用した。

ある国において顕著な自国通貨の売り圧力が生じる局面において、通貨当局が自国通貨の減価を許容すれば(7.15)式右辺の初項が正の値をとり、利上げや為替市場介入によってそれを阻止しようとするれば第二・三項が正の値をとる。(7.15)式の EMP_t は通貨当局が上記のいずれの政策を選択した場合にも、そして通貨防衛に成功・失敗した場合にも大きな正の値をとるため、名目為替レートの変動率などの単一変数に依拠したものとは比べると包括的な通貨危機（為替市場圧力）の指標だと言える。なお、通貨危機に関する研究においては(7.15)式の右辺の項を全て名目値とする場合が多いが、ここでは年次データという低頻度データを用いていること、われわれの対象国の中で期間中に大きなインフレ率の変動を経験した国が存在することを考慮し、最初の二項には実質値を利用した。

上記の EMP_t を計算するにあたっては、右辺の係数 a, b, c の値を決める必要がある。ここでは既存文献に倣い、当該期間中の右辺の各変数の標準偏差の逆数を係数値として採用した（たとえば $a = 1/s.d.(\Delta s_t)$ ）。このようにして作成された各国の EMP_t の時系列をもとにその対象期間中の平均値 $\overline{EMP}$ と標準偏差 $s.d.(EMP_t)$ を算出し、

$$(7.16) \quad EMP_t \geq \overline{EMP} + 1.5 \times s.d.(EMP_t)$$

という条件が満たされた年を通貨危機が生じた年と判定した。(7.4)式と(7.5)式の相関係数は上記の条件を満たす年のデータを除外して計算されている。

付録 B. 貿易変数の計算方法

ここでは(7.6)式にもとづく輸出額の調整方法の詳細を説明する。まず、計算の基礎となる貿易財の品目分類 $k = 1, 2, \dots$ は SITC の修正第 2 版の 4 桁分類を採用した。各品目の A (完成品)、 B (部品・半製品) およびそれ以外の品目の集合への振り分けは SITC-R2 と BEC の対応表をもとに行った。

第 3 節で述べたように、(7.7)式の $\delta_k(i)$ の値を SITC ベースの品目ごとに計算しようとすることは現実的でない。一つの可能性として、 k が完成品である場合と部品・半製品である場合を区別し、

$$(7.17) \quad \delta_k(i) = \begin{cases} \frac{\sum_{k \in A} O_k(i) - \sum_{j \neq i} \sum_{k \notin A} X_k(j, i)}{\sum_{k \in A} O_k(i)} & \text{if } k \in A \\ \frac{\sum_{k \in B} O_k(i) - \sum_{j \neq i} \sum_{k \notin A, B} X_k(j, i)}{\sum_{k \in B} O_k(i)} & \text{if } k \in B \end{cases}$$

といった計算方法を採用することが考えられる。ここで $O_k(i)$ は i 国における k 財の生産額を表している。上式の右辺の上段は i 国における最終財の生産総額から輸入原料品・中間財の金額を除いた国内付加価値比率であり、下段は中間品の国内生産額から輸入原料品の金額を減じることによって計算した国内付加価値比率である。

しかし実際には(7.17)式もそのまま計算することはできない。各国の工業統計において上記の $O_k(i)$ のデータは産業ごとに集計されており、それらには最終財と部品・半製品が混在しているからである。また、BEC において中間品に分類されている財の中には加工度の異なる部品や半製品が含まれており、電子・電気機器産業などにおいては海外から輸入された中間品がより高次の中間品に加工され、さらに外国に輸出されるといった取引が多くなっている。そこで本章では、最終財の生産にも中間財の生産にも海外からの輸入投入財が同様に利用されているという仮定の下に、全ての $k \in A, B$ について

$$(7.18) \quad \delta_k(i) = \delta(i) = \frac{\sum_{k \in A, B} O_k(i) - \sum_{j \neq i} \sum_{k \notin A} X_k(j, i)}{\sum_{k \in A, B} O_k(i)}$$

