

「新しい開放マクロ経済学」に基づく金融政策の国際波及効果*

——ドル建て取引を仮定した日米 ANIES 3 ヶ国モデルによる分析——

道 和 孝 治 郎

現在、企業の貿易に対する契約通貨として、主に米ドルが世界で使用されている。特に、我が国とアジア NIES (ANIES) といった 2 国間においても、第 3 国通貨である米ドルが主要取引通貨として使用されている。本稿は、こうした現状を踏まえて、ドル建て取引に基づいて輸出取引を行うと、金融政策の国際波及効果がどのように修正されるかを分析するために、近年著しく発展している「新しい開放マクロ経済学 (New Open Economy Macroeconomics)」をフレームワークとして用いて分析した。解析的分析と数値解析に基づけば、世界が日本・ANIES・アメリカで構成されると仮定するとき、ANIES の生産や経常収支に及ぼす日本の金融政策の効果が弱められることが示された。一方で、経済厚生に関しては、日本の金融政策が ANIES に対して、僅かながらも「近隣窮乏化効果」をもつことを数値解析を行うことで明らかにされた。本稿は、3 ヶ国・ドル建て取引という仮定の下で、出来る限り解析的・解釈可能な分析を行い、新たな知見を得ようと試みている。

1. はじめに

本稿では、近年著しく発展してきた「新しい開放マクロ経済学 (New Open Economy Macroeconomics)」(以下、NOEM) のフレームワークを修正し、日本の金融政策がアジア NIES (以下、ANIES) に及ぼす影響を分析するために、分析可能なフレームワークを提示してモデルを展開する。Obstfeld and Rogoff (1995; 以下、O-R モデル) 以来、これまで NOEM のフレームワークをベースとして「金融政策の国際波及効果」に関する多くの研究が行われてきた。これらの研究を企業の価格設定行動に関して大別すると次の 2 つに分けられる。1 つめは、企業が自国販売価格を外貨換算して輸出価格を決定する価格設定方法 (Producer's Currency Pricing: PCP) を取り入れたアプローチであり、この代表的なモデルとしては、上述の O-R モデル、Tille (2001) 等が挙げられる。O-R モデルは、この仮定を用いることで、自国もしくは外国のどちらで金融政策が行われても、両国で同一分だけ経済厚生が改善することを導いた。一方で、Tille (2001) は、自国財と外国財の間の代替の弾力性が同一であるという O-R モデル

で用いられた仮定を緩めて、金融政策の国際波及効果がどのように修正されるかを分析した。その結果、O-R モデルと異なり、自国財と外国財の間の代替の弾力性の大きさにより、自国の金融政策が「自己窮乏化効果」、もしくは「近隣窮乏化効果」をもつことを導いた。

以上で示したモデルは、NOEM が国際マクロ経済学の分野で主流となる以前の研究 (マンデル・フレミングモデル等) と比較すると、ミクロ的基礎がモデルに取り入れられ、かつ、主体の効用をベースとした厚生分析により厳密な政策評価が行えるようになった点で、優れたフレームワークを提示したものといえる。但し、これらのモデルは、一物一価の法則が必ず成立することを前提として分析したモデルになっている。しかしながら、現実の世界では、現地通貨建てに基づいて価格設定を行う企業が多く存在するという理由から、常に一物一価の法則が成立しているとは言い難い世界になっている。そのため、もう一つのアプローチである企業が現地通貨建てで輸出価格を設定するという価格設定方法 (Local Currency Pricing: LCP) を取り入れたアプローチが、多くの研究者によって研究されるようになった。

企業がLCPに基づいて価格設定を行うことを取り入れたモデルとしては、Betts and Devereux (2000)、大谷(2002)等が挙げられる。Betts and Devereux (2000)は、自国企業と外国企業の価格設定行動を同一とした上で、金融政策の国際波及効果がどのように修正されるかを分析した。一方で、大谷(2002)は、Betts and Devereux (2000)で用いられた仮定は非現実的であるとし、自国企業と外国企業の非対称的な価格設定行動を導入して、金融政策の国際波及効果がどのように修正されるかを分析した。

以上で示したモデルは、企業の相手国通貨建て取引を考慮し、かつ、一物一価の法則が常に成立していない世界を想定している点で、より現実的なモデルを提示して分析したものといえる。しかし、本稿で扱う日本とANIESといった2国間のように、世界の多くの国家間では世界の基軸通貨である米ドルが主に輸出取引で使われている¹²⁾。従って、これらのモデルでは第3国通貨建て取引を取り扱うことができない点で未だ改善余地を残したモデルになっており、それ故、NOEMのフレームワークの中に第3国通貨建て取引を導入して拡張することが重要な課題になっていると考えられる。

そこで本稿では、第3国通貨建て取引を取り扱うために、3国モデルに拡張して分析する。具体的には、世界が日本・ANIES・アメリカの3国で構成されると仮定し、かつ、第3国通貨建て取引という要素を取り入れて、日本の金融政策がANIESに及ぼす影響を一考察として分析することを試みる³⁾。但し、3国モデルを用いた論文として、Corsetti *et al.* (2000)、Shioji (2001, 2004)が先行研究として存在している。Corsetti *et al.* (2000)とShioji (2001)は、世界全体の企業がPCPに基づいて価格設定を行うことを仮定して分析しており、金融政策による3国間の相互的影響を分析するという点では、基本的なモデルを提示して分析したものといえるが、企業が輸出取引に用いる契約通貨という点では、依然改善余地を残したモデルになっている。一方で、Shioji (2004)は、世界が日本・アジア・アメリカの3国で構成されると仮

定し、かつ、企業が貿易に使用する契約通貨の使用比率を厳密にモデルの中に取り入れて、日本の金融政策がアジアに及ぼす影響をより現実的なモデルを用いて分析している。しかし、解析的な分析を行っておらず、経済厚生への影響も検討していないところが本稿との違いである⁴⁾。

本稿では、既に記述したように第3国通貨建て取引という要素を取り入れたモデルを提示して、日本の金融政策がANIESに及ぼす影響を明らかにする。但し、日本の金融政策の国際的波及メカニズムを出来る限り解析的に分析したいため、Shioji (2004)と異なり契約通貨の使用比率をモデルの中に厳密に取り入れずに分析する。即ち、日本・ANIES・アメリカの全ての企業が、輸出財取引に全て米国通貨を用いると仮定して分析する⁵⁾。そして、そのような解析可能、かつ、日本・ANIES・アメリカ間で使用される契約通貨にできるだけ近づけたフレームワークを提示して、従来のPCPによる分析との違いを明らかにすることを本稿の目的とする。

本稿の構成は以下の通りである。第2節でCorsetti *et al.* (2000)のフレームワークに全ての国の企業が契約通貨として米ドルを用いるという要素を取り入れたモデルを展開し、第3節で日本の金融政策の国際的波及メカニズムを解析的分析に基づいて考察する。第4節では、第3節の解析的分析からでは明示的に示すことができなかったANIESの経済厚生への影響を、数値解析を用いて分析する。第5節では結論である。

