

第7章

国際電子製品市場のダイナミクスと アジア諸国経済の相互依存関係

熊倉正修

要約

東・東南アジア諸国の経済の動学的依存関係やマクロ経済政策の相互波及効果に関しては多くの研究があるものの、これらのほとんどは実質 GDP や実効為替レート、貿易収支といったマクロ経済変数に注目したものである。しかしアジアには生産や輸出に占める電子関連製品の比率が高い国が多く、これらの国々においては国際電子製品市場の動向が単なる産業ショック以上の意味を持っている。本章では、(1)中国と他のアジア諸国の輸出の動学的競合・補完関係、(2)円ドルレートの変動が域内諸国の輸出や生産に与える影響をめぐる既存研究を採り上げ、国際電子産業の中期的変動の影響の取り扱い如何によって実証分析の結果が大きく左右されることを示す。

キーワード

電子産業サイクル、輸出競合度、人民元、円ドルレート

はじめに

1997 年のアジア通貨危機や 1999 年の欧州通貨統合などを背景として、東・東南アジアにおいても明示的な金融通貨政策の協調を求める声が高まっている。近年ではアジアにおいても自由貿易協定交渉が錯綜しており、一部の識

者は域内の貿易・投資活動を促進するためにアジア通貨間の為替レートの安定化を求めている (Kawai 2005)。また、近年では事実上のドル・ペッグを維持する中国の存在が近隣諸国の柔軟な金融通貨政策を困難にしていると言われることが多く、アジア域内の明示的なマクロ経済政策協調によって域外との対外収支不均衡の是正を目指すことを推奨する声も強い (Genberg et al. 2005)。さらに一部の識者はかねてから中期的な円ドルレートの変動を東・東南アジア諸国の経済不安定化要因として問題視しており、アジア全体の安定的な成長のために地域的な通貨管理政策が必要だと述べている (McKinnon 2005)。

アジア諸国の対外収支と為替レートの関係や域内諸国間の景気循環の相互依存関係などに関しては既に多くの実証研究が存在する。しかしこれらの研究の多くは国際マクロ経済学や国際金融論の研究者の手によるものであり、実質 GDP や貿易収支、為替レートといったマクロ経済変数間関係の分析に依拠したものがほとんどである。しかし多くの東・東南アジア諸国の経済には生産や輸出に占める電子関連製品の比率が著しく高いという特徴を持っており、一般的な景気変動とは必ずしも一致しない電子製品の国際市場のダイナミックスがこれらの国々のマクロ経済の動向にも大きな影響を与えている。本章では、(1)中国とその他のアジア諸国の貿易の動学的な競合・補完関係と(2)円ドルレートの変動が域内諸国の輸出や景気循環に与える影響に関する実証研究を採り上げ、電子産業の自律的なサイクルがもたらす影響を考慮するか否かによって実証分析の結果や政策インプリケーションが大きく左右されてしまうことを指摘する。

本章の構成は以下のとおりである。第1節ではまず国際電子製品市場の特徴を鳥瞰し、アジア諸国の経済における電子産業の重要性をレビューする。第2節では中国と他のアジア諸国の輸出競合関係をめぐる実証研究を採り上げ、国際電子産業の動向がこれらの国々に与える影響を考慮するか否かでその結果が大きく変化することを指摘する。第3節では名目円ドルレートの変動と域内諸国の景気変動の関係を採り上げ、既存文献において円ドルレートの影響と考えられるものの相当部分が国際電子製品市場の動向を反映していることを指摘する。おわりにでは本章の結論と今後の研究課題をまとめ、将来のアジア諸国経済の動学的依存関係を考える上で考慮すべき点について若干のコメントを行う。章末の付録には本章の実証分析で利用したデータの出所や変数の詳細がまとめられている。

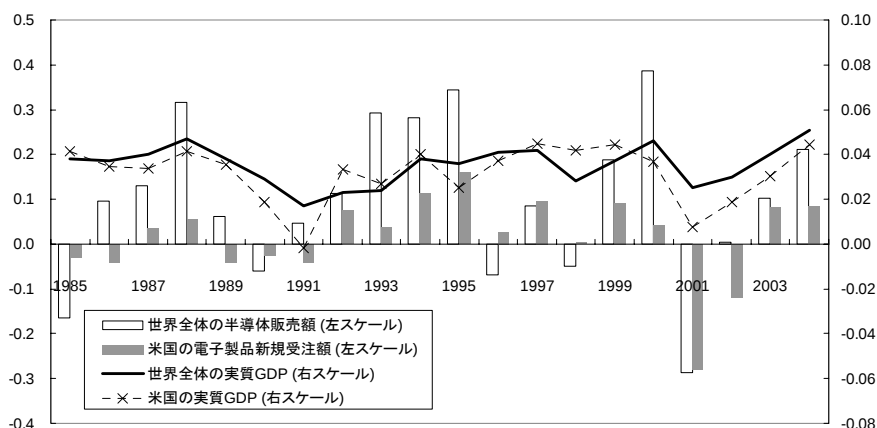
1. 国際電子産業サイクルとアジア諸国の生産・貿易構造

「電子機器産業」(Electronics Industry)という言葉は今日では半ば日常用語になっているが、その定義に関して厳密なコンセンサスがあるわけではない。一般的な説明では電流という電気エネルギーを機械的なエネルギーや熱などに変換して利用するのが「電気機器」であり、それを生産するのが「電気工業」である。また、電流を媒介として情報の処理・伝達を行うのが「電子機器」であり、それを生産するのが「電子産業」ということになる。工業統計においては電子産業全体がまず民生用電子機器、産業用電子機器、電子部品・デバイスの3大部門に分類され、それぞれの部門がさらに中分類や小分類に整理されている場合が多い。この分類によれば冷蔵庫やエアコンなどの家電製品は「電気機器」であるものの、「デジタル家電」という言葉が示すように、これらの製品も近年では電子機器としての性質を強めている。また、産業・貿易統計において自動車は「輸送用機器」に分類されるが、近年では自動車の販売単価に占めるエレクトロニクス製品(カーナビゲーションシステムなど)の比率も上昇している。したがって何をどこまでを電子機器と見なすべきかは必ずしも明らかではないが、本章では半導体デバイスを中心とした電子部品産業とこれらの電子部品の利用度の高い民生・産業用の最終財産業を大まかに電子(機器)産業と定義することにする(注1)。

電子産業とアジア諸国経済の関係を考える上でまず押さえておくべきことは、電子製品の国際市場には特定国や世界全体の景気変動と必ずしも一致しない一種の景気循環が存在することである。国際電子製品市場の景気サイクルは世界全体の半導体デバイスの販売総額や主要消費国である米国における関連製品の受注・出荷額の動向などによって測られることが多い。図1は米国の電子関連製品の受注額と世界全体の半導体の販売総額の対前年変化率を米国や世界全体の実質経済成長率と比較したものである。これを見ると、両者はあきらかに相関しているものの、相関が強まったのは1990年代後半以降であること、前者の振幅が後者のそれと比べて著しく大きいことが観察できよう(注2)。

電子産業の中核をなす半導体デバイス産業にシリコンサイクルと呼ばれる一種の景気循環が存在することはよく知られている。図2は国際市場における半導体の取引価格と数量の対前年変化率をプロットしたものである(注3)。

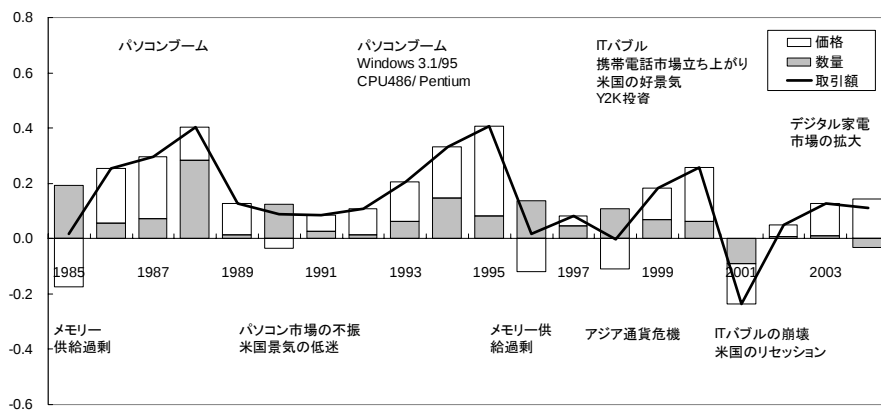
図 1. 景気変動と電子産業サイクルの関係



(出所) IMF WEO、米国半導体産業協会統計および米国統計局統計。

(注) いずれも対前年比変化率。世界全体の半導体販売額は名目米ドルベースの変化率から世界全体の GDP デフレーターの上昇率(米ドル換算値)を減じることにより算出。米国の電子製品新規受注額は SIC-M3 分類の 35H + 36M - SX2 - 36D (1985-1993) および NAIC-M3 分類の 34S (1994-2005)をもとに名目米ドルベースの変化率を計算し、米国の GDP デフレーター上昇率を減じることによって算出した。

図 2. 半導体デバイスの国際市場のダイナミクス(対前年変化率)



(出所) UN COMTRADE および各国税関統計をもとに集計。

(注) 国際市場における半導体デバイス(SITC Rev.2 776)の取引額の対前年変化率は主要輸出国 29 カ国の輸出実績をもとに算出。取引額の変化率への価格変動の寄与度は取引額と数量の変動をもとに計算した。取引額と価格はいずれも名目米ドルベース。

これを見ると、取引数量の変動も貿易総額の変化に一定の寄与をしているものの、総額の変化が大きい年には価格も大きく変動しているケースが多いことに気づく。半導体の取引価格と数量の変動の背景には技術革新によるメモリーの世代交代、それを反映した需給関係の変化、半導体デバイスへの依存度の高い最終財市場における新製品の立ち上がりや主要消費国の景気変動といった多様な要因が作用している。そのため電子産業のサイクルと消費国のマクロ経済の景気循環は必ずしも一致せず、前者の振幅は後者のそれに比べて著しく大きくなっている。本章では半導体を含む国際電子産業に特有のこのような中期的な景気循環を「国際電子産業サイクル」(global electronics cycle) と呼ぶことにする^(注4)。

日本では1970年時点で既に製造業の総出荷額に占める電子・電気機器の比率が10%を超えていたが、1980年代になると他のアジア諸国においても生産や輸出に占める電子関連製品のシェアが急上昇を開始した。表1は日本と中国を含むアジア10カ国の輸出入に占める電子製品と部品のシェアをまとめたものである。近年では香港とインドネシア以外の国々の輸出総額に占める電子製品のシェアは日本のそれを上回っており、マレーシアやシンガポール、フィリピンなどにおいてはその比率が50%を超えている。また、輸出総額に占める電子製品比率の高い国では輸入総額に占める比率も高く、とりわけ部品の輸入が急増している。電気・電子産業では最終製品に至る生産過程に要素集約度が著しく異なる工程が含まれているケースが多く、それがアジア域内の生産ネットワークの広がりや部品や半製品の貿易に大きく貢献していることは広く指摘されている通りである(Ng and Yeats 2003)。

電子産業に先に見たようなサイクルが存在し、多くのアジア諸国の経済においてその重要性が高まっていることを考えれば、国境を越えた電子産業のサイクルがアジア諸国のマクロ経済に一定の影響を与えることは必ずしも不思議ではない。その大きさは次節以降で具体的に検討するとして、本節ではいくつかの面から両者の関係を俯瞰しておこう。図3は過去20年間の国際市場における半導体と電子部品の取引価格と数量の変化をアジア諸国の輸出入物価と数量の変化と比較したものである(価格は米ドル名目ベース)。図において実線で囲まれた年は半導体の取引価格の対前年上昇率が20年間の平均値-1標準偏差(=7.6%-13.4%=-5.8%)を下回った年を示しており、これらはいずれも深刻な半導体不況の年に対応している。また、点線で囲まれた年は半導体の取引価格が期間平均値プラス1標準偏差(=21.0%)を上回

表 1. アジア諸国の貿易に占める電子製品のシェア

国名	1985-87		1993-95		2001-03	
	輸出	輸入	輸出	輸入	輸出	輸入
中国	0.030 ¹ (0.006) ¹	0.087 ¹ (0.041) ¹	0.102 (0.045)	0.120 (0.078)	0.259 (0.115)	0.259 (0.211)
香港	0.156 (0.087)	0.130 (0.081)	0.225 (0.198)	0.253 (0.175)	0.138 (0.123)	0.290 (0.171)
インドネシア	0.002 (0.002)	0.052 (0.034)	0.046 (0.011)	0.070 (0.048)	0.116 (0.058)	0.039 (0.017)
日本	0.241 (0.084)	0.036 (0.021)	0.272 (0.158)	0.099 (0.058)	0.231 (0.154)	0.164 (0.094)
韓国	0.166 (0.067)	0.118 (0.092)	0.258 (0.160)	0.137 (0.105)	0.330 (0.183)	0.207 (0.165)
マレーシア	0.194 (0.166)	0.235 (0.208)	0.437 (0.281)	0.315 (0.290)	0.532 (0.344)	0.450 (0.410)
フィリピン	0.206 (0.192)	0.158 (0.153)	0.349 (0.255)	0.192 (0.181)	0.667 (0.484)	0.424 (0.416)
シンガポール	0.274 (0.149)	0.196 (0.143)	0.505 (0.256)	0.360 (0.256)	0.527 (0.361)	0.415 (0.330)
台湾	0.222 ² (0.104) ²	0.146 ² (0.111) ²	0.292 (0.184)	0.187 (0.157)	0.406 (0.277)	0.295 (0.224)
タイ	0.064 (0.063)	0.113 (0.091)	0.216 (0.125)	0.170 (0.137)	0.280 (0.196)	0.240 (0.187)