という値を適用することにした¹⁸。上記の $\sum_{k \in A, B} O_k(i)$ は i 国の工業製品の生産総額に

対応している。なお、 $X_k(i, j)$ の基礎統計としては国際連合の COMTRADE データベースとカナダ統計局の World Trade Database (WTD) を利用したが、これらには中継貿易や委託加工貿易の計上方法などに関する問題が存在するため、Feenstra et al. (2005) の NBER-UN World Trade Data、Centre d'Etudes Prospective et d'Informations Internationales (CEPII、フランス)の Analytical Database of International Trade、各国の原統計などを参照しつつ、一定の調整を施した。

付録 C. 内外資本移動の連動性指数の操作変数の作成方法

表 7.8 は資本移動の連動性指数 $\eta_1(i, j)$ と $\eta_2(i, j)$ を複数の操作変数の候補に回帰した結果を示している。標準的な経済理論によれば、中長期的には資本は資本余剰・労働不足の先進国から資本不足・労働余剰の開発途上国に向けて流れると考えられる。ただしわれわれの対象国の中には内外金融投資の自由化が十分でない開発途上国が含まれており、これらの国々における内外資本移動と他の国々のそれとの連動性が低くなっている可能性が考えられる。表 7.8 の説明変数はこれらのことを念頭に置いて作成したものである。以下にそれらの定義と作成方法を説明する。

まず全ての対象国について対内・対外投資残高の対 GDP 比率 (1990 年、1995 年、2000 年の平均値) を計算する。この値は各国の金融市場の対外統合度の指標の意味を持っており、金融グローバリゼーションに関する実証研究においてしばしば利用されているものである。表 7.8 の **Integration (min.)** は i 国と j 国の当該指標のうちより小さい値を表す変数であり、この値が大きいほど二国とも対外金融統合が進行していると考えられる。一方、**Integration (diff.)** は二国の当該指標の差を表している。この値が大きい場合には一国が内外投資に消極的であるか国内金融発展が不十分だと考えられ、二国の資本移動の連動性が低くなっている可能性が考えられる。ただし上記の国際金融統合指標は各国の所得水準とも相関しているため、上記の 2 変数は i, j 国の所得水準や国民一人当たりの金融資産の量、その二国間格差の代理変数の意味も持っている。

次の **D(advanced)** と **D(developing)** は表 7.7 の推計で利用したのと同じダミー変数であり、それぞれ i, j 国がともに先進国か開発途上国である場合にのみ 1、それ以外の場合に 0 をとる。これらも二国の所得水準や投資可能な金融資産の多寡、資本規制の強度の代理変数の意味を持っている。**D(USA)** は i, j 国のうちいずれかが米国である場合にのみ 1、それ以外では 0 をとるダミー変数である。これは世界の金融センターとして

表 7.8 資本移動の連動性変数の回帰結果

[A] 被説明変数: η_1

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Integration (min.)	0.115*** (0.023)	0.151*** (0.028)	0.141*** (0.028)	0.140*** (0.025)	0.135*** (0.027)	0.132*** (0.025)
Integration (diff.)	-0.035*** (0.009)	-0.026*** (0.009)	-0.029*** (0.009)	-0.029*** (0.009)	-0.028*** (0.009)	-0.029*** (0.009)
D (developing)		0.199*** (0.041)	0.185*** (0.041)	0.185*** (0.040)	0.180*** (0.040)	0.181*** (0.040)
D (advanced)		-0.019 (0.041)	-0.002 (0.041)			
D (USA)			-0.213** (0.083)	-0.213*** (0.082)	-0.220*** (0.085)	-0.218*** (0.084)
D (contiguity)					0.228*** (0.086)	0.208*** (0.074)
D (language)					-0.004 (0.056)	
Distance					0.009 (0.019)	
SER	0.417	0.411	0.408	0.408	0.407	0.406
R ² (adj.)	0.049	0.079	0.089	0.091	0.097	0.099