2. モデル

いま、世界が3ヶ国[A(日本)、B(ANIES)、C(アメリカ)]で構成されるとする。全ての国は、家計、企業、政府の3部門からなる。3国の家計は、0~1までの範囲に連続的に分布し、3国の企業が生産する差別化された財を消費する。各家計は、企業を一つ保有するとし、その企業にのみ労働を供給し、賃金及び利潤を受け取る。各国の家計数をそれぞれ $\gamma_A\gamma_P$ 、 $\gamma_B\gamma_P$ 、 γ_C とする($\gamma_A\gamma_P + \gamma_B\gamma_P(\gamma_A\gamma_P) + \gamma_C = 1$)⁶⁾。財と債券は

国際的に移動可能とする。

次に、各国で生産される財について定義する。各国はそれぞれ A 財、B 財、C 財の生産に特化しており、世界全体で 3 種類の財が生産されている。このとき、今、A 国と B 国ではお互いに代替関係が強い財を生産し、これら 2 国で生産される財と C 国で生産される財の代替関係は小さいものとする⁷⁾。また、各企業はリカード型の生産技術を用いるものとし、1 単位の労働投入 ($L_i^j(z)$) から 1 単位の財 ($Y_i^j(z)$) を生産できると仮定する。

これら諸前提の下で、本稿では、企業の価格設定の違いを次のように設定する。A 国・B 国は、国内財を自国通貨で販売するが、輸出財に関しては C 国通貨建てで販売するものとする。一方で C 国は、国内財・輸出財を問わず C 国通貨建てで販売するものとする。即ち、C 国企業のみ生産国通貨建てで取引を行うものとする (Producer's Currency Pricing: PCP)。

このような世界の下で、B 国、C 国の金融政策を一定としたときに、A 国の金融緩和がどのような波及メカニズムを通じて B 国に影響を与えるかを分析する。

2.1 家計

2.1.1 家計の行動

各国個人は、世界全体の各企業が生産する差別化された財によって集計される消費指数に加え、貨幣保有からも効用を与える。その一方、労働は人々に不効用を与えるものとする。このとき、効用関数は次のように与えられる。

$$U_i^j(x) = \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left[\ln C_{i+s}^j(x) + \chi \ln \left(\frac{M_{i+s}^j(x)}{P_{i+s}^j} \right) - \frac{\eta}{2} (l_{i+s}^j(x))^2 \right] \quad (j = A, B, C) \quad (1)$$

j は A, B, C のいずれかの国、 x は家計を示すインデックス、 $C(x)$ は消費指数、 $M_t(x)$ は t 期末の名目貨幣保有残高、 P は消費者物価指数、 $l(x)$ は労働投入量を表す。 $C(x)$ もしくは P の定式化については下で詳しく述べる。また、 β は主観的割引率で $0 < \beta < 1$ とし、 χ , η は正のパラメータである。

そして、各国消費者 x は次のような予算制約線を持つと仮定する。

$$\begin{aligned} & \frac{E_{i+s}^j B_{i+s+1}^j(x)}{P_{i+s}^j} - \frac{E_{i+s}^j B_{i+s}^j(x)}{P_{i+s}^j} + C_{i+s}^j(x) \\ & + \frac{M_{i+s}^j(x)}{P_{i+s}^j} = i_{i+s} \frac{E_{i+s}^j B_{i+s}^j(x)}{P_{i+s}^j} \\ & + \frac{w_{i+s}^j(x) l_{i+s}^j(x)}{P_{i+s}^j} + \frac{\pi_{i+s}^j}{P_{i+s}^j} + \frac{M_{i+s-1}^j(x)}{P_{i+s}^j} \\ & + \frac{T_{i+s}^j}{P_{i+s}^j} \quad (\text{但し, } E^C = 1) \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $B_{i+s+1}^j(x)$ は $t+s$ 期末に j 国の各家計 x に所有される C 国通貨建ての債券保有額、 i_{i+s} は $t+s-1$ 期から $t+s$ 期にかけての名目金利 (C 国通貨建て)、 $\pi_{i+s}(x)$ は各家計が所有する企業の利潤、 $w_{i+s}^j(x)$ は $t+s$ 期中の名目賃金、 T_{i+s}^j は $t+s$ 期における政府から各個人に対する一括移転、 E_{i+s}^j は $t+s$ 期の C 国通貨 1 単位に対する j 国通貨価格を示した名目為替レートを表す。但し、貨幣は発行された国の経済主体によってのみ保有される。

2.1.2 消費指数

先にも述べたように、本稿の消費指数は差別化された財の集計財として定式化される。その消費指数 $C^j(x)$ は次のような CES 型関数で与えられるものとしよう。

$$C^j(x) = (\gamma_P^{\frac{1}{\rho}} (C_P^j(x))^{\frac{\rho-1}{\rho}} + (1-\gamma_P)^{\frac{1}{\rho}} (C_C^j(x))^{\frac{\rho-1}{\rho}})^{\frac{\rho}{\rho-1}} \quad (3)$$

但し、 $\rho > 0$, $0 < \gamma_P < 1$ である。 $C_P^j(x)$, $C_C^j(x)$ は第 j 国の東アジア地域 (P 地域) 財消費指数と C 国財消費指数を示す。 ρ は、これら 2 つの消費指数の間の代替の弾力性を示し、 γ_P , $1-\gamma_P$ は P 地域、C 国を統合した世界の中での P 地域と C 国のウェイトを示す。

同様に、P 地域財消費指数は次のような CES 型関数で与えられるものとする。

$$C_P^j(x) = (\gamma_A^{\frac{1}{\phi}} (C_A^j(x))^{\frac{\phi-1}{\phi}} + \gamma_B^{\frac{1}{\phi}} (C_B^j(x))^{\frac{\phi-1}{\phi}})^{\frac{\phi}{\phi-1}} \quad (4)$$

$C_A^j(x)$, $C_B^j(x)$ は第 j 国の A 国財消費指数と B 国財消費指数を示し、 ϕ はこれら 2 つの消費指数の間の代替の弾力性、 γ_A , γ_B は P 地域の中での A 国と B 国のウェイトを示す ($\phi > 0$, $\gamma_A = \gamma_B = \frac{1}{2}$)。また、 $C_A^j(x)$, $C_B^j(x)$, $C_C^j(x)$ の