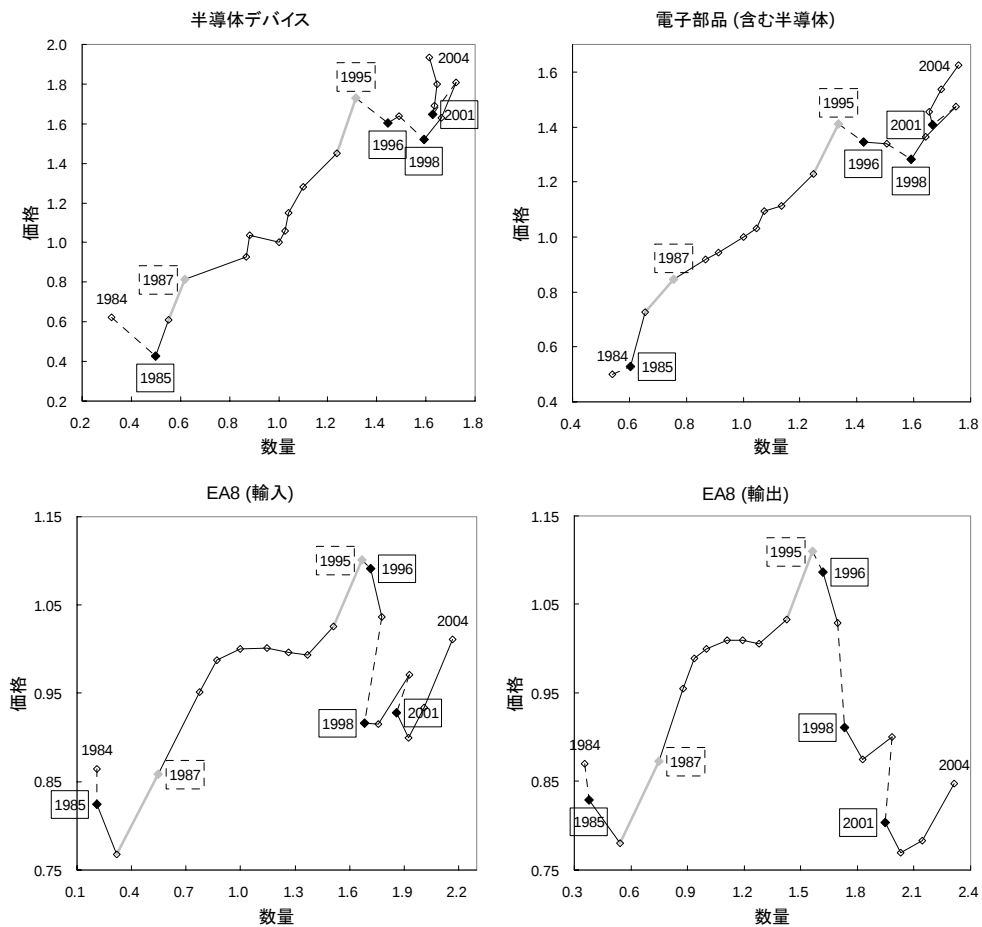
(出所) 国際連合 COMTRADE および各国税関統計をもとに集計。

(注) 括弧内の数字は部品の比率を示す。電子製品全体のシェアは SITC R2 の 75、76、771、772、774 および 776 の集計額をもとに算出。部品のシェアは 759、7649、771、772 および 776 の和から算出。香港とフィリピンの輸出は再輸出を除く。香港の輸入は再輸出のための輸入を除く。フィリピンの輸出入は SITC 9310 に含まれる委託加工分を調整。¹ 1987 年のみ。² 1989 年のみ。

った年を示しており、これらは半導体産業の著しい活況期に当たっている（注⁵）。近年では電子部品の貿易総額に占める半導体デバイスのシェアが 30－40%に達しているため、電子部品全体の価格と数量のダイナミックスが半導体のそれとほぼ同一になっていることは当然と言える。そして下段においてアジア諸国の輸出入物価と数量の推移を見ると、通貨危機の影響によってグラフ全体の形状は上段のそれとやや異なっているものの、それ以外の時期には半導体や電子部品の価格の動向と一定の連動性を示しているように見受けられる（第 2 節参照）。

最後に、世界の電子製品の生産と消費に占める東・東南アジア諸国のシェ

図 3. 電子産業サイクルとアジア諸国の貿易のダイナミクス
(取引価格と数量の推移)

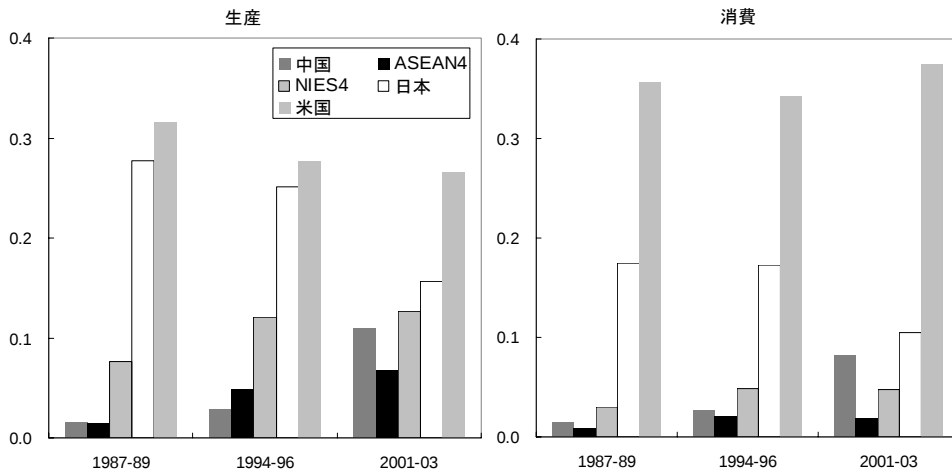


(出所) IMF IFS、CEIC データベース、国連 COMTRADE および各国貿易統計をもとに算出。

(注) 縦・横軸とも自然対数ベース(1990 = 1)。価格は全て名目米ドルベース。下段の各年の価格と数量の変化は前年の 8 カ国全体の輸出・輸入総額に占める各国のシェアから算出。実線で囲まれた年は国際市場における半導体価格の対前年上昇率が 1985-2004 年の平均上昇率-1 標準偏差(= -5.8%)を下回った年であることを示す。点線で囲まれた年は半導体価格の上昇率が 1985-2004 年の平均上昇率+1 標準偏差(=21.0%)を上回った年であることを示す。

アを概観しておこう。図 4 は世界全体の電子製品の生産・消費に占める米国とアジア諸国のシェアを示したものである。まず、消費シェアでは米国の大

図 4. 世界の電子製品の生産・消費総額に占める東アジア諸国のシェア



(出所) Reed Electronics Research Yearbook of World Electronics Data をもとに集計。

(注) 生産は部品を含むグロス値によって計算し、消費は最終製品のみを対象として計算した。

きさが突出しており、アジア NIES4 カ国や（香港、韓国、シンガポール、台湾、以下 ANIES4）やアセアン 4 カ国（インドネシア、マレーシア、フィリピン、タイ、以下 ASEAN4）のシェアは一貫して限定的であることが伺える。日本の比率も 1990 年代以降は低下傾向にあり、一方で中国のシェアが急上昇している。直近では中国の消費総額が日本のそれを越えており、世界全体の消費に占めるシェアも 10%に達している。

次に生産側のシェアを見ると、米国や日本のシェアは趨勢的に低下しており、図には示していないが日本では特に完成品のシェア低下が著しい。ANIES4 と ASEAN4 のシェアは 1990 年代半ばまで急上昇し、アジア通貨危機を挟んで 2000 年ごろまで上昇傾向にあったものの、その後は頭打ちになっている。品目別ではコンピュータ関連機器と部品の比率がきわめて高い。2000 年以降は中国のシェアの拡大が目覚しく、直近の数値は日本のそれに匹敵する 15%近くに達している。品目別ではパソコンや携帯電話、AV 製品等の民生用完成品の比率が高く、半導体を含む部品では大幅な輸入超過になっている。

先述したように、世界の電子産業と製品市場のサイクルは消費国の最終需要から影響を受けており、電子製品の国際市況が生産国の投資動向などに影

響を与えることも考えられる。しかし、次節以降の分析の中心となる東・東南アジア 8 カ国 (ANIES4+ASEAN4、以下 EA8 と略記) について見た場合、相対的に小さなこれらの国々の最終製品需要が世界の電子産業の動向に与える影響は現在でも限定的と思われる。一方、世界全体の電子製品生産総額に占めるこれら 8 ヶ国のシェアは 1990 年代半ば時点で 15–18%程度に達しており、これらの国々の生産者の投資・販売行動が国際電子製品市場の需給関係に与える影響は必ずしも無視できないように思われる。とは言うものの、特定のエピソードを例外とすれば個々の国々にとって国際電子製品市場における循環的変動はやはり外生ショックに近い性質を持っていると思われる^(注6)、これらの国々の景気循環や輸出パフォーマンス、経常収支などの要因を分析するにあたってはその影響を十分に考慮する必要がある。

2. 中国と EA8 の輸出競合関係

中国は過去 20 数年を通じて急速な経済成長を続けており、近年では世界全体の貿易総額や対内直接投資総額に占めるシェアも一段と上昇している。近隣諸国では中国の経済成長を自国の産業空洞化や失業の原因と捉える「中国脅威論」と自国企業のビジネスチャンスと見なす「中国楽観論」が交錯しており、経済学者の間でも中国と他のアジア諸国の貿易構造がどれだけ競合的 (competitive) か補完的 (complementary) かといった問題が議論されている^(注7)。また、人民元の対外価値が中国の対外収支や近隣諸国の輸出パフォーマンスに与える関係にも関心が集まっている。

Ahearne et al. (2003)や Zebregs (2004)らは 1980 年代以降の中国と EA8 の輸出の対前年成長率の推移を観察し、両者が強く相関していることに注目している。よく知られているように、中国の輸出部門は輸入投入財への依存度が高く、近年では日本や ANIES4 だけでなく ASEAN4 からさまざまな部品や中間財が持ち込まれて加工され、より高次の半製品や完成品が輸出されるようになっている。したがって、最終財の消費国（たとえば米国など）の景気変動などによって中国と EA8 の輸出総額の変動に一定の連動性が生じることが必ずしも不思議でない。このような共通の外生ショックや各国通貨の為替レートの変動などの固有要因を考慮した上で中国と EA8 の輸出の競合・補完関係を検証するために、Ahearne et al. (2003)は以下の推計式による EA8 ヶ国 ($i = 1, 2, \dots, 8$) の輸出成長率の回帰を行っている。

$$(1) \Delta x_{i,t} = \alpha + \sum_{j=0} \beta_j \Delta f_{i,t-j} + \sum_{k=0} \gamma_k \Delta s_{i,t-k} + \sum_{l=0} \delta_l \Delta x_{CHN,t-l} + \dots + \varepsilon_{i,t}$$

ここで $x_{i,t}$ は t 年の i 国の実質輸出、 $f_{i,t-j}$ は $t-j$ 年の i 国の輸出財に対する外国の需要、 $s_{i,t-k}$ は $t-k$ 年の i 国通貨の実質実効為替レート、 $x_{CHN,t-l}$ は $t-l$ 年の中国の実質輸出（以上いずれも対数値）、 $\varepsilon_{i,t}$ は誤差項、 Δ は階差を示している。なお、本節と次節では i 国通貨の実質実効為替レートの変化率を

$$(2) \Delta s_{i,t} \equiv \sum_j \omega_{j,t} \Delta s_{i/j,t} \equiv \sum_j \omega_{j,t} (\Delta e_{i/j,t} + \Delta p_{j,t} - \Delta p_{i,t})$$

と定義する。 $e_{i/j,t}$ は t 年の i 国と j 国の通貨の名目為替レートの対数値（ i 国通貨で測った j 国通貨 1 単位の価格）、 $p_{i,t}$ は i 国の物価水準の対数値、 $\omega_{j,t}$ は実効為替レート指数に占める j 国通貨のウェイトを示している。

表 2 は Ahearne et al. (2003) の推計結果を再掲したものである。彼らの推計では 1981-2001 年の年次データが用いられており、サンプルサイズが小さいことを考慮して ANIES4、ASEAN4、EA8 のデータをプールした上で固定効果モデルによるパネル推計が行われている。表を見るとほぼ全ての推計式で中国の輸出成長率の係数 δ_l が正になっており、ASEAN4 を対象とした推計ではその値がとりわけ大きくなっている。この結果を額面通りに解釈すれば、中国と EA8 全体の輸出は競合的というより補完的であり、その補完性は国内産業の高度化が進んだ ANIES4 より賃金水準が低く輸出市場において中国とより直接的に競合すると思われる ASEAN4 において高いということになる。Ahearne らの結果の頑健さを検証するために Cutler et al. (2004) は 2003 年までデータをアップデートし、固定効果モデルと変量効果モデル、Seemingly Unrelated Regression (SURE) を用いた再推計を行っている。彼らの推計においてもほとんどのケースにおいて δ_l が正になっており、韓国やタイなどでは推計値が統計的に有意と判定されている。なお、Ahearne et al. (2003) では輸出需要変数 $\Delta f_{i,t}$ の作成方法が説明されていないが、表 2 を見るとその係数の推計値がきわめて大きくなっていることに気づく。彼らの推計が正しければアジア諸国の輸出の所得弾力性は 3 から 5 ということになり、輸出相手国の景気循環が何倍にも増幅されて自国の輸出に跳ね返ることになる。Cutler et al. (2004) の推計では自国以外の世界全体の実質 GDP 成長率が $\Delta f_{i,t}$ に用いられており、係数の推計値はやはり 2 から 3.5 といったかなり大きな値になっている。