[B] 被説明変数: η_2

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Integration (min.)	0.109*** (0.021)	0.145*** (0.027)	0.135*** (0.026)	0.134*** (0.024)	0.131*** (0.026)	0.126*** (0.024)
Integration (diff.)	-0.033*** (0.008)	-0.024*** (0.009)	-0.027*** (0.009)	-0.027*** (0.009)	-0.026*** (0.009)	-0.027*** (0.009)
D (developing)		0.195*** (0.039)	0.181*** (0.039)	0.182*** (0.039)	0.176*** (0.039)	0.178*** (0.039)
D (advanced)		-0.023 (0.039)	-0.006 (0.039)			
D (USA)			-0.213*** (0.079)	-0.213*** (0.078)	-0.223*** (0.080)	-0.217*** (0.079)
D (contiguity)					0.210** (0.082)	0.183** (0.071)
D (language)					0.006 (0.054)	
Distance					0.014 (0.018)	
SER	0.396	0.389	0.387	0.387	0.385	0.385
R ² (adj.)	0.049	0.081	0.092	0.094	0.099	0.101

(注) 表7.2参照。

の米国の特別な性質を考慮したものである。

残りの3つの変数は標準的なグラビティー・モデルの説明変数である。二国間の距離を表す *Distance* は当該国の主要都市間の距離の加重平均値の自然対数値として計算されている。言語を共有する国々の中には文化的・歴史的つながりの深い国が多く含まれているため、言語ダミー変数は投資判断に必要な情報へのアクセスの容易さなどに加え、法制度の類似性などの代理変数としての意味も持っている。

表 7.8 の推計結果を見ると、上記の変数の中で統計的に有意な説明力を示したものの係数の符号はいずれも予想通りになっている。ただし言語ダミーや距離の変数は有意な説明力を示していない。表 7.8 に示したもの以外の変数を含めた推計も試みたが、これらにおいても安定した結果は得られなかった。第3節の推計においては表 7.8 の最右段の(6)式による $\eta_1(i, j)$ と $\eta_2(i, j)$ の予想値をこれらの操作変数として採用した。

付録 D. データの出所

1. 二国の景気循環の連動性指数: 各国の実質 GDP は IMF の *International Financial Statistics* (IFS、CD-ROM 版) および *World Economic Outlook* データベース (WEO、オンライン版) による。
2. 外国為替市場圧力指数: 各国の名目為替レート、名目金利、外貨準備残高、小売物価指数、名目 GDP は IFS および WEO による。
3. 貿易変数: 貿易統計に関しては付録 B を参照。各国の生産統計は UNIDO の *INDSTAT* データベース (CD-ROM 版) および Source OECD の *Structural Analysis Industry data* (STAN、オンライン版) による。
4. 二国の生産構造の類似性指数: 各国の産業別の付加価値額は *United Nations, Statistical Yearbook* (CD-ROM 版)、*INDSTAT*、*STAN* および各国統計による。
5. 二国の輸出品目構成の類似性指数: ISIC ベースの製造業の輸出額は *World Bank, Trade and Production Database 1976-2004* (World Bank のホームページからダウンロード可能) による。農林水産業・採掘業の輸出額および BEC 分類による輸出額は *COMTRADE* および *WTD* をもとに集計。
6. 資本移動の連動性指数: IFS、WEO および各国統計による。
7. 二国の距離、国境および言語の共有性指数: *CEPII の Distance Dataset* (CEPII のホームページからダウンロード可能) による。

¹ データの制約からベルギーとルクセンブルグは一国とみなしている。

² 一部の既存研究は 100 カ国を超える国々を対象に含めているが、対象国数が増すほど推計精度が高まるとは限らないことに注意が必要である。Baxter and Kouparitsas (2005)に対する Keho (2005)のコメントにおいても指摘されているように、世界の国々の中には経済規模がきわめて小さい極小国 (microstates) や特殊なタックス・ヘイブン国、内戦などによって正常な経済活動が行われていない国が含まれており、これらの国々は統計上のノイズになってしまう可能性が高い。また、仮に 100 カ国を対象とした場合、可能な二国の組み合わせは $100 \times 99 \div 2 = 4,950$ だけ存在するが、これらの中で実質的な貿易取引が行われている組み合わせは一部であり、(7.1)式の右辺の貿易変数の多くが 0 になってしまう。