表1. 物価水準

$P_A^A = \left[\frac{1}{\gamma_A \gamma_P} \int_0^{\gamma_{AP}} (p_A^A(z))^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$	$P_B^A = \left[\frac{1}{\gamma_B \gamma_P} \int_{\gamma_{AP}}^{\gamma_P} (E^A Q_{BC}^A(z))^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$
$P_C^A = \left[\frac{1}{1-\gamma_P} \int_{\gamma_P}^1 (E^A P_C^C(z))^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$	$P_A^B = \left[\frac{1}{\gamma_A \gamma_P} \int_0^{\gamma_{AP}} (E^B Q_{AC}^B(z))^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$
$P_B^B = \left[\frac{1}{\gamma_B \gamma_P} \int_{\gamma_{AP}}^{\gamma_P} (p_B^B(z))^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$	$P_C^B = \left[\frac{1}{1-\gamma_P} \int_{\gamma_P}^1 (E^B p_C^C(z))^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$
$P_A^C = \left[\frac{1}{\gamma_A \gamma_P} \int_0^{\gamma_{AP}} (Q_{AC}^C(z))^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$	$P_B^C = \left[\frac{1}{\gamma_B \gamma_P} \int_{\gamma_{AP}}^{\gamma_P} (Q_{BC}^C(z))^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$
$P_C^C = \left[\frac{1}{1-\gamma_P} \int_{\gamma_P}^1 (p_C^C(z))^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}}$	

それぞれは、各国の生産者が供給する多数の個別財から構成されるものとする。

$$C_A^j(x) = \left((\gamma_A \gamma_P)^{-\frac{1}{\theta}} \int_0^{\gamma_{AP}} (C_A^j(z, x))^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (5)$$

$$C_B^j(x) = \left((\gamma_B \gamma_P)^{-\frac{1}{\theta}} \int_{\gamma_{AP}}^{\gamma_P} (C_B^j(z, x))^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (6)$$

$$C_C^j(x) = \left((1-\gamma_P)^{-\frac{1}{\theta}} \int_{\gamma_P}^1 (C_C^j(z, x))^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (7)$$

$C_h^j(z, x)$ ($j, h=A, B, C$) は、 j 国消費者 x による h 国財(第 z 財)消費を示す。 θ は各個別財の間の代替の弾力性を示し、 $\theta > \phi > \rho > 1$ を満たすものとする⁸⁾。

2.1.3 物価指数

j 国における P 地域財物価指数、 C 国財物価指数をそれぞれ P_P^j , P_C^j とし、また j 国における A 国財物価指数、 B 国財物価指数をそれぞれ P_A^j , P_B^j としたとき、 j 国の消費者物価指数と P 地域財物価指数は以下ようになる。

$$P^j = (\gamma_P (P_P^j)^{1-\rho} + (1-\gamma_P) (P_C^j)^{1-\rho})^{\frac{1}{1-\rho}} \quad (8)$$

$$P_P^j = (\gamma_A (P_A^j)^{1-\phi} + \gamma_B (P_B^j)^{1-\phi})^{\frac{1}{1-\phi}} \quad (9)$$

また以下では、PCP 企業・PCP 企業以外が設定する国内販売価格を p , PCP 企業以外が設定する輸出価格を Q で表わそう。具体的には、 j 国の PCP 企業・PCP 企業以外が設定する j 国通貨建ての国内販売価格を $p_j^j(z)$, j 国の PCP 企業以外が設定する a 国への γ 国通貨建て輸出価格を $Q_{\gamma j}^a$ とする。このとき、 C 国の A 国・ B 国向け輸出価格はそれぞれ $E^A p_C^C(z)$, $E^B p_C^C(z)$ となり、 A 国の B 国向け輸出価格と B 国の A 国向け輸出価格はそれぞれ $E^B Q_{AC}^B$,

$E^A Q_{BC}^A$ となる。以上のノーテーションの下で、 A 国財物価指数 P_A^j , B 国財物価指数 P_B^j , C 国財物価指数 P_C^j を示すと表1のようになる。

2.1.4 最適化条件

ここで、各家計は(2)式の予算制約線の下で(1)式の生涯効用を最大化する。均衡水

準で各主体が対称的になることを考慮すれば、

(1)(2)式の家計を表す変数 x を省略して均衡条件を示すことができる。以下の式が家計が満たすべき条件である。

$$\frac{C_{t+1}^j}{C_t^j} = \beta(1+i_{t+1}) \frac{P_t^j/E_t^j}{P_{t+1}^j/E_{t+1}^j} \quad (10)$$

$$\frac{M_t^j}{P_t^j} = \chi C_t^j \frac{(1+i_{t+1})E_{t+1}^j}{(1+i_{t+1})E_{t+1}^j - E_t^j} \quad (11)$$

$$\eta_t^j = \frac{w_t^j}{P_t^j C_t^j} \quad (12)$$

(10)(11)(12)式はそれぞれ消費のオイラー方程式、貨幣需要関数、労働供給関数を示す。上記の最適化条件のうち消費のオイラー方程式は、消費指数 C_t の時間経路が最適になるように家計が最適な行動を取った結果として求められたものであるが、さらに家計は C_t を最大にするような個別財 $C_h^j(z)$ ($j, h=A, B, C$) を割り当てるように行動する。この最適化問題を j 国消費者による C 国財(第 z 財)消費のみ取り出して定式化すると以下ようになる。

$$\text{Max}_{\{C_t^j\}} C^j = (\gamma_P^{\frac{1}{\rho}} (C_P^j)^{\frac{\rho-1}{\rho}} + (1-\gamma_P)^{\frac{1}{\rho}} (C_C^j)^{\frac{\rho-1}{\rho}})^{\frac{\rho}{\rho-1}}$$

$$\text{s.t. } P^j C^j = P_P^j C_P^j + P_C^j C_C^j$$

$$\text{Max}_{\{C_t^j(z)\}} C_C^j = \left((1-\gamma_P)^{-\frac{1}{\theta}} \int_{\gamma_P}^1 C_C^j(z)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

$$\text{s.t. } P_C^j C_C^j = \int_{\gamma_P}^1 p_C^j(z) C_C^j(z) dz$$

この式で示されたような最適化問題を解くことで、各国家計の各 z 財に対する個別財需要を導出することができ、各国全体でみた h 国財(第 z 財)需要を示す $Y_h^j(z)$ ($j, h=A, B, C$) を表2のように示すことができる⁹⁾。

表 2. 需要関数

$$Y^A(z) \equiv Y_A^A(z) + Y_B^A(z) + Y_C^A(z)$$

$$Y^B(z) \equiv Y_A^B(z) + Y_B^B(z) + Y_C^B(z)$$

$$Y^C(z) \equiv Y_A^C(z) + Y_B^C(z) + Y_C^C(z)$$

$$Y^P(z) \equiv \gamma_A Y^A(z) + \gamma_B Y^B(z)$$

但し、

$$Y_A^A(z) = \left(\frac{p_A^A(z)}{P_A^A} \right)^{-\theta} \left(\frac{P_A^A}{P^A} \right)^{-\phi} \left(\frac{P_P^A}{P^A} \right)^{-\rho} \gamma_A \gamma_P C^A$$

$$Y_B^A(z) = \left(\frac{E^B Q_{AC}^B(z)}{P_A^B} \right)^{-\theta} \left(\frac{P_A^B}{P^B} \right)^{-\phi} \left(\frac{P_P^B}{P^B} \right)^{-\rho} \gamma_B \gamma_P C^B$$