「中国と他のアジア諸国の輸出が競合的か補完的か」というのはどちらか

表 2. 東アジア諸国と中国の輸出の関係 (Ahearne et al. 2003)

説明変数	ANIES4		ASEAN4		EA8	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Δf	3.16 (0.63)	3.87 (0.93)	2.97 (0.69)	5.22 (1.23)	3.13 (0.47)	4.13 (0.83)
ラグ項 (-1)		-1.60 (0.73)		-0.04 (0.12)		-1.06 (0.62)
ラグ項 (-2)		1.16 (0.54)		0.03 (0.81)		0.58 (0.55)
Δs	0.38 (0.13)	0.37 (0.10)	0.32 (0.12)	0.29 (0.06)	0.33 (0.10)	0.37 (0.08)
ラグ項 (-1)		0.37 (0.12)		-0.30 (0.08)		-0.15 (0.10)
ラグ項 (-2)		0.09 (0.14)		-0.11 (0.08)		0.05 (0.07)
Δx (China)	0.03 (0.10)	0.08 (0.10)	0.22 (0.13)	0.11 (0.13)	0.11 (0.08)	0.13 (0.09)
ラグ項 (-1)		0.09 (0.14)		0.22 (0.17)		0.09 (0.11)
ラグ項 (-2)		-0.03 (0.13)		0.17 (0.19)		-0.01 (0.13)
被説明変数 のラグ項	0.14 (0.10)	0.14 (0.10)	-0.05 (0.09)	-0.02 (0.13)	0.02 (0.07)	0.12 (0.09)
R^2 (adj.)	0.34	0.44	0.41	0.49	0.39	0.39

(出所) Ahearne et al. (2003、25 ページ)。

(注) 固定効果モデルによるパネル推計。括弧内の数字は各係数の標準誤差。切片と国別ダミーの推計値は報告されていない。

というと中長期的・構造的な問題であり、その検証手段として(1)式のような年次データにもとづく推計が適切かどうかは議論の余地があろう。また、(1)式では中国とそれ以外のアジア諸国の扱いが非対称的であり、推計された δ_t の値が何を表しているのか必ずしも判然としない^(注8)。しかし、それ以前にこの推計式には少なくとも2つの問題点があり、そのいずれにも前節で議論した電子産業サイクルの存在が関与している。以下では(1)式に適当な修正を施した再推計を行いつつ、これらの点を議論しよう。

第一の問題点はAhearne et al. (2003)やCutler et al. (2004)の推計では電子産業サイクルがアジア諸国の輸出に与える影響が全く考慮されていないことである。表1で見たように、香港とインドネシア以外のEA8カ国では輸出総額に占める電子関連製品の比率が著しく高く、1990年代後半以降は中国におい

ても同様の傾向が強まっている。また、図 1 で見たように国際電子産業サイクルは一般的な景気循環とは完全には一致しておらず、(1)式の $f_{i,t}$ のような標準的な外国需要変数ではその影響を十分に捉えられない可能性が考えられる。

第二の問題点は、Ahearne らの推計では実質輸出の変化率 $\Delta x_{i,t}$ が実際の輸出数量の変化率を正しく代表していない可能性が高いことである。Ahearne et al. (2003)や Cutler et al. (2004)ではこれらが「実質」輸出成長率であるとだけ述べられており、どのように名目値の実質化が行われたかは説明されていない。しかし中国を含むいくつかの国々において一貫した輸出入物価指数や数量指数が公表されていないことから判断して、自国通貨ベースの名目輸出額を小売物価指数 (Consumer Price Index、以下 CPI) ないし GDP デフレーターで除した値が用いられているものと思われる。このような便宜的な実質化手法は他の研究においても広く採用されているものの^(注9)、電子製品への依存度の高いアジア諸国の輸出品目構成は CPI や GDP デフレターの品目構成とは大きく異なっているはずである。また、図 2 や図 3 で観察したように国際市場における電子製品の価格変動はきわめて大きく、それは各国の輸出入物価水準にも影響を与えているように思われる。したがって、これらの国々においては単に輸出入物価指数と国内の CPI や生産者物価指数 (Producer Price Index、以下 PPI) が長期的に乖離するだけでなく、両者の短中期的な乖離幅が電子産業サイクルと独立でない可能性も考えられよう。

上記の二点を検討する前に、まず Ahearne らの推計式に最低減必要と思われる修正だけを施して再推計しておこう。Cutler et al. (2004)は自国以外の世界の実質 GDP 成長率によって $\Delta f_{i,t-j}$ を代表させているが、ここではより厳密に EA8 カ国それぞれについて主要貿易相手国 26 カ国の実質 GDP 成長率を輸出シェアで加重平均した値を計算し、その値を $\Delta f_{i,t-j}$ に用いることにする。また、輸出財の品目構成が一部の工業製品に偏っているアジア諸国において CPI ベースの実質為替レート指数は輸出競争力の指標としては不適切である可能性が高い (Kumakura 2005a)。そこで $\Delta s_{i,t}$ も既成の実質実効為替レート指数は用いず、製造業の PPI ないしそれに準じた物価指数を用いて毎年の変化率を計算する^(注10)。そして問題の $\Delta x_{i,t}$ と $\Delta x_{CHN,t}$ であるが、上述した理由により CPI によるデフレートは行わず、さしあたりこれらも PPI によって実質化しておくことにする。なお、上記の方法で計算した $\Delta x_{i,t}$ の時系列を観察すると、通貨危機の影響が大きかった国では 1998 年の値が明らかに実際の輸出

表 3. Ahearne et al. (2003)の再推計 [1]

説明変数	ANIES4		ASEAN4		EA8	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Δf	3.794*** (0.692)	3.682*** (0.713)	3.611*** (0.812)	4.026*** (0.811)	3.865*** (0.545)	4.020*** (0.567)
ラグ項 (-1)		0.178 (0.638)		-1.427* (0.811)		-0.545 (0.539)
Δs	0.764*** (0.147)	0.759*** (0.149)	0.906*** (0.066)	0.893*** (0.064)	0.918*** (0.051)	0.912*** (0.052)
ラグ項 (-1)		0.210 (0.150)		-0.131** (0.056)		-0.068 (0.049)
Δx (China)	0.123* (0.067)	0.111 (0.075)	-0.218** (0.093)	-0.264** (0.106)	-0.055 (0.059)	-0.064 (0.068)
ラグ項 (-1)		0.034 (0.076)		-0.160 (0.097)		-0.061 (0.065)
D (1998)	0.114*** (0.038)	0.108*** (0.039)	0.158** (0.064)	0.193*** (0.062)	0.134*** (0.037)	0.147*** (0.037)
D. W.	1.740	1.731	1.469	1.553	1.429	1.427
R ² (adj.)	0.539	0.536	0.804	0.826	0.748	0.750

(注) 固定効果モデルによるパネル推計。対象期間は 1985-2004 年。括弧内の数値は HAC 標準誤差。(*), (**), (***)はそれぞれ 10、5、1%水準での有意を示す。被説明変数は PPI をデフレーターに用いた実質輸出成長率。香港とフィリピンの輸出成長率は再輸出を除く。切片と国別ダミーの推計値は省略。

数量の成長率とはかけ離れた値になっており、国内の物価指数を用いて「実質」輸出成長率を算出することの問題が表れている^(注 11)。この点は後に詳細に検討することにし、ここではさしあたり 1998 年を対象とした年次ダミーを説明変数に加えることで対処する。最後に Ahearne et al. (2003)らの推計では被説明変数のラグ項が説明変数に含められているが、パネル推計における被説明変数のラグ項はバイアスの原因になるため、以下の推計では除外する。

以上の修正をもとに、1985－2004 年の 20 年間のデータを用いて(1)式を再推計した結果が表 3 である^(注 12,13)。Ahearne et al. (2003)とほぼ同一の推計式が用いられているにも関わらず、推計結果にかなりの相違が生じている。まずわれわれの推計では中国の輸出成長率 δ_t の係数が ANIES4 では正、ASEAN4 では負になっており、両者の大小関係が逆転している。また、外需変数 $\Delta f_{i,t}$ の係数値がきわめて大きい点は共通しているものの、実質為替レ-

ト $\Delta s_{i,t}$ の係数はわれわれの推計値の方が顕著に大きくなっている。これらのことは、実質輸出や実質為替レートの作成の際にどのような物価指数を選択するかによって推計結果が大きく左右されてしまうことを示している。

次に上記の第一の問題点を検討するために、(1)の推計式に電子産業サイクルを代表する変数を加えた

$$(3) \quad \Delta x_{i,t} = \alpha + \sum_{j=0} \beta_j \Delta f_{i,t-j} + \sum_{k=0} \gamma_k \Delta s_{i,t-k} + \sum_{m=0} \gamma_m \Delta elc_{t-m} + \dots + \varepsilon_{i,t}$$

という推計式の回帰を試みよう。 Δelc_{t-m} の候補としては色々な変数が考えられるが、第 2 節で強調したように国際電子製品市場の短中期的なダイナミックスは取引価格と数量の双方の変動を伴っており、両者の間には単純な関係は見出せない。したがって、例えば半導体デバイスなどの取引「価格」や取引「数量」の対前年変化率を Δelc_{t-m} の代理変数とした場合、電子産業に固有のダイナミックスが十分に反映されない可能性が高い。そこで、ここではまず以下の定義による電子産業サイクルの指標を考えることにする。

$$(4) \quad \Delta elc_{1,t} \equiv \Delta \ln(\text{名目米ドル表示の世界全体の半導体出荷額})_t \\ - \Delta \ln(\text{米ドル表示の世界全体の名目GDP})_t$$

上記の $\Delta elc_{1,t}$ は世界の半導体産業の一種の実質成長率と解釈することもできるが、ここでは国際電子製品市場のダイナミックスのうち世界経済の景気動向によって説明できない部分を抽出したものと考えている。なお、図 1 や図 2 で見たように世界全体の半導体出荷額の対前年増減率の変動は世界経済の成長率のそれに比べて著しく大きく、それは(4)式の $\Delta elc_{1,t}$ においても同様である。そこで、われわれの電子産業サイクル変数が被説明変数に与える影響が非線形である可能性を考慮し、ここでは $\Delta elc_{1,t}$ の二乗の項も説明変数に含めることにする。

(3)式の推計結果は表 4 にまとめられている^(注14)。表を見るといづれの推計式でも電子サイクル変数の係数は有意に正であり、その値もきわめて大きくなっている^(注15)。また、表 2 の結果に比べて外需変数 $\Delta f_{i,t}$ の係数はかなり小さくなっており、表 1 や表 2 の推計結果がアジア諸国の輸出の所得弾力性を正しく反映していなかった可能性を示唆している。さらに中国の輸出成長率の係数の符号は表 2 のそれと同じであるものの、ANIES4 を対象とした推計では統計的に有意でなくなっており、ASEAN4 を対象とした推計ではより有意に負になっている。

表 4. Ahearne et al. (2003)の再推計 [2]

説明変数	ANIES4			ASEAN4			EA8		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Δf	2.665*** (0.842)	2.482*** (0.841)	2.436*** (0.836)	2.151** (0.999)	1.766* (0.951)	1.771* (0.924)	2.393*** (0.652)	2.371*** (0.649)	2.374*** (0.648)
Δs	0.758*** (0.141)	0.716*** (0.142)	0.691*** (0.142)	0.880*** (0.065)	0.913*** (0.062)	0.920*** (0.061)	0.906*** (0.049)	0.916*** (0.049)	0.919*** (0.049)
$\Delta elc1$	0.160*** (0.056)	0.154*** (0.055)	0.161*** (0.055)	0.199** (0.079)	0.253*** (0.077)	0.240*** (0.075)	0.180*** (0.049)	0.194*** (0.049)	0.190*** (0.049)
$[\Delta elc1]^2$	-0.443** (0.198)	-0.400** (0.198)	-0.480** (0.204)	-0.227 (0.297)	-0.389 (0.285)	-0.214 (0.288)	-0.328* (0.178)	-0.375** (0.179)	-0.320* (0.186)
Δx (CHN)		0.102 (0.064)	0.073 (0.068)		-0.284*** (0.091)	-0.217* (0.093)		-0.095* (0.057)	-0.074 (0.060)
ラグ (-1)			0.094 (0.067)			-0.210** (0.092)			-0.065 (0.061)
D (1998)	0.075** (0.038)	0.085** (0.038)	0.075** (0.038)	0.172*** (0.064)	0.111* (0.063)	0.130** (0.062)	0.115*** (0.035)	0.100*** (0.036)	0.106*** (0.037)
D. W.	1.569	1.563	1.570	1.343	1.638	1.661	1.349	1.404	1.408
R ² (adj.)	0.570	0.579	0.585	0.804	0.825	0.835	0.767	0.770	0.770

(注) 表 3 を参照。

表 5. Ahearne et al. (2003)の再推計 [3]