³ GDP の代わりに工業生産指数統計を利用することも考えられるが、本章の対象国において一国の経済活動全体に占める製造業のシェアにきわめて大きなばらつきが存在すること、工業生産指数統計には国際間の均一性に問題がある (たとえば一部の国々では採掘業を含む鉱工業生産指数だけが報告されている) ことを考慮し、ここでは前者を採用した。また、本来は四半期 GDP データを利用したいところであるが、統計の制約により年次データを用いることにした。

⁴ 各国の通貨危機は必ずしも独立に発生しているわけではなく、国際間の通貨危機の波及過程において貿易が一定の役割を果たしたケースは少なくないと思われる。しかしここでは上記のフィルタリングを適用することによって失われる情報よりそれを行わないことによって生じる推計上のバイアスを重要視し、このようなデータの処理方法を採用することにした。対象期間中の全ての年のデータにもとづく被説明変数を用いた推計も試みたが、以下で説明する資本移動の連動性変数の係数がより有意に正になること、そして推計式全体の説明力がやや低下することをのぞき、推計結果に大きな変化は生じなかった。

⁵ $\rho_1(i, j)$ と $\rho_2(i, j)$ はいずれも -1 と 1 の間に分布するため、これらをそのまま(7.1)式の被説明変数とした場合、誤差項 $\varepsilon(i, j)$ が正規分布することはありえない。そこで実際の推計では上記の値をフィッシャー変換した値を利用した。

⁶ $\theta_k(i, j)$ は j 国における当該最終財の国内出荷比率に対応している。

⁷ 上記の $\tilde{X}(i, m)$ には未加工の農産品や鉱物資源などは含まれていない。ここではこれらの未加工の一次産品が生産国ごとに差別化されておらず、国際的に統一された市場で取引されているため、どの国が輸出国・輸入国であるかは問題とならないと仮定しているためである (このような仮定は IMF の実効為替レート指数の作成などにおいても利用されている)。なお、原料品の輸出が輸出国の景気変動に与える影響は以下で作成する二国間の産業・輸出品目構成の類似性指数を用いて計測する。

⁸ この関係は実際に本章の全ての対象国において成立している。

⁹ 分母に前年の値を利用するのは分子と分母の内生性を緩和する工夫である。

¹⁰ 四半期ベースの GDP・国際収支統計が得られる国々について標準的なグランジャーの因果性テストを行ったところ、どちらの因果関係がサポートされる国も見出された。

¹¹ ただし $S_y(i, j)$ の計算においては農林水産業を対象から除外している。これは一部の開発途上国において国内総付加価値に占める農林水産業のシェアが著しく高くなっていることに配慮したものである。農林水産業を含めて $S_y(i, j)$ を作成した場合、この変数は以下の推計式において全く説明力を示さない。また、非貿易財部門も含めて $S_y(i, j)$ を計算することも不可能ではないが、サービス産業には市場における取引が行われない公共部門が多く含まれており、一部の国々ではこれらのシェアがきわめて高くなっているため、上記と同様の問題が生じてしまう。

¹² 表 7.3 以下では紙幅の都合により OLS による推計結果だけを示しているが、TSLS による推計結果もほぼ同様である。

¹³ D および E は最終財と半製品をともに含んでいる。パソコンや IT 関連機器、電子部品の大半は D に集計されており、伝統的な家電製品の多くは F に含まれている。

¹⁴ ここでは煩瑣を避けるために、表 7.5 において有意な説明力を示した $S_T^C(i, j)$ 、 $S_T^D(i, j)$ 、 $S_T^E(i, j)$ の値を合算した値を二国の輸出品目構成の類似性指数として採用した。これらを独立の説明変数としても以下の結果に大きな違いはない。

¹⁵ Gruben らの推計においてもグラビティー・モデルの説明変数を含めることによって貿易変数の係数値が顕著に低下している。

¹⁶ 実際にメキシコやチリ、シンガポールなどは近隣の主要輸出相手国と自由貿易地域を結成する一方、これらの国々の市場に対する過度の依存を回避するために地理的に近接していない国々との自由貿易協定も積極的に推進している。