$$Y_C^A(z) = \left(\frac{Q_{AC}^C(z)}{P_A^C} \right)^{-\theta} \left(\frac{P_A^C}{P^C} \right)^{-\phi} \left(\frac{P_P^C}{P^C} \right)^{-\rho} (1 - \gamma_P) C^C$$

$$Y_A^B(z) = \left(\frac{E^A Q_{BC}^A(z)}{P_B^A} \right)^{-\theta} \left(\frac{P_B^A}{P^A} \right)^{-\phi} \left(\frac{P_P^A}{P^A} \right)^{-\rho} \gamma_A \gamma_P C^A$$

$$Y_B^B(z) = \left(\frac{p_B^B(z)}{P_B^B} \right)^{-\theta} \left(\frac{P_B^B}{P^B} \right)^{-\phi} \left(\frac{P_P^B}{P^B} \right)^{-\rho} \gamma_B \gamma_P C^B$$

$$Y_C^B(z) = \left(\frac{Q_{BC}^C(z)}{P_B^C} \right)^{-\theta} \left(\frac{P_B^C}{P^C} \right)^{-\phi} \left(\frac{P_P^C}{P^C} \right)^{-\rho} (1 - \gamma_P) C^C$$

$$Y_A^C(z) = \left(\frac{E^A p_C^A(z)}{P_A^C} \right)^{-\theta} \left(\frac{P_A^C}{P^A} \right)^{-\phi} \gamma_A \gamma_P C^A$$

$$Y_B^C(z) = \left(\frac{E^B p_C^B(z)}{P_B^C} \right)^{-\theta} \left(\frac{P_B^C}{P^B} \right)^{-\phi} \gamma_B \gamma_P C^B$$

$$Y_C^C(z) = \left(\frac{p_C^C(z)}{P_C^C} \right)^{-\theta} \left(\frac{P_C^C}{P^C} \right)^{-\phi} (1 - \gamma_P) C^C$$

2.2 企業

差別化された財を生産する企業は労働のみを用いて財を生産する。このとき、価格が伸縮的な世界では、A・B国のように企業が輸出価格と国内価格を差別的に提示する場合であっても、企業がPCPに基づいて価格設定を行うC国と同様に、企業は限界費用 w_t^i に利潤 $\theta/(\theta-1)$ のマークアップ率で上乗せし、価格を設定する¹⁰⁾。

$$\begin{aligned} p_{A,t}^A(z) &= E_t^A Q_{AC,t}^B(z) = E_t^A Q_{AC,t}^C(z) \\ &= \frac{\theta}{\theta-1} w_t^A \end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} E_t^B Q_{BC,t}^A(z) &= p_{B,t}^B(z) = E_t^B Q_{BC,t}^C(z) \\ &= \frac{\theta}{\theta-1} w_t^B \end{aligned} \quad (14)$$

$$p_{C,t}^C(z) = \frac{\theta}{\theta-1} w_t^C \quad (15)$$

2.3 政府

政府は、貨幣発行増による貨幣発行収益を全て自国民に移転するものと仮定する。従って、以下の予算制約式に従う。

$$M_t^i - M_{t-1}^i - T_t^i = 0 \quad (16)$$

2.4 市場均衡条件

本節では、市場均衡条件を求める。このモデルでは、各国の貨幣市場に加えて、財市場・労働市場・国際資本市場が存在する。これらの市場均衡条件を示すと以下ようになる。

$$L_t^j = Y_{A,t}^j + Y_{B,t}^j + Y_{C,t}^j \quad (17)$$

$$l_t^j = L_t^j \quad (18)$$

$$\gamma_A \gamma_P B_t^A + \gamma_B \gamma_P B_t^B + (1 - \gamma_P) B_t^C = 0 \quad (19)$$

(17)式は、生産関数 $Y_t^j = L_t^j$ を用いて j 国の財市場均衡式を修正したものであり、自国の生産が自国と他国での支出合計に等しいことを意味している。(18)式は、各国の労働市場均衡式を示している。最後に(19)式は、国際資本市場の均衡条件を示しており、各国の債権債務状態は互いに相殺されるので常に均衡する結果を示している¹¹⁾。

ここで消費者の予算制約式、政府の予算制約式、企業利潤を合計することで各国の一国全体の予算制約式を得る。

$$\begin{aligned} \frac{E_t^A (B_{t+1}^A - B_t^A)}{P_t^A} + C_t^A &= \frac{i_t E_t^A B_t^A}{P_t^A} \\ &+ \frac{(p_{A,t}^A Y_{A,t}^A + E_t^A Q_{AC,t}^B Y_{B,t}^A + E_t^A Q_{AC,t}^C Y_{C,t}^A)}{P_t^A} \end{aligned} \quad (20)$$

$$\begin{aligned} \frac{E_t^B (B_{t+1}^B - B_t^B)}{P_t^B} + C_t^B &= \frac{i_t E_t^B B_t^B}{P_t^B} \\ &+ \frac{(E_t^B Q_{BC,t}^A Y_{A,t}^B + p_{B,t}^B Y_{B,t}^B + E_t^B Q_{BC,t}^C Y_{C,t}^B)}{P_t^B} \end{aligned} \quad (21)$$

$$\begin{aligned} \frac{B_{t+1}^C - B_t^C}{P_t^C} + C_t^C &= \frac{i_t B_t^C}{P_t^C} \\ &+ \frac{p_{C,t}^C}{P_t^C} (Y_{A,t}^C + Y_{B,t}^C + Y_{C,t}^C) \end{aligned} \quad (22)$$

以上で求めた式を考慮すると、モデルにおける動学体系は物価水準定義式(8)、家計の最適化条件(10)(11)(12)、企業の最適化条件(13)(14)(15)、財市場均衡式(17)、国際収支均衡式を示す一国全体の予算制約式(20)(21)(22)と生産関数で表わせる¹²⁾。

2.5 分析手法と経済動学

前節のような経済の動学体系に基づいて、モデルを解析的に解くことは難しい。そのため以下では、金融緩和が行われておらず対外純資産がゼロ ($M^j=0, B^j=0, j=A, B, C$) の対称な定常状態を初期状態として仮定する。そして、

A 国で一回限りの予期せざる永続的な金融緩和 ($\hat{M}^A = \hat{M}^A$) が行われた時の、初期状態の近傍における経済変動を分析する。

このような初期状態では、価格設定方法の区別を問わず 3 国全ての企業が同じ価格を設定する。さらに、初期状態では価格が伸縮的なため A・B 国の企業が C 国通貨建てで輸出価格を設定しても国内販売財と輸出財の間で必ず一物一価の法則が成立する。企業は t 期における価格を一期前 ($t-1$ 期) に設定し、 t 期中に予期せざる金融緩和が行われても一期間は価格変更を行わず、 $t+1$ 期に最適な価格水準に調整する。さらに、 $t+1$ 期以降、経済は新しい定常状態に到達し、新たなショックが起こらないものとする。ここで以下では、価格変更が行われない t 期を「短期」、 $t+1$ 期以降を「長期」とする¹³⁾。