説明変数	ANIES4			ASEAN4			EA8		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Δf	3.213*** (0.894)	2.967*** (0.891)	2.801*** (0.901)	2.448** (0.966)	2.202** (0.924)	2.305** (0.910)	2.768*** (0.655)	2.770*** (0.653)	2.824*** (0.657)
Δs	0.789*** (0.147)	0.737*** (0.147)	0.713*** (0.148)	0.884*** (0.065)	0.916*** (0.063)	0.921*** (0.062)	0.911*** (0.050)	0.919*** (0.050)	0.922*** (0.050)
$\Delta elc2$	0.155 (0.106)	0.151 (0.104)	0.179* (0.107)	0.302** (0.135)	0.367*** (0.131)	0.324** (0.131)	0.237*** (0.086)	0.250*** (0.086)	0.235*** (0.088)
Δx (CHN)		0.121* (0.066)	0.099 (0.069)		-0.261*** (0.091)	-0.207** (0.093)		-0.074 (0.058)	-0.058 (0.060)
ラグ (-1)			0.078 (0.069)			-0.175* (0.093)			-0.055 (0.061)
D (1998)	0.083** (0.041)	0.093** (0.040)	0.083** (0.041)	0.164** (0.064)	0.109 (0.064)	0.124* (0.063)	0.114*** (0.036)	0.102*** (0.037)	0.108*** (0.038)
D. W.	1.647	1.654	1.638	1.334	1.557	1.591	1.380	1.415	1.425
R ² (adj.)	0.531	0.546	0.547	0.803	0.821	0.827	0.759	0.760	0.759

(注) 表 3 を参照。

ただし、いくつかのアジア諸国においては半導体デバイス自体が重要な輸出品目になっているため、表 4 の推計では被説明変数と説明変数の同時性の問題が考えられる。そこで、(4)式とは異なった電子産業サイクルの指標を考え、(3)式の推計を繰り返してみることにする。ここでは第 2 の指標として、以下の定義による $\Delta elc_{2,t}$ を考える。

$$(5) \quad \Delta elc_{1,t} \equiv \Delta \ln(\text{米国における名目ドル表示の電子製品受注総額})_t \\ - \Delta \ln(\text{ドル表示の米国の名目GDP})_t$$

図 4 で見たように、世界全体の電子製品の消費総額に占める米国のシェアは一貫して大きく、同国の電子製品受注額は実際に国際電子製品市場の市場動向の先行指標として広く利用されている。受注は概念的には輸出や販売に先行するはずであり、受注額を基礎とした電子産業サイクルの指標は被説明変数との同時性の問題を回避する上で有効と思われる。 $\Delta elc_{2,t}$ を用いた推計結果をまとめた表 5 を見ると、ANIES4 を対象とした推計では外需変数 $\Delta f_{i,t}$ と $\Delta elc_{2,t}$ の相関が強いために後者の係数の推計値の標準誤差がやや大きくなっているものの、やはり全体に電子産業サイクルは各国の輸出パフォーマンスに有意な影響を与えている。他の説明変数の係数の推計値を見ても、 $\Delta f_{i,t}$ と $\Delta elc_{2,t}$ との相関によって前者の係数がやや大きめに推定されている以外、おおむね表 5 と同様の結果が得られている^(注16)。

次に先の第二の問題点を検討しよう。中国において輸出入物価指数や数量指数が公表されるようになったのはごく最近であり、EA8 カ国の中にも信頼できる指数が得られない国が存在する。そこで、ここでは国際連合の COMTRADE データをもとに黒子(2005)によって作成された輸出数量指数を用いて各国の実質輸出成長率を計算し、それを $\Delta x_{i,t}$ と $\Delta x_{CHN,t}$ に用いた推計を試みることにしよう。黒子(2005)では様々な算式にもとづく輸出入単価・数量指数が提供されているが、ここでは急激な取引価格や品目構成の変化から生じるバイアスを考慮し、連鎖基準年方式のフィッシャー型指数を利用する^(注17)。なお、上記の指数をもとに計算された輸出成長率はアジア通貨危機前後で極端な変動を示していないため、以下の推移計では 1998 年の年次ダミー変数は取り除くことにする。

上記の推計結果の一部をまとめたのが表 6 である。表 6 の推計式ではいずれも(4)式の $\Delta elc_{1,t}$ が電子産業サイクル変数に採用されており、推計式は表 4 のそれと同一である。しかし、一見して分かるように推計結果には顕著な相違が生じている。まず、表 6 においては外需変数 $\Delta f_{i,t}$ の係数がいずれも有意

表 6. Ahearne et al. (2003)の再推計 [5]

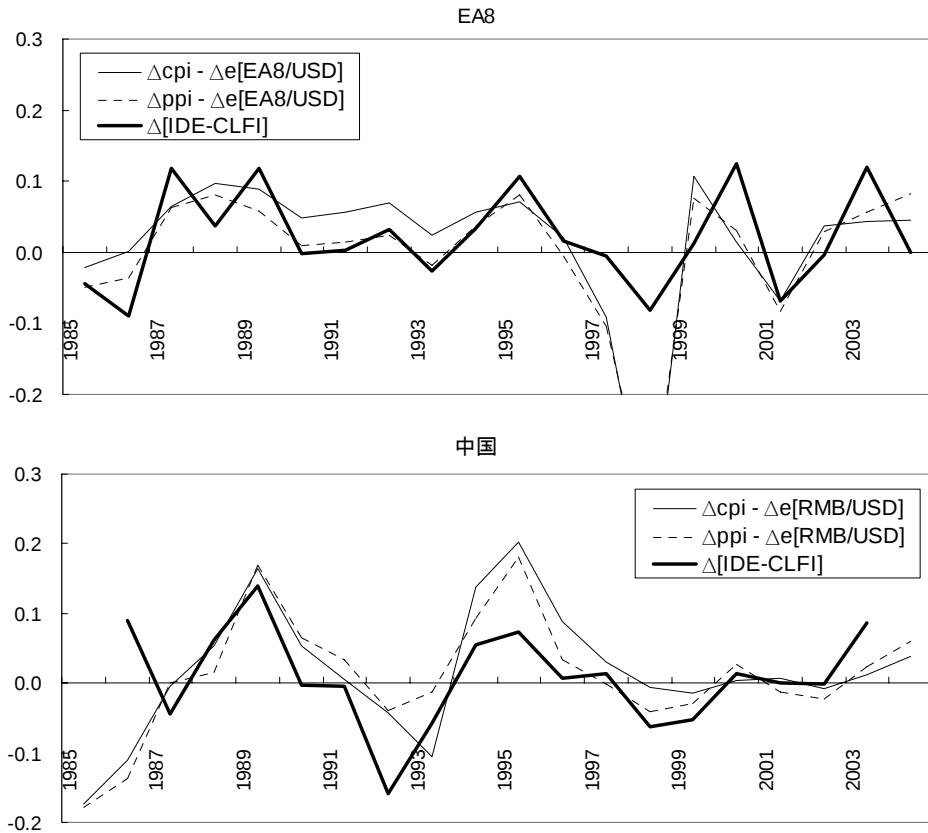
説明変数	ANIES4			ASEAN4			EA8		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Δf	0.980 (1.392)	0.785 (1.397)	0.478 (1.326)	0.711 (0.788)	0.739 (0.793)	0.782 (0.801)	0.695 (0.740)	0.656 (0.744)	0.548 (0.729)
Δs	0.368 (0.258)	0.367 (0.257)	0.213 (0.278)	0.080 (0.048)	0.081 (0.048)	0.072 (0.049)	0.099* (0.057)	0.099* (0.057)	0.075 (0.056)
$\Delta elc1$	0.261** (0.112)	0.239** (0.113)	0.181* (0.107)	0.274*** (0.075)	0.284*** (0.078)	0.281*** (0.079)	0.272*** (0.066)	0.264*** (0.068)	0.233*** (0.067)
$[\Delta elc1]^2$	-0.539 (0.365)	-0.444 (0.372)	-0.565 (0.375)	-0.661** (0.258)	-0.696** (0.266)	-0.505* (0.288)	-0.608*** (0.222)	-0.579** (0.227)	-0.543** (0.240)
Δx (CHN)		0.097 (0.081)	0.161** (0.079)		-0.035 (0.057)	-0.029 (0.059)		0.030 (0.049)	0.067 (0.050)
ラグ (-1)			0.201** (0.084)			-0.056 (0.063)			0.076 (0.053)
D. W.	2.202	2.277	2.514	1.916	1.894	1.897	2.126	2.149	2.305
R^2 (adj.)	0.232	0.237	0.321	0.269	0.262	0.244	0.280	0.277	0.301

(注) 被説明変数は黒子(2005)の連鎖基準年・フィッシャー型の輸出数量指数をもとに計算された実質輸出の対前年成長率。推計対象期間は 1986-2003 年。

でなく、その推計値も以前のものと比べて著しく小さくなっている。同様に、実質為替レート変数 $\Delta s_{i,t}$ の係数も小さくなっており、ほとんどのケースで統計的に有意になっていない。また、中国の輸出成長率 $\Delta x_{CHN,t}$ は ANIES4 を対象とした推計においてのみ有意に正になっており、他の推計では有意になっていない。最後に、電子産業サイクル変数は二乗項も含めてほとんどのケースできわめて有意になっており、係数の推計値は表 4 に比べて一段と大きくなっている。したがって、これまでの推計を通じて一貫して有意な説明力を示したのは電子産業サイクル変数だけであったということになる。

それでは、被説明変数に PPI でデフレートした「実質」輸出変化率を用いた場合と税関統計から算出された輸出数量変化率を用いた場合でこれほど大きな推計結果の相違が生じるのはなぜだろうか。図 5 は EA8 と中国を対象として、(a)毎年の CPI と PPI ベースのインフレ率から自国通貨の対ドル名目レートの減価率を減じた値と(b)黒子(2005)の輸出単価指数の上昇率の推移を比較したものである。これらはいずれも概念的には米ドルベースの輸出物価の変化率に対応しており、自国通貨表示の名目輸出総額を PPI でデフレートした「実質」輸出額が擬似的な輸出数量指数として妥当なものであれば、

図 5. 国内物価と輸出物価の乖離 (対前年変化率、米ドルベース)



(出所) IMF IFS、CEIC Asia Database および黒子(2005)をもとに集計。

(注) IDE-CLFI は黒子(2005)による連鎖基準年・フィッシャー型の輸出単価指数 (Chain-linked Fisher index)。

図中の $\Delta PPI - \Delta e$ と $\Delta[IDE-CLFI]$ は同様の動きをするはずである。しかし図の上段を見ると、アジア通貨危機の影響が顕著な1998年を別としても、両者の関係はおおよそ緊密と言いがたい。さらに図5の上段と図2を比較すると、半導体の国際価格が高騰した1987年、1995年、2000年、2003年にはいずれも $\Delta[IDE-CLFI]$ が $\Delta PPI - \Delta e$ を上回っており、電子産業サイクルが国内物価と輸出物価の乖離の原因の一つになっていることを示している。

上記の観察を前提とすれば、PPIでデフレートした「実質」輸出変化率を $\Delta x_{i,t}$ に用いた場合、国際市場において電子製品価格が高騰する局面ではその値に上方バイアスがかかることになる。また、電子産業サイクルは世界全体

の景気循環と必ずしも一致していないものの、次節で検討するように多くのアジア諸国の景気に対しては大きな影響を与えており、1990年代後半以降は米国の景気循環との連動性も高まっている。したがって近隣のアジア諸国や米国への輸出の多い EA8 カ国においては電子製品価格の高騰期に外需変数 $\Delta f_{i,t}$ も高めになる傾向があり、PPI ベースの実質輸出成長率を $\Delta x_{i,t}$ とした推計では $\Delta f_{i,t}$ の係数が実態より大きく推計され、 $\Delta elc_{1,t}$ や $\Delta elc_{2,t}$ の影響が相対的に過小評価される可能性が考えられる。また、ここでは実質実効為替レート $\Delta s_{i,t}$ の物価指数にも PPI を採用しているため、通貨危機直後のように自国通貨の名目為替レートが暴落する局面では輸入部品の価格上昇が輸出競争力の改善を相殺する効果が十分に反映されない可能性が高い。そしてそのような局面では $\Delta x_{i,t}$ と $\Delta s_{i,t}$ がともに実態からかけ離れた大きな正の値をとることになり、後者の前者への影響が過大評価されてしまう可能性が考えられよう。表 4 と表 6 の結果の乖離の背景にはこのような要因が作用していると思われる (注 18)。

なお、表 6 では $\Delta x_{CHN,t}$ が被説明変数に対してははっきりした影響を与えていないが、この結果のみから「中国と他のアジア諸国の輸出が競合的か補完的か」を判断するのはやや無理があろう。Ahearne らも指摘しているように、米国や欧州など域外の主要市場においては中国の輸出シェアの上昇が顕著であり、最近では ANIES4 のみならず ASEAN4 のシェアも低下傾向にある。したがって、EA8 カ国の輸出総額が堅調な増加を続けるためには中国のこれらの国々からの輸入が十分なスピードで増加する必要があるが、そのような条件が(1)式で暗黙裡に仮定されているように毎年の輸出成長率ベースで満たされると考えることは現実的でないと思われる。中国の輸入の相当部分が輸出財生産のための投入財によって占められていることは事実であるものの、それ以外の財の輸入量は中国の景気動向によって左右されるはずであり、中国と他の国々の景気循環が常に一致していない限り、それが中国の輸出成長率と常に同じ動きをする理由はない。この点に関するより詳細な議論については熊倉(2006)を参照されたい。

3. 円ドルレートの変動とアジア諸国の景気循環

アジア諸国の通貨政策やマクロ経済政策協調の是非をめぐる議論の中でしばしば言及されるのが円ドルレートの変動が域内諸国のマクロ経済に与える

影響である。1990 年代以降の長期停滞を反映して日本経済のアジアにおけるプレゼンスは低下傾向にあるものの、多くのアジア諸国にとって日本は現在でも海外直接投資や資本財や重要な供給元であると同時に主要な輸出競合国になっている。過去 30 年間を通じて円ドルレートはかなり大きな中期的変動を繰り返しており、一部の識者は円ドルレートの変動が日本のみならず他のアジア諸国の経済においても恒常的な攪乱要因になっていると主張している (McKinnon 2005)。