¹⁷ たとえば Eichengreen et al. (1996) や van Horen et al. (2006) などを参照。

¹⁸ 上記の方法以外に、各国の輸出総額や輸入総額に占める最終財や中間品、原料品の比率や産業連関表から得られる情報をもとに国内の工業製品総額に占める最終財と中間品の比率を推計する方法やことも試みた。しかしこれらの手法によって(7.17)式を計算すると最終財の国内付加価値比率が負になる国などが生じてしまい、(7.18)式を用いた場合のように蓋然性の高い値は得られなかった。

参考文献

- 熊倉正修 (2007) 「アジア太平洋諸国の景気循環の相互依存関係と貿易構造」 野田容助・黒子正人 編『貿易関連指数と貿易構造』アジア経済研究所統計資料シリーズ第 91 集 187-218 ページ
- Baldwin, R. (2006) *In or Out: Does It Matter? An Evidence-based Analysis of the Euro's Trade Effects*. London, UK: Center for Economic Policy Research (CEPR).
- Baxter, M., and M. Kouparitsas (2005) "Determinants of business cycle comovement: a robust analysis", *Journal of Monetary Economics* 52(1): 113-157.
- Calderón, C., A. Chong, and E. Stein (2006) "Trade intensity and business cycle synchronization: Are developing countries any different?", *Journal of International Economics* 71(1): 2-21.
- Clark, P. B., N. Tamirisa, S. J. Wei (2004) *A New Look at Exchange Rate Volatility and Trade Flows*. IMF Occasional Paper No. 235.
- Clark, T., and E. van Wincoop (2001) "Borders and business cycles". *Journal of International Economics* 55(1): 59-85.
- Crosby, M. (2003) "Business cycle correlations in Asia-Pacific", *Economics Letters* 80(1): 35-44.
- Eichengreen, B., A. Rose, and C. Wyplosz (1996) "Contagious currency crises: first tests", *Scandinavian Journal of Economics* 98(4): 463-484.
- Feenstra, R. C., R. E. Lipsey, H. Deng, A. C. Ma, and H. Mo (2005) "World trade flows: 1962-2000", *NBER Working Paper* No. 11040.
- Fidrmuc, J. (2004) "The endogeneity of optimum currency area criteria, intra-industry trade and EMU enlargement", *Contemporary Economic Policy* 22(1): 1-12.
- Frankel, J., and A. Rose (1998) "The endogeneity of the optimum currency criteria", *Economic Journal* 108(449): 1009-1025.
- Gruben, W., J. Koo, and E. Mills (2002) "How much does international trade affect business cycle synchronization?", Research Department Working Paper 0203, Federal Reserve Bank of Dallas.
- Hodrik, R. J., and E. C. Prescott (1997) "Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation," *Journal of International Money, Credit and Banking* 29(1): 1-16.
- Imbs, J. (2004) "Trade, finance, specialization, and synchronization", *Review of Economics and Statistics* 86(3): 723-34.

- Keho, P. (2005) "Comment on: 'Determinants of business cycle comovement: a robust analysis'", *Journal of Monetary Economics* 52(1): 159-162.
- Krugman, P. (1991) *Geography and Trade*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Krugman, P. (1993) "Lessons of Massachusetts for EMU", in F. Torres and F. Givavazzi (eds.), *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*, Cambridge, UK: Cambridge University Press, pp. 241-61.
- Mundell, R. (1961) "The theory of optimum currency areas", *American Economic Review* 51: 509-517.
- Rose, A. (2000) "One money, one market: the effect of common currencies on trade", *Economic Policy* 15(30): 9-45.
- Shin, K., and Y. Wang (2004) "Trade integration and business cycle synchronization in East Asia", *Asian Economic Papers* 2(23): 1-20.
- van Horen, N., H. Jagar, and F. Klassen (2006) "Foreign exchange market contagion in the Asian crisis: A regression based-analysis", *Review of World Economics* 142(2): 374-401.
- Yeats, A. J. (2001) "Just how big is global production sharing?", In S. W. Arndt and H. Kierzkowski (eds.), *Fragmentation: New Production Patterns in the World Economy*, Oxford, UK: Oxford University Press, pp. 76-87.