分析手法に関しては、Obstfeld and Rogoff (1995) に従い、初期状態の近傍で対数線形近似を行って、各変数を初期値からの乖離で示す。具体的には、変数 X の長期における初期値からの乖離を $\hat{X}$ 、短期における乖離を $\bar{X}$ とする ($\bar{X} = \frac{X_t - X_0}{X_0}$, $\hat{X} = \frac{X_{t+1} - X_0}{X_0}$)¹⁴⁾¹⁵⁾。分析に関しては、3 国モデルを「A 国と B 国」「P 地域と C 国」の 2 国モデルに修正して行う。A・B 国間で成立する短期・長期の関係式のみを示すと以下のようなになる。

$$\hat{M}^A - (\hat{P}^A - \hat{P}^B) = \hat{C}^A - \hat{C}^B \quad (23)$$

$$\begin{aligned} \hat{Y}^A - \hat{Y}^B &= -\phi(\hat{P}_A^W - \hat{P}_B^W) \\ &= -\phi[(\hat{P}_A^A - \hat{P}_B^B) - (\hat{P}^A - \hat{P}^B)] \quad (24) \end{aligned}$$

$$\hat{P}^A - \hat{P}^B = \hat{E}^A - \hat{E}^B \quad (25)$$

$$\begin{aligned} \frac{1-\beta}{\beta}(\hat{B}^A - \hat{B}^B) &= -(\hat{Y}^A - \hat{Y}^B) + (\hat{C}^A - \hat{C}^B) \\ &\quad - (\hat{P}_A^W - \hat{P}_B^W) \quad (26) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{Y}^A - \hat{Y}^B &= \hat{P}_A^A - \hat{P}_B^B - (\hat{P}^A - \hat{P}^B) \\ &\quad - (\hat{C}^A - \hat{C}^B) \quad (27) \end{aligned}$$

$$\hat{Y}^A - \hat{Y}^B = -\phi(\hat{P}_A^W - \hat{P}_B^W) \quad (28)$$

$$\begin{aligned} \hat{B}^A - \hat{B}^B &= \hat{Y}^A - \hat{Y}^B - (\hat{C}^A - \hat{C}^B) \\ &\quad + (\hat{P}_A^W - \hat{P}_B^W) \quad (29) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{M}^A - (\hat{P}^A - \hat{P}^B) &= \hat{C}^A - \hat{C}^B - \frac{1}{i_0}[(\hat{E}^A - \hat{E}^B) \\ &\quad - (\hat{E}^A - \hat{E}^B)] \quad (30) \end{aligned}$$

$$\hat{C}^A - \hat{C}^B = \hat{C}^A - \hat{C}^B - (\hat{P}^A - \hat{P}^B) + (\hat{P}^A - \hat{P}^B)$$

$$(31)$$

$$\hat{P}_A^W - \hat{P}_B^W = -\gamma_A \gamma_P (\hat{E}^A - \hat{E}^B) \quad (32)$$

$$\hat{P}^A - \hat{P}^B = (1 - \gamma_A \gamma_P) (\hat{E}^A - \hat{E}^B) \quad (33)$$

(23)―(27)は長期の条件式を、(28)―(33)は短期の条件式を示している。(23)(30)は貨幣市場均衡を、(24)(28)は財市場均衡を、(26)(29)は国際収支均衡を、(25)は購買力平価を、(27)は労働供給関数を、(31)は消費のオイラー方程式を、(32)は現地通貨建て輸出価格を、(33)は消費者物価指数をそれぞれ対数線形近似して示したものである¹⁶⁾。

3. 金融政策の波及効果

本節では、為替レート・生産・消費・経常収支といった各内生変数が、価格設定に使用する通貨をドルに変えることで A 国の金融緩和によりどのように変化するかを説明する。その際、先にも述べたように、2 国モデルの形式で分析する。B 国の各マクロ変数への影響を分析しない理由は、B 国の各マクロ変数に及ぼす影響が 2 国の差に及ぼす影響を分析することである程度説明できるからである¹⁷⁾。また、2 国の差を分析することで、PCP とドル建て取引の間の波及メカニズムの違いを容易に比較することができる。従って、以下では、各マクロ変数の差に焦点を当てて分析し、その上で、B 国のマクロ変数への解釈を試みる。但し、為替レートに関しては、B 国に関する為替レートへの影響を議論するというよりもドル建て取引を導入することで明らかにされた為替レート変動の特徴を説明する。

3.1 為替レートへの影響

まず、A 国の金融緩和が為替レートに及ぼす影響を分析する。前節における (23)―(33) とそれに対応する大国同士の方程式を用いれば、解析解は以下のように求められる¹⁸⁾¹⁹⁾。

● 本稿のケース

$$\hat{E}^A - \hat{E}^B = \hat{E}^A - \hat{E}^B = \Gamma(\phi) \hat{M}^A > 0$$

$$\hat{E}^P = \hat{E}^P = \gamma_A \Gamma(\rho) \hat{M}^A > 0 \quad (34)$$

● PCP のケース

$$\begin{aligned}\hat{E}^A - \hat{E}^B &= \hat{\bar{E}}^A - \hat{\bar{E}}^B = \Lambda(\psi) \hat{M}^A > 0 \\ \hat{E}^P &= \hat{\bar{E}}^P = \gamma_A \Lambda(\rho) \hat{M}^A > 0\end{aligned}\quad (35)$$

(34)(35)式に基づけば、PCPと本稿の両ケースにおいて、B国通貨に対するA国通貨の為替レートの変化率($\hat{E}^A - \hat{E}^B$)とC国通貨に対するP地域通貨の為替レートの変化率($\hat{E}^P$)がともに正になる、即ち、両為替レートが共に減価する結果が得られる²⁰⁾。特に、A国の金融緩和により $\hat{E}^A - \hat{E}^B$ が正になることは、Obstfeld and Rogoff(1995)を初めとするNOEMの一連の文献と同じように、貨幣市場における $\hat{E}^A - \hat{E}^B$ と2国の差でみた消費の伸び率($\hat{C}^A - \hat{C}^B$)の関係式(以下、MM曲線)と財市場における $\hat{E}^A - \hat{E}^B$ と $\hat{C}^A - \hat{C}^B$ の関係式(以下、GG曲線)を用いると示すことができる²¹⁾。それゆえ、為替レートが減価するメカニズムに関してはNOEMの先行研究に委ねるとし、ここでは、ドル建て取引を導入することで明らかにされた為替レート変動の特徴を、B国通貨に対するA国通貨の為替レートの変化率($\hat{E}^A - \hat{E}^B$)にのみ焦点を当てて説明する。