円ドルレートの変動がアジア諸国の経済に影響を与える経路は色々と考えられるが、既存文献では短中期的な円高や円安によってこれらの国々の日本に対する輸出競争力が変化し、それが原因となってこれらの国々の生産や投資を不安定化させる可能性が強調されている。たとえば、Ito et al. (1999)や Kwan (2001)は 1980 年代から 1990 年代にかけてのアジア諸国の輸出成長率と円ドルレート(ないしアジア諸国通貨と円の為替レート)の時系列を比較し、円安期にこれらの国々の輸出パフォーマンスが悪化する傾向があると述べている。また、McKinnon and Schnabl (2003)は 1980 年代以降の EA8 カ国の景気循環が相互に強く相関していることに注目し、その背後に円ドルレートの変動がこれらの国々の輸出競争力に与える影響があると主張している。さらに Corsetti et al. (1999)や Ito et al. (1999)、Doraisami (2004)らは 1995 年半ば以降の円安期に多くのアジア諸国が深刻な輸出不振に陥ったことに注目し、この時期の円安がアジア諸国の貿易収支の悪化を通じてアジア通貨危機の原因の一つになったと述べている。これらの研究の多くは上記の認識の下にアジアにおける通貨政策協調を求めており、円ドルレートとアジア諸国のマクロ経済の関係は将来の各国のマクロ経済政策のあり方を考える上でも重要な問題といえよう。

円ドルレートの変動がアジア諸国の景気循環の原因であるという仮説を検証するために、Kwan (2001)や McKinnon and Schnabl (2003)は 1980 年代以降の年次データを用いて以下の推計式を回帰している。

$$(6) \quad \Delta y_{EA,t} = \alpha + \sum_{j=0} \beta_j \Delta y_{USA,t-j} + \sum_{k=0} \gamma_k \Delta e_{Y/\$,t-k} + \dots + \varepsilon_{i,t}$$

ここで $\Delta y_{EA,t}$ は EA8 カ国と中国の実質 GDP 成長率の対前年成長率の加重平均値であり (注 19)、 $\Delta y_{USA,t-j}$ は米国の実質 GDP 成長率 (ここではアジア諸国の輸出への需要の代理変数)、 $\Delta e_{Y/\$,t-k}$ は名目円ドルレートの変化率 (正の数値が円の減価を示す) を示している。本章では彼らの推計結果は再掲しない

が、米国の実質成長率が有意でない一方、円ドルレート変数は前年のラグ項も含めて有意に負になっており、その推計値もかなり大きくなっている。Kwan (2001)らの解釈では、この結果は名目円ドルレートの変動に起因する日本とそれ以外のアジア諸国の輸出競争力の変化が後者の国々の経済を不安定化させていることの証左になっている。

しかし、われわれの考えでは(6)式によるアジア諸国の景気変動の要因分析には二つの重要な問題があり、これらにはやはり電子産業サイクルが関与している。前節と同様に、以下では(6)式に修正を加えつつ再推計を行い、なぜKwan (2001)らの解釈が不適切であるかを議論しよう。

第一の問題点は、(6)式では電子産業サイクルがアジア諸国の輸出パフォーマンスを経由して国内の景気循環に影響を与える可能性が考慮されていないことである。表7は過去20年間の年次統計をもとにアジア諸国と主要先進諸国の実質GDP成長率、そして前節の定義による電子産業サイクル変数の相関係数を計算したものである。表の上段を見る限り、確かにEA8中の各国の景気循環と他の7カ国全体の景気循環との相関度は高い^(注20)。しかし表の下段に目を転じると、EA8の中でも二国間の景気の連動性にはそれなりのばらつきがあることに気づく。これを見る限り、EA8の中で他の国々との景気の連動性がとりわけ高いのは香港、マレーシア、シンガポールであり、これらの国々の景気循環はいずれも電子産業サイクルと強い正の相関を示している。もしMcKinnonらの仮説が正しければ、円安がまずもって影響を与えるのは国内産業が成熟し、輸出市場における日本との競合度の高い韓国や台湾であるはずである。そしてこれらの国々の輸出不振と景気後退がアジア域内の貿易を通じて他の国々に波及しているとしたら、韓国や台湾の景気は他のアジア諸国のそれと特に緊密に連動するはずである。しかし、表7はそのような予想を必ずしも支持していないように思われる。

図6には過去20年間のEA8カ国全体の輸出と実質GDPの対前年成長率、日本の輸出成長率、名目円ドルレートの変化率、そして前節の(4)式の定式化による電子産業サイクルの推移をプロットした^(注21)。図中のEA8の輸出とGDPの連動性は高く、前者が後者の重要な決定要因になっていることはほぼ間違いない。また、この図を見る限り、これらの国々の輸出やGDPの成長率は円ドルレートともある程度相関しているように見受けられる。ただしここで注意すべきと思われるのは、日本の輸出成長率もEA8カ国のそれとほぼ同様の動きをしていることである。図中のEA8と日本の輸出成長率はいずれ

表 7. 各国の景気循環と電子産業サイクルの相関

	EA8		中国		日本		米国		EU15	
香港	0.741	(0.573)	0.273	(0.239)	0.349	(0.174)	0.113	(0.278)	0.108	(0.245)
インドネシア	0.797	(0.479)	0.145	(0.047)	0.439	(0.245)	-0.275	(-0.245)	-0.194	(-0.127)
韓国	0.814	(0.553)	0.104	(-0.013)	0.528	(0.407)	-0.146	(0.018)	0.183	(0.535)
マレーシア	0.816	(0.612)	0.085	(-0.013)	0.351	(0.135)	-0.102	(0.042)	-0.075	(0.045)
フィリピン	0.416	(0.347)	-0.320	(-0.374)	0.088	(-0.015)	0.184	(0.250)	0.184	(0.237)
シンガポール	0.724	(0.764)	0.101	(0.053)	0.310	(0.194)	0.164	(0.262)	0.125	(0.202)
台湾	0.480	(0.665)	0.244	(0.228)	0.415	(0.392)	0.286	(0.324)	0.231	(0.261)
タイ	0.828	(0.585)	0.100	(-0.005)	0.617	(0.544)	-0.210	(-0.100)	0.029	(0.224)
中国	0.132	(0.039)			-0.096	(-0.162)	0.188	(0.221)	-0.411	(-0.398)
日本	0.521	(0.392)					0.070	(0.157)	0.505	(0.618)
米国	-0.083	(0.117)							0.381	(0.362)
EU15	0.088	(0.352)								

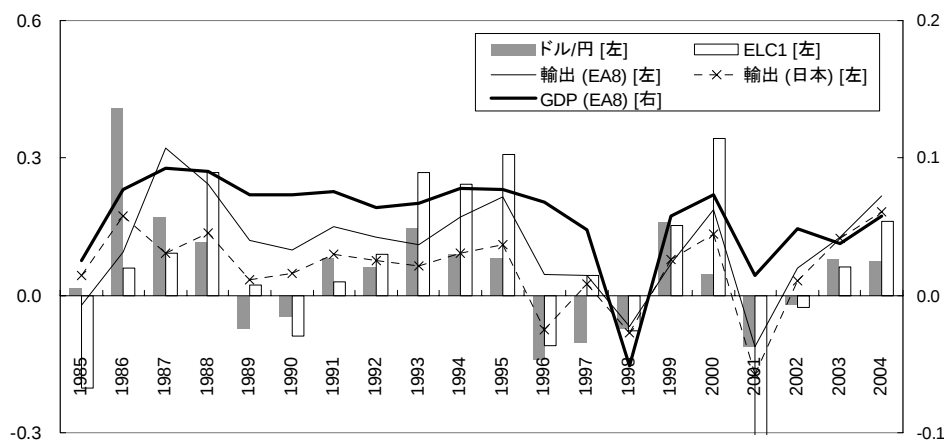
	インドネシア	韓国	マレーシア	フィリピン	シンガポール	台湾	タイ	Δelc1	Δelc2
香港	0.581 (0.169)	0.706 (0.501)	0.533 (0.233)	0.410 (0.324)	0.585 (0.483)	0.690 (0.745)	0.536 (0.193)	0.563 (0.562)	0.317 (0.347)
インドネシア		0.769 (0.130)	0.823 (0.658)	0.369 (0.312)	0.545 (0.517)	0.269 (0.321)	0.838 (0.563)	0.279 (0.252)	0.156 (0.247)
韓国			0.637 (0.190)	0.248 (0.053)	0.513 (0.376)	0.505 (0.660)	0.791 (0.471)	0.359 (0.351)	0.157 (0.186)
マレーシア				0.532 (0.497)	0.849 (0.874)	0.306 (0.281)	0.757 (0.503)	0.571 (0.614)	0.482 (0.609)
フィリピン					0.573 (0.528)	0.183 (0.150)	0.329 (0.200)	0.465 (0.437)	0.274 (0.268)
シンガポール						0.528 (0.514)	0.587 (0.491)	0.714 (0.706)	0.564 (0.586)
台湾							0.382 (0.412)	0.463 (0.447)	0.446 (0.442)
タイ								0.357 (0.326)	0.186 (0.214)

(出所) IMF World Economic Outlook をもとに集計。

(注) 括弧内の数値はアジア危機の期間(1997-1998)を除外して計算した値。シェードは 0.5 以上の数値を示す。上段左の EA8 各国と EA8 の相関係数は各国の成長率と当該国を除く 7 カ国の成長率の加重平均をもとに算出。

もドルベースの名目輸出額をもとに計算されているため、日本の輸出（の一部）が円建てで契約されていれば円高期にドル表示の日本の輸出成長率が高くなることは必ずしも不思議ではない。しかし、図 6 を見ると日本や EA8 の輸出成長率は円ドルレートよりむしろ国際電子製品市場のサイクルと強く相関しているように見受けられる。なお、Ito et al. (1998)や McKinnon and Schnabl (2003)らは 1996 年以降の円安が NIES やアセアン諸国の輸出成長率の低下を通じてその後の通貨危機の原因（の一つ）となったと述べているが、実はこの時期には日本の輸出成長率も EA8 のそれを上回って落ち込んでいる。円高

図 6. 東アジア諸国の景気循環と輸出成長率の関係 (対前年変化率)



(出所) IMF IFS、CEIC データベースおよび米国半導体産業協会統計をもとに集計。

(注) EA8の実質 GDP 成長率は 8 カ国の加重平均値。ウェイトは前年の EA8 全体の名目ドル建て GDP に占める各国のシェアにより計算した。

による競争力ショックがこの時期の EA8 の輸出不振の影響であれば日本は輸出ブームを経験していたはずだが、図 6 はそのような予想を支持していない。ここで再び図 2 に目を転じると 1996 年には半導体の国際価格が暴落しており、電子産業サイクルが通貨危機前の EA と日本の同時的な輸出総額の成長率の低下の原因であったと考える方が自然なように思われる^(注 22)。

Kwan (2001)や McKinnon and Schnabl (2003)らの今一つの問題点は(6)式の名目円ドルレートの係数の解釈である。彼らの推計式において $\Delta e_{Y/\$,t-k}$ は日本と他のアジア諸国の輸出競争力の代理変数とみなされているが、そのような解釈が成立するためには、(a)日本以外のアジア諸国が恒常的に自国通貨をドル・ペッグしており（したがって円ドルレートの変動は円とアジア諸国通貨の為替レートの変動にほぼ等しく）、(b)名目為替レートを一定とすれば、短中期的には日本と他のアジア諸国の相対的なコスト競争力に大きな変化が生じない（したがって名目為替レートと実質為替レートを区別する必要がない）ことが必要となる。しかし、多くのアジア諸国通貨の対ドルレートは実際には当該国の中期的な輸出パフォーマンスや貿易収支の動向にある程度反応しており、上記の(a)の認識は正確とはいえない。また、日本と EA8 カ国の中期的なインフレ率はかなり異なっており、名目為替レートの変動が輸入投入財や資本財の価格を通じて輸出部門の生産コストに与える影響も異なってい

るはずである (Kumakura 2005d)。さらに注意すべきなのは、図 6 中の円ドルレートの変化率はわれわれの電子産業サイクル指標とも相関しているように見受けられることである。したがって、もし(6)式の $\Delta e_{Y/\$,t-k}$ が日本とアジア諸国の輸出競争力の代理変数の役割を果たしていないとすると、Kwan らの推計によるこれらの変数の係数が電子産業サイクルの影響を反映している可能性も考えられる。

上記の二つの問題を検討するために、まず前節と同じ 1985-2004 年の 20 年間の年次データを用いて(6)式を再推計し、さらに円ドルレートに代えて(4)式の $\Delta elc_{i,t}$ を説明変数に含めた推計を行っておう。Kwan らは EA8 カ国と中国の実質成長率の加重平均値を被説明変数としているが、表 7 を見ると EA8 のうち香港と台湾以外の国々の景気循環は中国のそれとまったく連動していない。そこで、以下では EA8 のみの実質成長率の加重平均値を被説明変数とすることにする。また、Kwan や McKinnon らは外需変数に米国の実質成長率を用いているが、前節の $\Delta f_{i,t}$ と同様の方法で作成した値を用いた推計も試みておく。さらに前節と同様の理由により、1998 年を対象とする年ダミー変数を説明変数に加える。