まず、B国通貨に対するA国通貨の為替レートが、PCPよりも大きく減価する結果が得られる。というのも、ドル建て取引の導入は為替レートパススルーを低下させ、為替レートパススルーの低下が消費者物価へのパススルーを弱めるからである。より詳しくいうと次の通りである。まず、MM曲線に基づく、A国で金融緩和が発動されるとA国家計の手元流動性が消費者物価へのパススルーが弱まることからPCPよりも増大し、A国家計の手元流動性がPCPよりも増大すると、A国家計の消費需要がPCPよりも高まる。A国家計の消費需要がPCPよりも高まると、GG曲線に基づいて、B国通貨に対するA国通貨の為替レートの減価率がPCPよりも高まるのである。

次に、ドル建て取引を導入すると $\hat{E}^A - \hat{E}^B$ が経済規模にも依存して変動するという特徴が得られる。為替レート減価率が経済規模にも依存してどの程度高まるかに関しては既に大谷(2002)で分析されているが、同じ点を3国モデ

ルで示し、新たなインプリケーションを付け加えたところが本稿の貢献である。それを説明するために、まず、A国の金融緩和に伴うB国通貨に対するA国通貨の為替レートの変動 $\partial(\hat{E}^A - \hat{E}^B)/\partial \hat{M}^A$ をA国(B国)の経済規模 $\gamma_A \gamma_P$ で微分すると以下の式を得る。

$$\frac{d(\partial(\hat{E}^A - \hat{E}^B)/\partial \hat{M}^A)}{d(\gamma_A \gamma_P)} = \frac{J(\psi)}{(J(\psi) - \gamma_A \gamma_P)^2} \quad (36)$$

(36)式より、A国(B国)の経済規模が低下するほど、A国の金融緩和に伴うB国通貨に対するA国通貨の為替レートの変動が大きくなることがわかる。この結果に対する説明は、以下の2つを挙げることができる。第1に、A国の経済規模が低下するほど需要シフトの対象であるA国財の種類が減少する。A国財の種類が減少すると、ある一定の財の需要シフトを喚起するために、為替レートの大幅な減価が必要になる。第2に、B国の経済規模が低下するほど需要シフトの元であるB国財の種類が減少する。B国財の種類が減少すると、ある一定の財の需要シフトを喚起するために、為替レートの大幅な減価が必要になる。2番目の点を新たに付け加えたところが、本稿の貢献になっている。

さらに、ドル建て取引を導入することで得られた新たな知見ではないが、為替レートの減価率を「A国(もしくはB国)とC国」という視点で分析すると、C国通貨に対するA国通貨、B国通貨の為替レートの変化率を示す $\hat{E}^A$ 、 $\hat{E}^B$ がともに正になる(つまり、両為替レートが共に減価する)結果が得られた。 $\hat{E}^A$ 、 $\hat{E}^B$ の各々の解析解は $\hat{E}^A = \left(\frac{\Gamma(\rho) + \Gamma(\psi)}{2} \right) \hat{M}^A$ 、 $\hat{E}^B = \left(\frac{\Gamma(\rho) - \Gamma(\psi)}{2} \right) \hat{M}^A$ のように示すことができる²²⁾。そのため、 $\hat{E}^A > \hat{E}^B$ になるとともに、金融緩和が発動されないB国においても為替レートが減価する結果が得られる²³⁾。

3.2 生産、消費への影響

次に、A国の金融緩和がB国の生産、消費にどのような影響を及ぼすかを2国の差を用いて検討する。まず、2国の差でみた生産への影響は、(28)とそれに対応する大国同士の方方程式等

表3. 実質産出量・消費水準決定式

変数	本稿のケース	PCPのケース	大小関係
$\hat{Y}^A - \hat{Y}^B$	$-\phi J(\phi)[1-\Gamma(\phi)]\hat{M}^A > 0$	$-\phi J(\phi)[1-\Lambda(\phi)]\hat{M}^A > 0$	PCP > 本稿
$\hat{Y}^P - \hat{Y}^C$	$-\gamma_A \rho J(\rho)[1-\Gamma(\rho)]\hat{M}^A > 0$	$-\gamma_A \rho J(\rho)[1-\Lambda(\rho)]\hat{M}^A > 0$	PCP > 本稿
$\hat{C}^A - \hat{C}^B$	$[1-(1-\gamma_A \gamma_P)\Gamma(\phi)]\hat{M}^A > 0$	$[1-\Lambda(\phi)]\hat{M}^A > 0$	???
$\hat{C}^P - \hat{C}^C$	$\gamma_A[1-(1-\gamma_A \gamma_P)\Gamma(\rho)]\hat{M}^A > 0$	$\gamma_A[1-\Lambda(\rho)]\hat{M}^A > 0$	???

地域・C国の差でみた生産

の伸び率 ($\hat{Y}^P - \hat{Y}^C$) も

PCPより縮小する(図2)。

そして、これらの解析的

分析の結果と $\hat{Y}^A - \hat{Y}^B$ の伸

び・伸びの縮小度合いがP

を用いると示すことができる。方程式の性質上、2国の差でみた生産の伸び率は、為替レート変動に伴う「代替効果(=支出転換効果)」の影響で示される。その点を示したものが表3の解である。表3のように、2国の差で分析すると、金融緩和を行った国の方で生産の伸び率が増大する。但し、ドル建て取引を導入するとその伸び率がPCPのケースよりも縮小する。以下ではこの理由を小国同士に限定して説明し、その後でB国の生産に及ぼす影響を考える。