われわれの推計結果は表 8 にまとめられている。表の左側は基本的に Kwan (2001)や McKinnon and Schnabl (2003)と同じ推計式にもとづいており、結果もおおむね同様である。表の右側を見ると、同期の電子産業サイクル変数の係数はいずれも有意に正であり、多くのケースでは二乗項も有意になっている。推計式全体を比較すると明らかに右側の推計式の説明力が高く、EA8 の景気の決定要因として円ドルレートより電子産業サイクルがより重要であることを示唆している。

とは言うものの、表 8 は Kwan や McKinnon らと同じ単一の回帰式にもとづく推計結果であり、サンプルサイズの大きさを考えれば留保が必要であろう。図 6 を見ると EA8 全体の実質成長率は過去 20 年間を通じて高く、大きな落ち込みが認められたのは 1985 年と 1998 年、2001 年のみである。1998 年にはダミー変数が付されているため、表 8 の推計値はかなりの程度 1985 年と 2001 年のデータに依存しているはずである。しかし表 7 で見たように、EA8 カ国の中でも個々の国々の成長率にはそれなりのばらつきが存在する。このことは、前節のように各国の成長率を被説明変数とするパネル推計によってより信頼性の高い結果が得られる可能性を示唆している (注²³)。

また、Kwan らの仮説とわれわれの仮説をより明示的に比較するためには、

表 8. Kwan (2001)/McKinnon and Schnabl (2003)の再推計 [1]

説明変数	円ドルレートを含む推計				電子産業サイクルを含む推計			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
Δy (USA)	0.093 (0.360)	-0.013 (0.340)			-0.277 (0.311)	-0.451 (0.349)		
Δf			0.363 (0.631)	-0.042 (0.634)			-0.275 (0.570)	-0.718 (0.688)
$\Delta elc1$					0.098*** (0.024)	0.113*** (0.037)	0.094*** (0.025)	0.110** (0.039)
ラグ (-1)						0.040 (0.028)		0.043 (0.030)
$[\Delta elc1]^2$					-0.180** (0.103)	-0.302* (0.148)	-0.161 (0.103)	-0.274* (0.146)
ラグ (-1)						-0.039 (0.109)		-0.046 (0.111)
Δe (Y/\$)	-0.085* (0.042)	-0.070* (-0.041)	-0.085* (0.041)	-0.070* (0.039)				
ラグ (-1)		-0.076* (0.041)		-0.076* (0.043)				
D (1998)	-0.105*** (0.021)	-0.095*** (0.020)	-0.103*** (0.020)	-0.095*** (0.020)	-0.102*** (0.017)	-0.101*** (0.018)	-0.106*** (0.017)	-0.108*** (0.018)
D. W.	1.100	1.294	1.084	1.299	1.102	1.348	1.124	1.478
R^2 (adj.)	0.648	0.695	0.654	0.695	0.771	0.773	0.763	0.763

(注) 括弧内の数値は HAC 標準誤差。被説明変数は EA8 の実質 GDP 成長率の加重平均値。

説明変数に為替レート変数と電子サイクル変数を同時に含めた回帰式の推計を行うことが望ましい。それに先立って、ここではまず図 6 において観察された円ドルレートと電子産業サイクルの相関の背景要因を考えておこう^(注 24)。まず表 1 や図 4 においても確認したように日本の電子製品の貿易収支は一貫して巨額の輸出超過であり、逆に米国は世界一の電子製品の輸入国である。したがって少なくとも標準的な経済理論にもとづく限り、電子製品の国際市況の悪化によって日本の対米貿易黒字が縮小し、外国為替市場において円に下方圧力がかかることは不思議ではない。また、より技術的な要因として、日本の半導体の販売企業や購入企業が円建てで取引を行っていれば円安期には自動的にドル表示の販売額が減少することになる。図 6 の $\Delta elc_{1,t}$ はドル表示の世界の半導体販売高の成長率からドル表示の世界の名目 GDP 成長率を引いた値であるため、半導体の取引数量が一定でも円ドルレートが変化すれ

ばその値に影響が生じる可能性が考えられる^(注25)。そこで、ここでは上記の評価額効果を取り除くために(4)式の定義による $\Delta elc_{1,t}$ に若干の修正を行い、

$$\begin{aligned} \Delta elc_{1,t}^* &\equiv \Delta \ln(\text{ドル表示の世界全体の半導体出荷額} \\ (7) \quad &\quad - \text{日本国内での販売分} - \text{日本の輸出と輸入})_t \\ &\quad - \Delta \ln(\text{名目ドル表示の世界全体のGDP} - \text{日本のGDP})_t \end{aligned}$$

という指標を考えよう。上式の右辺からは日本企業と日本経済が関与する部分を取り除かれているため、上記の評価額効果を緩和する上で有効と思われる。実際、これまで作成した3つの電子産業サイクル指標は互いに強く相関しているものの、 $\Delta elc_{2,t}$ や $\Delta elc_{1,t}^*$ の $\Delta e_{Y/\$,t}$ との相関度は $\Delta elc_{1,t}$ と $\Delta e_{Y/\$,t}$ のそれに比較するとかなり低くなっている。

また、先述した理由により、名目円ドルレートは日本とアジア諸国の輸出競争度の指標としては不適切だと思われる。そこで、さしあたり前節と同様に製造業のPPIを物価指数とする円とEA各国通貨の実質為替レートを作成し、これを競争力の指標として利用することを考えよう。ここでは円と*i*国通貨の実質為替レートの対前年変化率を $\Delta s_{Y/i,t}$ と書き、(2)式の右辺の括弧内と同様に計算する。したがって、数値の上昇は円の実質減価を示している。

上記の変数を用いて行ったパネル推計の結果は表9にまとめられている。全般に電子産業サイクル変数は被説明変数に有意になっており、係数の符号も予想通りである。 $\Delta f_{i,t}$ と $\Delta elc_{2,t}$ を同時に含む推計式では後者が有意になっていないケースもあるものの、その理由は前節と同様であると思われる。そして問題の $\Delta s_{Y/i,t}$ であるが、予想に反して全てのケースで係数の推計値が有意に正になっている。すなわち、Kwanらの結果とは全く逆に、円のEA諸国通貨に対する実質増価がEA諸国の成長率に負の影響を与えるという結果になっている。なお、いずれの変数もラグ項は統計的に有意な説明力を示していない。

$\Delta s_{Y/i,t}$ の係数に関して上記のような奇妙な結果が得られた理由として、以下の二点が考えられる。第一に、熊倉(2006)においても議論されているように、いくつかのEA諸国通貨は自国の輸出パフォーマンスが急激に悪化する局面で減価する(切り下げられる)傾向があり、それらは電子産業サイクルの底の時期とほぼ対応している。したがって上記の結果は必ずしもEA諸国の通貨の対円減価が自国の成長率を引き下げていることを意味しているわけではなく、電子関連製品の国際市況の悪化が自国の輸出不振と景気悪化、自国通貨の減価(ないし切り下げ)を同時的に生じせしめる傾向を反映している可

表 9. Kwan (2001)/McKinnon and Schnabl (2003)の再推計 [2]

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Δy (USA)	-0.150 (0.208)	-0.390 (0.257)			-0.211 (0.242)	-0.121 (0.272)		
ラグ (-1)		0.285 (0.214)				-0.253 (0.220)		
Δf			0.775*** (0.242)	0.503* (0.299)			1.132*** (0.253)	1.162*** (0.280)
ラグ (-1)				0.500** (0.237)				0.142 (0.235)
$\Delta elc1^*$	0.105*** (0.015)	0.117*** (0.023)	0.070*** (0.017)	0.080*** (0.025)				
ラグ (-1)		0.027 (0.018)		-0.014 (0.020)				
$[\Delta elc1^*]^2$	-0.205*** (0.060)	-0.305*** (0.096)	-0.141** (0.059)	-0.149 (0.093)				
ラグ (-1)		-0.056 (0.066)		-0.043 (0.064)				
$\Delta elc2$					0.152*** (0.033)	0.134*** (0.037)	0.050 (0.033)	0.064* (0.038)
ラグ (-1)						0.026 (0.035)		-0.046 (0.036)
$\Delta s_{Y/i}$	0.042*** (0.016)	0.040** (0.017)	0.038** (0.015)	0.041** (0.016)	0.034** (0.017)	0.029* (0.018)	0.031** (0.016)	0.032** (0.016)
ラグ (-1)		-0.002 (0.015)		-0.005 (0.015)		-0.006 (0.016)		0.002 (0.016)
D (1998)	-0.091*** (0.012)	-0.097*** (0.013)	-0.071*** (0.013)	-0.080*** (0.015)	-0.096*** (0.013)	-0.097*** (0.013)	-0.065*** (0.014)	-0.061*** (0.015)
D. W.	1.118	1.197	1.173	1.248	1.197	1.167	1.177	1.201
R^2 (adj.)	0.522	0.526	0.551	0.557	0.447	0.441	0.510	0.506

(注) EA8 カ国を対象とした固定効果モデルによるパネル推計。被説明変数は各国の実質 GDP 成長率。対象期間は 1985-2004 年。

能性がある。そして第二の理由として、多くのアジア諸国では輸出部門の輸入投入財への依存度が高いため、PPI ベースの実質為替レートでは当該国の輸出部門の価格競争力の変化が適切に反映されていない可能性が高い。そして EA 諸国の輸出入価格と電子産業サイクルが相関していることを想起すれば、 $\Delta s_{Y/i,t}$ の日本と EA 諸国の真の輸出競争力の変化からの乖離が $\Delta elc_{1,t}^*$ や $\Delta elc_{2,t}$ と独立でない可能性も考えられる。そしてその場合には、表 9 中の $\Delta elc_{1,t}^*$ や $\Delta elc_{2,t}$ の係数の値にもバイアスが生じている可能性が考えられよう。

上記の後者の問題を緩和する試みとして、ここでは各国の輸出入物価の動向を明示的に考慮した新たな実質為替レート指標を考えてみることにする。

まず、新たな円と EA 各国通貨の実質為替レート（の変動率）を以下のように表記することにしよう。

$$(8) \quad \Delta \hat{s}_{Y/i,t} \equiv \Delta e_{Y/i,t} + \Delta \hat{p}_{i,t} - \Delta \hat{p}_{JPN,t}$$

上記の $\Delta \hat{s}_{Y/i,t}$ が日本と i 国の相対的な輸出競争力の動向を正しく反映するためには、右辺の $\Delta \hat{p}_{i,t}$ と $\Delta \hat{p}_{JPN,t}$ が i 国と日本の輸出部門の自国通貨ベースでの相対的な収益性の変化率にほぼ対応していることが必要となる。ここでは輸出企業の収益性が輸出する財の価格とその生産に必要な輸入投入財の価格、そして賃金や国内で調達される投入財の価格に依存していると考え、以下のように $\Delta \hat{p}_{i,t}$ と $\Delta \hat{p}_{JPN,t}$ が決定すると仮定しよう。

$$(9) \quad \begin{aligned} \Delta \hat{p}_{i,t} &\equiv [\alpha_i \Delta p_{i,t}^m + (1 - \alpha_i) \Delta p_{i,t}^x] - \Delta p_{i,t}^x \\ \Delta \hat{p}_{JPN,t} &\equiv [\alpha_{JPN} \Delta p_{JPN,t}^m + (1 - \alpha_{JPN}) \Delta p_{JPN,t}^x] - \Delta p_{JPN,t}^x \end{aligned}$$

上記において $\Delta p_{i,t}^m$ と $\Delta p_{JPN,t}^m$ は i 国と日本における輸入投入財価格の変化率、 $\Delta p_{i,t}^x$ と $\Delta p_{JPN,t}^x$ は輸出される最終財の価格の変化率、 $\Delta p_{i,t}$ と $\Delta p_{JPN,t}$ は賃金や国内で調達される投入財価格の変化率（以上いずれも自国通貨ベース）、 α_i と α_{JPN} はそれぞれの国の輸出部門の総生産コストに占める輸入投入財のシェアに対応している。以下では $\Delta p_{i,t}^m$ 、 $\Delta p_{JPN,t}^m$ 、 $\Delta p_{i,t}^x$ および $\Delta p_{JPN,t}^x$ はそれぞれの国の輸出入物価指数で近似することにし、 $\Delta p_{i,t}$ と $\Delta p_{JPN,t}$ はこれまでと同様に製造業の PPI で代用する。 α_i と α_{JPN} は本来は産業統計などを用いて推計すべきパラメーターであるものの、ここでは簡便法として $\alpha_i = \alpha_{JPN} = 0.5$ および $\alpha_i = 0.5$ 、 $\alpha_{JPN} = 0$ という二つのケースを考えることにする。各国の輸出入物価の変動率は黒子(2005)の輸出入単価指数（前節の数量指数と対応する連鎖基準年・フィッシャー型指数）を用いて計算する。

上記の算式により作成された実質為替レート指数を用いて先の回帰式を再推計した結果が表 10 である。これを見ると、 $\Delta \hat{s}_{Y/i,t}$ の係数の推計値は依然として正であるものの、表 9 と異なりいずれも統計的には有意でなくなっている。ここで用いた実質為替レート変数が実際の日本と他のアジア諸国の相対的な輸出競争力をどれだけ正確に反映しているかは明らかでないものの、上記の結果は標準的な実効為替レート指標では多くのアジア諸国の輸出部門の対外競争力を正しく計測できない可能性を示唆している。また、表 10 のその他の推計結果は表 9 のそれとほぼ同様であり、国際電子産業サイクルが多くのアジア諸国の景気循環に影響を与えているというわれわれの仮説を裏付ける結果となっている。なおラグ項を含む推計も試みたが、ほとんどのケース

表 10. Kwan (2001)/McKinnon and Schnabl (2003)の再推計 [3]