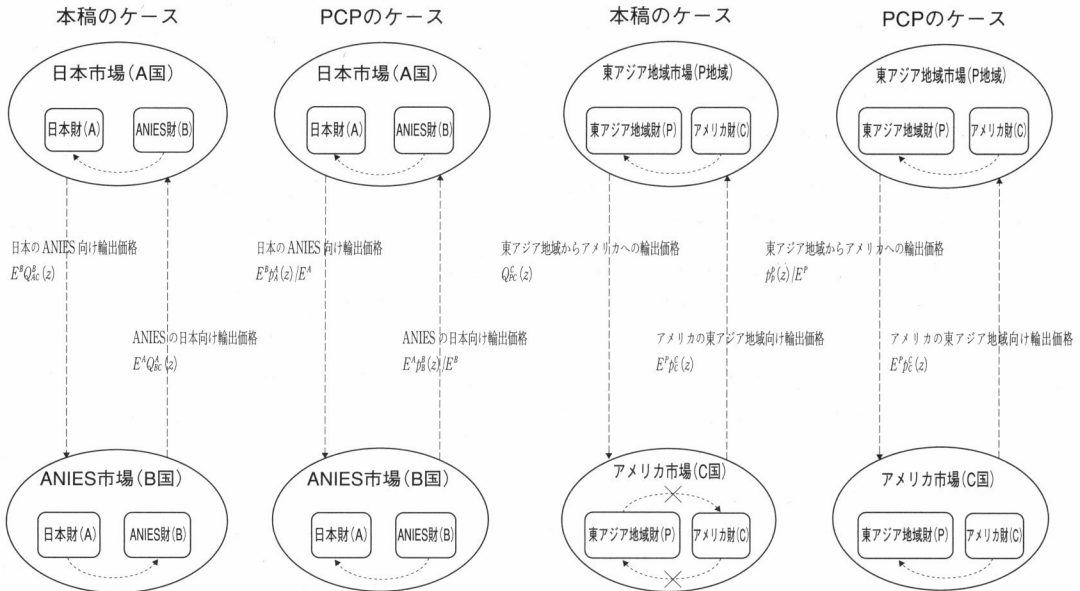
結論からいえば、ドル建て取引の導入は為替レートパススルーを弱め、為替レートパススルーの弱まりが為替レート変動に伴う「代替効果」の影響を弱める。その「代替効果」の弱まりが、2国間でみた生産の伸び率を縮小させるのである。この点を小国同士の関係を示す図1を用いて説明すると以下ようになる。まず、A国で金融緩和が発動されると、先にも述べたように、C国通貨に対するA国通貨、B国通貨の為替レート (E^A, E^B) とB国通貨に対するA国通貨の為替レート ($\frac{E^A}{E^B}$) が減価する。PCPのケースではA・B国の両市場でB国財からA国財に需要シフトが生じる。なぜならば、 $\frac{E^A}{E^B}$ の減価がA国市場におけるB国のA国向け輸出価格 ($\frac{E^A p_B^B(z)}{E^B}$) をA国市場のA国財価格 ($p_A^A(z)$) よりも高め、B国市場におけるA国のB国向け輸出価格 ($\frac{E^B p_A^A(z)}{E^A}$) をB国市場のB国財価格 ($p_B^B(z)$) よりも低下させるからである。一方で、ドル建て取引のケースでは、B国市場でA国財からB国財に需要シフトが生じる。なぜならば、 E^B の減価がB国市場におけるA国のB国向け輸出価格 ($E^B Q_{Ac}^B(z)$) をB国市場のB国財価格 ($p_B^B(z)$) よりも高めるからである。その結果、A・B国の差でみた生産の伸び率 ($\hat{Y}^A - \hat{Y}^B$) がPCPよりも縮小する。同様のロジックで、P

地域における生産の変化率を示す $\hat{Y}^P$ の伸び・伸びの縮小度合いをそれぞれ上回るという脚注17で示した数値解析の結果を併せて考慮すれば、B国の生産の変化率を示す $\hat{Y}^B$ が低下し、その低下度合いがPCPよりも縮小するのである。

次に2国の差でみた消費への影響は、(23)、(25)、(31)、(33)、(34)を用いると2国の差でみた生産と同じく表3のように求められる。表3で示された解析解は、貨幣市場均衡式(30)を修正したものである。但し、本稿とPCPの両ケースで単純に大小関係を比較できない結果が得られ、A国(B国)、P地域の経済規模の大きさで以下のような関係が示される。

まず、小国同士の関係でA・B国の差でみた消費の伸び率 ($\hat{C}^A - \hat{C}^B$) に関して、A国の経済規模の低下が鮮明になるほどPCPより下回る可能性が高まる。というのも、A国の経済規模が低下するとB国通貨に対するA国通貨の為替レート ($\frac{E^A}{E^B}$) の減価の程度が大きくなるからである。 $\frac{E^A}{E^B}$ の減価の程度が高まれば、C国通貨に対するA国通貨の為替レート (E^A) の減価の程度が高まりC国通貨に対するB国通貨の為替レート (E^B) の減価の程度が低下する。 E^A の減価の程度が高まれば、A国の輸入物価上昇の程度を高めてA国の消費者物価上昇の程度も高まる。 E^B の減価の程度が低くなると、B国の輸入物価上昇が抑制されてB国の消費者物価上昇の程度も抑制される。これらの効果が、A・B国の差でみた実質貨幣供給の大きさを低下させることになり、A・B国の差でみたときの家計の手元流動性を減少させる。A・B国の差でみたときの家計の手元流動性の減少は、 $\hat{C}^A - \hat{C}^B$ を縮小させる。そして、PCPよりも $\hat{C}^A - \hat{C}^B$ が下回る可能性を高める。つまり、A国の経済規模の低下はB国の輸入物価上昇を

図1. A 国の金融緩和が実質生産に及ぼす効果(東アジア地域内での関係) 図2. A 国の金融緩和が実質生産に及ぼす効果(東アジア地域とアメリカの間の関係)



注) 東アジアの定義: 東アジア = 「日本 + ANIES」

- > : 二国間での財取引の関係
- : 各市場内での需要シフトの動き
- E^A : C 国通貨に対する A 国通貨の為替レート (円ドルレート)
- E^B : C 国通貨に対する B 国通貨の為替レート (ドルに対する ANIES 通貨の為替レート)
- E^P : C 国通貨に対する P 地域通貨の為替レート (ドルに対する東アジア地域全体の為替レート)
- $p_j^j(z)$: j 国の PCP 企業・PCP 企業以外が設定する j 国通貨建て国内販売価格
- $Q_{\alpha}^j(z)$: j 国の PCP 企業以外が設定する α 国向けの C 国通貨建て輸出価格

抑制するので、A 国の金融緩和の効果が B 国に漏出しやすくなり、 $\hat{C}^A - \hat{C}^B$ が縮小するのである。それに対して、A 国の経済規模が拡大すると、逆のメカニズムが働き逆の結果が得られる。また、P 地域・C 国の差でみた消費の伸び率 ($\hat{C}^P - \hat{C}^C$) についても同様である²⁴⁾。

ここで、A 国の経済規模が P 地域全体でみてある程度高く、P 地域の経済規模が世界全体でみて小さいものと判断しよう。このとき、 $\hat{C}^A - \hat{C}^B$ の伸びが PCP よりも高まり、 $\hat{C}^P - \hat{C}^C$ の伸びが PCP よりも低下することが予想される。脚注 17 の数値解析の結果はこの予想を支持している。A 国の金融緩和があまり B 国に漏出せず、P 地域全体の総需要創出に貢献しなければ、B 国の消費水準の変化率を示す $\hat{C}^B$ が PCP よりも低下するのである²⁵⁾。

3.3 経常収支への影響

次に、A 国の金融緩和が B 国の経常収支に

どのような影響を及ぼすかを 2 国の差を用いて検討する。モデルの設定上、2 国の差でみた経常収支は、名目所得と名目消費の差で示される。その点を考慮して 2 国の差の解を求めると以下のようなになる。

● 本稿のケース

$$\bar{B}^P - \bar{B}^C = \gamma_A \frac{2\rho}{1+\rho} \frac{\beta}{1-\beta} [1-\Gamma(\rho)] \bar{M}^A > 0$$

$$\bar{B}^A - \bar{B}^B = \frac{2\psi}{1+\psi} \frac{\beta}{1-\beta} [1-\Gamma(\psi)] \bar{M}^A > 0 \quad (37)$$

● PCP のケース

$$\bar{B}^P - \bar{B}^C = \gamma_A \frac{2\rho}{1+\rho} \frac{\beta}{1-\beta} [1-\Lambda(\rho)] \bar{M}^A > 0$$

$$\bar{B}^A - \bar{B}^B = \frac{2\psi}{1+\psi} \frac{\beta}{1-\beta} [1-\Lambda(\psi)] \bar{M}^A > 0 \quad (38)$$