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Δy (USA)	-0.125 (0.222)		-0.196 (0.255)		-0.118 (0.221)		-0.195 (0.255)	
Δf		0.926*** (0.253)		1.248*** (0.261)		0.898*** (0.251)		1.223*** (0.262)
$\Delta elc1^*$	0.100*** (0.016)	0.060*** (0.017)			0.101*** (0.016)	0.063*** (0.017)		
$[\Delta elc1^*]^2$	-0.203*** (0.062)	-0.133** (0.061)			-0.207*** (0.062)	-0.141** (0.061)		
$\Delta elc2$			0.148*** (0.034)	0.043 (0.034)			0.149*** (0.034)	0.045 (0.034)
$\Delta \hat{s}$ (Y/i) [1]	0.013 (0.025)	0.026 (0.024)	0.026 (0.026)	0.035 (0.024)				
$\Delta \hat{s}$ (Y/i) [2]					0.024 (0.027)	0.029 (0.026)	0.027 (0.029)	0.028 (0.027)
D (1998)	-0.103*** (0.012)	-0.076*** (0.013)	-0.103*** (0.013)	-0.068*** (0.014)	-0.101*** (0.012)	-0.077*** (0.013)	-0.103*** (0.013)	-0.069*** (0.013)
D. W.	1.126	1.167	1.120	1.118	1.120	1.172	1.126	1.141
R^2 (adj.)	0.505	0.548	0.439	0.516	0.507	0.548	0.439	0.513

(注) 推計期間は 1985-2003 年。[1]は $\alpha_i = \alpha_{JPN} = 0.5$ のケース。[2]は $\alpha_i = 0.5$, $\alpha_{JPN} = 0$ のケースを示す。

においてラグ項は有意でなかった。

なお、Kwan (2001)や McKinnon and Schnabl (2003)は円ドルレートの変動と EA 諸国の景気循環を繋ぐ経路として、本節で検討した輸出競争力への影響に加えて日本の EA 諸国への海外直接投資に与える影響についても言及している。確かに 1990 年代後半までの日本の対外直接投資の動向は中期的な円の対外価値の変動と密接な関係を示しており、特に 1980 年代後半の急速な円高と東南アジア諸国への直接投資ラッシュはこれらの国々の電子産業の発展にも一定の貢献をしたものと思われる。とは言うものの、累積値で見た場合、タイ以外の EA8 カ国への海外直接投資における日本からの投資のシェアは必ずしも大きくなく、近年ではむしろ ANIES 諸国から ASEAN 諸国への投資の増加が目立っている (Hayase 2000) (注 26)。したがって、円ドルレートの変動が日本企業の海外直接投資を通じて他のアジア諸国に与える影響を考慮してもそれが EA8 カ国の景気変動の相関性の主因であるとは考えにくく、やはり電子産業サイクルとそれが震源地となって生じる域内波及効果の影響が大

きいものと思われる。

おわりに

近年ではアジアにおいても地域主義的な通貨制度やマクロ経済政策協調への機運が高まっているが、これらに政策の意義を議論するにあたっては関連諸国の経済の相互依存関係やその背景要因の十分な理解が前提となる。本章では、(1)中国と他のアジア諸国の輸出競合関係と(2)円ドルレートの変動が域内諸国に与える影響に関する既存研究を採り上げ、国際電子産業の動向を明示的に分析に組み込むか否かによって実証分析の結果が大きく変化してしまうことを示した。章を終えるにあたり、本章において十分に考慮できなかったいくつかの点に言及しておくと同時に、今後のアジア諸国のマクロ経済と国際電子産業サイクルの関係がどのように変化しうるかという点についても若干のコメントを行っておきたい。

まず第一に、本章では議論の簡略化のために国際電子産業サイクルをアジア諸国にとって外生的なショックとして取り扱い、域内諸国の企業の投資・販売行動が電子産業サイクルに与える影響や電子産業サイクルが各国の貿易収支や景気循環を経由して他国に波及する効果などは明示的に分析しなかった。また、既存文献の分析結果とわれわれの結果の相違点を明確化するために、主として固定効果モデルによるパネル推計手法を採用した。この推計手法では電子産業サイクルと各国の輸出や景気循環の関係が均一であることが仮定されているものの、現実にはこのような仮定は成立しない可能性が高い。実際、第2節や第3節の回帰式を国ごと推計して見ると、国によって係数の推計値に相当のばらつきが生じるだけでなく、推計式全体の説明力にも大きな差異が観察される^(注27)。したがって、多くのアジア諸国の景気変動にかなりの相関性が認められることは事実としても、国によってその背景要因は異なっている可能性があり、域内諸国間のマクロ経済政策協調の意義や方法を考えるにあたってはそのような背景要因の相違に対する十分な分析が必要となろう。

また、多くの既存研究では輸出入金額をCPIやPPIで除した「実質値」を用いて輸出入関数やマクロ経済モデルの推計が行われているものの、多くのアジア諸国においてこのような簡便法に問題があることはもはや明らかであろう。特に中国においては公式の輸出入物価・数量指数が最近まで公表され

ていなかったため、人民元の均衡為替レートや平価切上げの効果に関するほとんどの既存研究においてこの種の擬似的実質化手法が採用されている。人民元の対外価値と同国の貿易収支の關係に国際的な注目が集まっていることを考えれば、これはきわめて憂慮すべき状況と言えよう。本章で利用した黒子(2005)の輸出入単価・数量指数は既存の指数の問題点や国際間の比較可能性を意識しつつ注意深く作成されているものの、その基礎となる国連の COMTRADE データベースには各国の報告値の修正方法や時系列上での品目分類の変化への対応などに関して疑問点もあり、作成された指数の精度については一層の検討が必要と思われる。また、より幅広い実証研究への利用可能性という観点からすると、月次・四半期指数の作成も望まれよう。

さらに、輸出財価格に占める輸入原材料や半製品の価格シェアが高く、マクロ的な輸出物価指数と輸入物価指数の連動性の高い多くのアジア諸国にとって、国内の物価指数や賃金指数のみに依拠した実質為替レートは貿易財部門の対外競争力の指標としては明らかに問題を抱えている。第3節では輸出入物価の動向から得られる情報を明示的に取り込んだ指数を作成したが、これらはあくまでも既存の指標との比較の試みにすぎず、より厳密な指数の開発が望まれよう (注28)。

次に国際電子産業サイクルとアジア諸国の經濟の關係が今後どのような点によってゆくかという点を考えておこう。まず、半導体を中心とした国際電子製品市場の循環的変動そのものは今後も継続すると思われるものの、世界的な IT バブルとその崩壊によって取引規模が乱高下した 1990 年代末から 2000 年代初頭にかけてのような事態は当面は生じにくいと思われる。また、1993-95 年と 1999-2000 年の国際電子製品市場の活況がいずれもパーソナル・コンピュータや携帯電話など特定の情報通信機器市場の急拡大に支えられていたのに対し、直近の 2003-2004 年の好況は新種の AV 関連機器や車載エレクトロニクス製品など、より広範な財の市場の立ち上がりに負うところが大きい (Monetary Authority of Singapore 2005)。電子製品の需要主体が株式市場や金利の動向から影響を受けやすい企業投資から相対的に安定した家計消費部門にシフトしてゆくにつれ、将来的には電子製品の需要国の景気変動と電子産業サイクルの乖離が小さくなってゆくことも考えられよう。

多くのアジア諸国では国内産業における電子産業の中心的地位が確立しており、当面は電子関連製品の国際市況の変化が外生の需要・価格ショックとしてこれらの国々の經濟の攪乱要因となる構造は継続するものと思われる (注

29)。ただしこれらの国々の経済成長と所得水準の上昇が進むにつれ、世界全体の電子製品需要に占めるアジア諸国のシェアは拡大してゆくはずである。したがって、将来的にはこれらの国々の景気動向が国際電子製品市場の需給関係に一定の影響を与えるようになる可能性も考えられる。近年ではとりわけ中国の電子製品需要の拡大が顕著であり、近隣のアジア諸国にとって中国の景気動向が直接的な輸入需要への影響だけでなく、国際的な電子製品市場の動向を経由して国内の投資や生産に影響を与えるようになる可能性も考えられよう^(注 30)。

付録： データの出所と変数の作成方法

輸出総額

IMF *International Financial Statistics* (IFS)。香港とシンガポールは CEIC Asia Database (再輸出を除いた金額)。台湾は *Balance of Payments Quarterly, Central Bank of China, R. O. C.*。

輸出総額に占める相手国のシェア

Statistics Canada *World Trade Database* (WTD)。

電子製品の品目別輸出入金額

国際連合 COMTRADE データベース。台湾のデータは *Statistics of Exports and Imports in Taiwan Area, R. O. C.*。フィリピンは COMTRADE のデータを *Foreign Trade Statistics of the Philippines* のデータを用いて補正。

半導体出荷額

米国半導体産業協会ホームページ。日本における販売額と日本からの輸出額は出荷元・出荷先地域シェア表から計算。

米国の電子製品受注額

米国 Bureau of Census ホームページ。1993 年までは 1987SIC ベース M3 系列の 35H (Computer and office equipment) + 36M (Electronic and other electrical equipment) – SX2 (Electrical transmission and distribution equipment and industrial apparatus) – 36D (Electric lighting and wiring equipment)により計算。1994 年以降は 1997NAICS ベース M3 系列 34S (Computer and electronic products)により計算。1994 年以降は半導体を含まず。

国別・品目別の電子製品の生産額と消費額

Reed Electronics Research *Yearbook of World Electronics Data*。

名目・実質 GDP

IMF IFS および *World Economic Outlook* (WEO)。

GDP デフレーター

IMF WEO。

生産者物価指数（卸売物価指数）

ドイツ、香港、台湾、中国は CEIC Asia Database。それ以外は IMF IFS。ドイツは 1990 年までは旧西独の値。香港は 1990 年以降は製造業の生産者物価。それ以前の値は GDP デフレーターと輸出・輸入単価指数をもとに最小二乗法により推計。

輸出入単価・数量指数

黒子 (2005)。基礎となる貿易統計は国連 COMTRADE (SITC R1)。指数の作成方法の詳細は黒子(2005)を参照されたい。

名目為替レート

台湾ドルと人民元以外は IMF IFS。台湾は CEIC Asia Database（インターバンク月中平均値）。人民元の対ドル公式レートは IMF IFS。1993 年以前の外貨調整センターでの取引レートは中国金融年鑑および *China Economic News*。既存文献に倣い、1994 年以前の人民元の対ドルレートの変化率は公式レートと外貨調整センターレートの変化率を 1:4 の比率で加重平均した。

実質実効為替レート

定義は(2)式の通り。通貨ウェイト $\omega_{j,t}$ の計算式は

$$(10) \quad \omega_{j,t} \equiv (1/2)\omega_{j,t-1}^* + (1/3)\omega_{j,t-2}^* + (1/2)\omega_{j,t-3}^*$$

$$(11) \quad \omega_{j,t}^* \equiv \frac{X_{ij,t} + X_{ji,t}}{\sum_j X_{ij,t} + X_{ji,t}}$$

(11)式の $X_{ij,t}$ は t 年の i 国から j 国への輸出総額を表している。いずれの国を i とした場合でも自国以外の外国 j の集合は同一とし、以下の 26 カ国（25 地域）を対象とした。オーストラリア、オーストリア、ベルギー＋ルクセンブルグ、カナダ、中国、フランス、ドイツ、香港、インドネシア、アイルランド、イタリア、日本、韓国、マレーシア、メキシコ、オランダ、フィリピン、シンガポール、スペイン、スウェーデン、スイス、台湾、タイ、英国、米国。貿易シェアは WTD により計算した。

外国需要

以下の算式にもとづいて作成した（外国 j の集合は実効為替レートの場合と同じ）。

$$(12) \quad \Delta f_{i,t} \equiv \sum_j v_{j,t} \Delta y_{i,t}$$

$$(13) \quad v_{j,t} \equiv (1/2)v_{j,t-1}^* + (1/3)v_{j,t-2}^* + (1/2)v_{j,t-3}^*$$

$$(14) \quad v_{j,t}^* \equiv \frac{X_{ij,t}}{\sum_j X_{ij,t}}$$

（注 1）近年では電子産業と関連した概念として「情報通信技術産業」（Information and Communication Technologies Industry、ICT 産業）という用語が使われることも多く、OECD も電子産業にソフトウェアや通信サービス産業などを加えた ICT 産業全体の動向をモニターしている。

（注 2）過去 20 年間の世界の半導体出荷額と世界全体の実質 GDP 成長率の相関係数は 0.172（1985-1994）および 0.662（1995-2004）、米国の電子製品受注額と米国の実質 GDP 成長率の相関係数は 0.417（1985-1994）および 0.739（1995-2004）であった。また、過去 20 年間の各系列の対前年成長率の標準偏差は 17.6%（半導体出荷額）、9.7%（米国電子製品受注額）、0.9%（世界の実質 GDP）および 1.3%（米国の実質 GDP）であった。

（注 3）図 1 の世界全体の半導体出荷額には各国内の取引分も含まれているため、その成長率は図 2 中の貿易総額の変化率とは一致しない。また、図 2 の価格の変化率は輸出国の輸出金額の成長率から輸出数量の成長率を引いた値であり、構成品目の変化や品質向上などは考慮されていない。

（注 4）半導体デバイスにはディスクリート（個別半導体）、ロジック IC、アナログ IC、メモリーなど様々な種類があり、品目によって製品の世代交代のスピードや価格変動の大きさは異なっている。また、半導体やその他の電子部品と比べると最終財の価格変動はかなり緩慢である。しかし、最終財の中で販売金額の大きいパソコンや携帯電話などでは製品単価に占める半導体のコストが 20-40% に上っており、半導体産業の技術革新や価格変動は川下の完成品企業の収益性や価格設定にも大きな影響を与えている（泉谷 2004）。

（注 5）米国等において IT ブームがピークに達した 2000 年には半導体の貿易価格は 19.6% 上昇しており、この条件に近い上昇率になっている。

（注 6）国際市場におけるメモリー半導体の価格は 1995 年後半から 1996 年にかけて取引数量が堅調であったにもかかわらず暴落した（図 2）。その背景には韓国企業の野

心的な生産能力増強投資とそれによる国際的な供給過剰があったといわれている (World Bank 2000, Chapter 3)。

(注 7) この問題に関する既存文献のアプローチ方法はさまざまであり、以下で検討する文献のように中国や他のアジア諸国の輸出入関数の分析にもとづくもの、一般均衡モデルのシミュレーションによるもの (IMF 2004; Ianchovichina and Walmsley 2005)、中国と他のアジア諸国の輸出品目の構成や取引価格を詳細に比較したもの (Schott 2004; 関 2002) などが挙げられる。

(注 8) 米国など第三国の景気変動が両者の輸出パフォーマンスの相関の主因だとすると、(1)式の Δx_{it} と Δf_{it} 、 $\Delta x_{CHN,t}$ は強く相関するはずであり、 δ_i の推計値が有意に正であっても $\Delta x_{CHN,t}$ を被説明変数の本源的な決定要因と解釈できるかどうかは明らかでない。

(注 9) たとえば、白井 (2004)やEichengreen et al. (2004)。

(注 10) 製造業の PPI が得られない国については農産品やサービス財を含む PPI ないし卸売物価指数 (Wholesale Price Index、可能な限り輸出財に近い産業を代表するもの) によって代用した。

(注 11) 上記の方法により計算された 1998 年の韓国とインドネシアの $\Delta x_{i,t}$ の値は 0.322 と 1.526 (すなわち 32.2%と 152.6%の増加) であり、CPI をデフレーターに用いた場合には 0.370 と 1.751 となる。これらの値が現実の輸出数量増加率からかけ離れていることは図 3 や既存研究の結果からも明らかである (Barth and Dinmore 1999)。

(注 12) 本節と次節の回帰分析において用いられる説明変数と非説明変数はいずれも対数値の一階階差の形をとっている。これらの変数について標準的な拡張ディッキー・フラーテスト (Augmented Dickey-Fuller Test) を行ったら、いずれも 5%ないしそれ以下の水準で単位根の存在が棄却された。

(注 13) Ahearne らと同じ 1981 年以降のデータを用いた推計も行ったが、大まかな結果は以下に示すものと同じであった。

(注 14) 煩瑣を避けるため、表 4 には $\Delta x_{CHN,t}$ 以外の変数のラグ項を含む推計の結果は示していない。他のラグ項を含めた推計も検討したが、これらの項の係数はいずれも統計的に有意でないか予想と反する符号を示した。

(注 15) Δelc_i の係数の推計値は Δf_{it} の係数のそれに比べて小さいものの、推計期間中の Δelc_i の標準偏差が 0.173 であるのに対し、 Δf_{it} のそれは 0.012-0.014 である。

(注 16) 米国の電子製品受注の変動幅は世界の半導体出荷額のそれに比べて小さいため、二乗項を含む推計結果は省略した。ほとんどのケースでは二乗項は統計的に有意でなかった。

(注 17) 黒子(2005)の香港の輸出単価・数量指数は再輸出を含む輸出を対象として作成されているため、新たに自地域輸出 (domestic exports) のみを対象とした指数の作成を依頼した。

(注 18) 図 5 下段を見ると、中国においては直近の数年間以外は電子産業サイクルが $\Delta PPI - \Delta e$ と $\Delta [IDE - CLFI]$ の乖離に明瞭な影響を与えているようには思われない。1990 年代前半に両者が大きく乖離した理由としては、1994 年まで二重為替相場制度と外貨留保制度によって輸出企業の名目販売価額と実質的な販売単価に乖離が生じていたこと (Mehran et al. 1996)、1993 年頃まで国内取引に価格統制が残されており、国内市場と輸出市場の価格裁定が働きにくい環境にあったと思われること (Prasad 2004) などが挙げられる。

(注 19) ウェイトには $t-1$ 年の 9 カ国全体の名目ドル建て GDP に占める各国のシェアが用いられている。

(注 20) ただしフィリピンと他の EA8 の景気変動の連動性はやや低い。これは同国において 1990 年代初頭まで国内の政治不安や自然災害、マクロ経済政策の失敗などが頻発したことを反映したものと思われる (de Dios and Hutchcroft 2003)

(注 21) 比較の便のために、ここでは円ドルレートは円の増価が数値の上昇を示すようにプロットした。

(注 22) Kumakura (2005c) は標準的な DSSA (Dynamic Shift Share Analysis) の手法に一定の修正を施し、通貨危機前後のアジア諸国の輸出成長率の要因分析を行っている。その結果によれば、1996 年の EA 諸国の輸出増加率の落ち込みは基本的に需要要因だけで説明可能であり、供給側の要因はほとんど説明力を示していない。

(注 23) McKinnon and Schnabl (2003) も EA8 や個々のアジア諸国の実質 GDP 成長率を説明変数とする推計も行っている。ただし、彼らの推計では為替レートのみを説明変数とする回帰式と外国の実質 GDP 成長率のみを説明変数とする回帰式が別個に推計されており、推計結果の解釈が困難である。

(注 24) なお、図 6 中の円ドルレートとわれわれの電子産業サイクル変数は関連しているように見受けられるものの、1985 年や 2000 年のように前者にほとんど変化がないにも関わらず後者が大きく変動している年もある。したがって、両者の間に何らかの因果性が存在しているとしても、それぞれの変動には固有の要因も作用しているように思われる。

(注 25) さらに、円安によって価格競争力をつけた日本企業が輸出攻勢を行い、結果としてドルベースの電子製品の国際価格そのものに下方圧力がかかることも考えられないわけではない。しかし図 2 と図 6 を比較すると分かるように、半導体の国際価格と円ドルレートの相関度は低く、しかも前者の振幅は後者のそれに比べてかなり大きい。したがって、上記のような効果は仮に存在していても限定的だと思われる。

(注 26) アジア諸国における直接投資のより詳細な分析は熊倉(2006)を参照。

(注 27) Kumakura (2005c) は 1992 年以降の半年ベースのデータを用いて EA8 カ国の実質成長率の回帰分析を行っている。その結果を見ると、インドネシアやフィリピンにおいては電子産業サイクルの影響が他の国々に比べてかなり小さく、推計式全体の

説明力も小さくなっている。

(注 28) Kumakura (2005a)は輸出品目構成や第三国における輸出競争を考慮した実質実効為替レート指数を作成している。

(注 29) シンガポールなどではかねてから国内産業の電子製品への過度の集中を是正する試みが行われており、医薬品や一部のサービス産業などにおいてその成果が現れつつある (Monetary Authority of Singapore 2005)。しかし、シンガポールやマレーシアなどでは輸出に占める電子製品比率が高い上に輸出依存度そのものがきわめて高く、近い将来に国内景気が国際電子製品市場の動向と独立に決定するようになる可能性は低いと思われる。

(注 30) 伝統的に世界全体の半導体出荷額には欧米のクリスマス商戦前の 9 月から 12 月にかけてピークを迎え、1 月から 2 月にかけて大きく低下するという季節性が認められていた。しかし近年では中国の電子製品市場の急拡大を反映して、旧正月の需要を控えた 1 月の販売高の落ち込みが小さくなる傾向が認められている (泉谷 2004)。

【参考文献】

- [1] 泉谷 渉 (2004) 『図解半導体業界ハンドブック』 東洋経済新報社
- [2] 関志雄 (2002) 「中国の台頭と IT 革命の進行で雁行形態は崩れたかー米国市場における中国製品の競争力による検証ー」 RIETI ディスカッションペーパーシリーズ No. 02-J-006
- [3] 熊倉正修 (2006) 「国際電子製品市場のダイナミックスとアジア諸国経済の相互依存関係 (補論)」 著者ホームページよりダウンロード可能 (<http://www17.ocn.ne.jp/~kumakura/papers/papers-J.html>)
- [4] 黒子正人 (2005) 「SITC-R1 により接続された国連貿易統計に基づく貿易指数の作成」 野田容助編『東アジア諸国・地域の貿易指数ー作成から応用までの基礎的課題ー』 アジア経済研究所
- [5] 白井早百合 (2004) 『円と人民元』 日本経済新聞社
- [6] Ahearne, Alan, G., John G. Fernald, Prakash Loundani and John W. Schindler. 2003. "China and emerging Asia: comrades or competitors?" Federal Bank of Chicago Working Paper No. 2003-27.
- [7] Barth, M., and T. Dinmore. 1999. "Trade prices and volumes in East Asia through the crisis". Board of Governors of the Federal Reserve Systems International Financial Discussion Paper No. 643.
- [8] Corsetti, G., P. Pesenti and N. Roubini. 1999. "What caused the Asian currency and financial crisis?" Japan and the World Economy 11: 305-373.
- [9] Cutler J., K. Chow, C. Chan and U. Lin. 2004. "Intra-regional trade and the role of

Mainland China”. Hong Kong Monetary Authority Quarterly Bulletin No.41 (December 2004) pp.5-24.

[10] de Dios, E. S., and P. D. Hutchcroft. 2003. “Political Economy”. In A. M. Balisacan and H. Hill (eds.), *The Philippine Economy: Development, Politics, and Challenges*. New York, NY: Oxford University Press.

[11] Doraisami, A. 2004. “Trade cause of the Asian crisis: the Malaysian experience”. *The World Economy* 27: 715-695.

[12] Eichengreen, B., Y.-S. Rhee and H. Tong. 2004. “The impact of China on the exports of other Asian countries”. Paper present to the KIEP/Claremont conference on East Asian regionalism, Seoul, August 26-27, 2004.

[13] Genberg, H., R. McCauley, Y.-C. Park and A. Persaud. 2005. *Official Reserves and Currency Management in Asia: Myth, Reality and the Future*. Geneva, Switzerland and London, UK: International Center for Monetary and Banking Studies and Center for Economic Policy Research.

[14] Hayase, Y. 2002. *Statistics for Trade and Foreign Direct Investment in the APEC Member Countries*. Chiba, Japan: APEC Study Center, IDE-JETRO.

[15] Ianchovichina, E., and Terrie Walmsley. 2005. “Impact of China’s WTO accession on East Asia”. *Contemporary Economic Policy*. 23: 261-277.

[16] International Monetary Fund. 2004. “China’s emergence and its impact on the global economy”. *World Economic Outlook* 2004 (April). 82-102.

[17] Ito, T., E. Ogawa and Y. N. Sasaki. 1998. “How did the dollar peg fail in Asia?”. *Journal of the Japanese and International Economies*. 12: 256-304.

[18] Kawai, M. 2005. “East Asian economic regionalism: progress and challenges”, *Journal of Asian Economics* 16, 29-55.

[19] Kumakura, M. 2005a. “Trade competitiveness and real exchange rates”. In H. Mitsuo (ed.), *New Developments of the Exchange Rate Regimes in Developing Countries*. Hampshire, UK and New York, NY: Palgrave Macmillan (forthcoming).

[20] Kumakura, M. 2005b. “Trade and business cycle correlations in Asia-Pacific”, IDE Discussion Paper No. 44, IDE-JETRO.

[21] Kumakura, M. 2005c. “Fluctuations in the yen/dollar exchange rate, East Asian business cycles, and Asian financial crisis”. In H. Mitsuo (ed.), *New Developments of the Exchange Rate Regimes in Developing Countries*. Hampshire, UK and New York, NY: Palgrave Macmillan (forthcoming).

[22] Kumakura, M. 2005d. “Are fluctuations in the yen/dollar exchange rate really responsible for East Asia’s export and business cycles?”. *The World Economy* 28: 1509-1537.

[23] Kumakura, M. 2005e. “Exchange rate regimes in Asia: Dispelling the myth of soft

dollar pegs". *Journal of the Asia Pacific Economy* 10: 70-95.

[24] Kwan, C. H. 2001. *Yen Bloc: Toward Economic Integration in Asia*. Washington DC: Brookings Institutions Press.

[25] McKinnon, R. 2005. *Exchange Rates under the East Asian Dollar Standard: Living with Conflicted Virtue* Cambridge, MA: MIT Press.

[26] McKinnon, R., and G. Schnabl. 2003. "Synchronized business cycles in East Asia and fluctuations in the yen/dollar exchange rate". *The World Economy* 26:1067-88.

[27] Mehran, H., M. Quintyn, T. Nordman, and B. Laurens. 1996. "Monetary and exchange system reforms in China: An experiment in gradualism". IMF Occasional Paper No.141.

[28] Monetary Authority of Singapore. 2005. *Macroeconomic Review* 4 (1), April 2005.

[29] Ng, F., and A. Yeats. 2003. "Major trade trends in East Asia". World Bank Policy Research Working Paper No. 3084.

[30] Prasad, E. 2004. "China's growth and integration into the world economy". IMF Occasional Paper No. 232.

[31] Schott, P. 2004. "The relative similarity of China's exports to the United States vis-à-vis other U.S. trading partners". Unpublished manuscript.

[32] World Bank. 2000. *East Asia: Recovery and Beyond*. Washington, DC: World Bank.

[33] Zebregs, H. 2004. "Intraregional trade in emerging Asia". IMF Policy Discussion Paper No. PDP/04/1.