(37)(38)式で示されるように、金融緩和を行った国の方で 2 国間でみたときの経常収支が黒字化する²⁶⁾。但し、ドル建て取引を導入すると PCP のケースよりその黒字幅が縮小する。以

下ではこの理由を小国同士に限定して説明し、その後でB国の経常収支に及ぼす影響について考える。まず、(29)式を修正すると以下のよう示される。

$$\hat{B}^A - \hat{B}^B = (\hat{Y}^A - \hat{Y}^B) + (\hat{\Omega}^A - \hat{\Omega}^B) - [(\hat{P}^A - \hat{P}^B) + (\hat{C}^A - \hat{C}^B)] \quad (a)$$

但し、 $\hat{\Omega}^j$ はj国のj国通貨建て輸出価格の変化率を示し、 $\hat{\Omega}^A - \hat{\Omega}^B$ はA・B国の差でみた自国通貨建て輸出価格の変化率を示す。 $\hat{\Omega}^A - \hat{\Omega}^B$ は、A・B国の実効為替レートの変化率 $\varepsilon^A (= \gamma_A \gamma_P (\hat{E}^A - \hat{E}^B) + (1 - \gamma_P) \hat{E}^A)$ 、 $\varepsilon^B (= \gamma_A \gamma_P (\hat{E}^B - \hat{E}^A) + (1 - \gamma_P) \hat{E}^B)$ を用いると、 $\hat{\Omega}^A - \hat{\Omega}^B = (\hat{P}^A - \hat{P}^B) + (\varepsilon^A - \varepsilon^B) = (\hat{P}^A - \hat{P}^B) + (\hat{E}^A - \hat{E}^B) > 0$ のように示すことができる。

ここで(a)の右辺第1項と第2項が名目所得の変化を示し、右辺第3項と第4項が名目消費の変化を示す。このとき、ドル建て取引の導入は、名目所得に対しては2つの波及経路を通じて影響し、名目消費に対しては1つの波及経路を通じて影響する。まず、名目所得に対する波及経路であるが、一つは、生産への影響でも述べたように、B国通貨に対するA国通貨の為替レート $\left(\frac{E^A}{E^B}\right)$ の変動に伴う「代替効果」を弱める経路である。「代替効果」が弱められることでA・B国の差でみた生産の伸び率 $(\hat{Y}^A - \hat{Y}^B)$ が低下する。もう一つは、C国通貨に対するA国通貨、B国通貨の為替レート (E^A, E^B) の減価により、自国通貨で測った輸出収益が増大することで名目所得を増加させる経路である。これは、(a)の $\hat{\Omega}^A - \hat{\Omega}^B$ に対応する。次に、名目消費に対する波及経路であるが、A・B国間の相対物価、消費の伸び率のどちらにも $\frac{E^A}{E^B}$ の減価の影響が加わる。但し、ドル建て取引の導入は為替レートパススルーを低下させるので、各々に対して $\frac{E^A}{E^B}$ の減価の影響を弱める。

以上のことを念頭に入れて、PCPのケースよりA・B国の差でみた経常収支 $(\hat{B}^A - \hat{B}^B)$ の黒字幅が縮小する理由を説明する。まず、(a)に対応し、PCPの $\hat{B}^A - \hat{B}^B$ の決定式を示すと以下のようになる。

$$\hat{B}^A - \hat{B}^B = (\hat{Y}^A - \hat{Y}^B) - [(\hat{P}^A - \hat{P}^B) + (\hat{C}^A - \hat{C}^B)] \quad (b)$$

ここで(a)と(b)を比較すると、PCPでは、名目所得の変化が $\frac{E^A}{E^B}$ の変動に伴う「代替効果」の経路のみで示される。さらに、名目消費に対する波及経路であるが、A・B国間の相対物価、消費の伸び率の各々に与える効果は両ケースで異なる。しかし、名目消費全体でみると、 $\frac{E^A}{E^B}$ の減価の影響が同一になる。そのため、 $\hat{B}^A - \hat{B}^B$ に与える影響を考える場合、名目所得に対する波及経路にのみ注目すればいい。両ケースの名目所得に対する波及経路を比較すると、A国の金融緩和による $\hat{B}^A - \hat{B}^B$ に与える影響がPCPよりも本稿の方で下回る。その結果、 $\hat{B}^A - \hat{B}^B$ の黒字幅がPCPよりも縮小する。同様のロジックで、P地域・C国の差でみた経常収支 $(\hat{B}^P - \hat{B}^C)$ の黒字幅もPCPより縮小する²⁷⁾。そして、これらの解析的分析の結果と脚注17で示した数値解析の結果を併せて考慮すれば、B国の経常収支の変化率を示す $\hat{B}^B$ が低下し、その低下度合いがPCPよりも縮小することになるのである。

3.4 金融政策の経済厚生への影響

最後に、A国の金融緩和がB国の経済厚生(以下では代表的個人の効用水準で経済厚生を測る)にどのような影響を及ぼすかを考える。B国の経済厚生を計算すると以下のようになる。経済厚生の導出方法に関しては、Obstfeld and Rogoff(1995)に従い、流動性サービスからの効用が無視できるほど小さい($\chi \rightarrow 0$)とし、かつ、初期状態からの短期の効用変化と長期の効用変化の現在割引価値の合計で計算を行う。

●本稿のケース

$$\begin{aligned} \hat{U}^B &= \hat{U}^P - \gamma_A (\hat{U}^A - \hat{U}^B) \\ &= \left(\frac{\gamma_P}{\theta} [1 - (1 - \gamma_A \gamma_P) \Gamma(\rho)] + \frac{1 - \gamma_P}{1 - \beta} \right. \\ &\quad \left. \left(1 - \frac{\theta - 1}{\theta} \frac{\rho}{\rho - 1} \right) [1 - \Gamma(\rho)] \right. \\ &\quad \left. + \gamma_A \gamma_P (1 - \gamma_P) \Gamma(\rho) \right) \gamma_A \hat{M}^A \end{aligned}$$

$$-\left(\frac{\gamma_A}{1-\beta}\left(1-\frac{\theta-1}{\theta}\frac{\psi}{\psi-1}\right)[1-\Gamma(\psi)]\right. \\ \left.+\gamma_A^2\gamma_P\Gamma(\psi)\right)\widehat{M}^A \quad (39)$$

● PCP のケース

$$\begin{aligned} \widehat{U}^B &= \widehat{U}^P - \gamma_A(\widehat{U}^A - \widehat{U}^B) \\ &= \left(\frac{\gamma_P}{\theta} + \frac{1-\gamma_P}{1-\beta}\left(1-\frac{\theta-1}{\theta}\frac{\rho}{\rho-1}\right)\right. \\ &\quad \left.[1-\Lambda(\rho)]\right)\gamma_A\widehat{M}^A \\ &\quad - \frac{\gamma_A}{1-\beta}\left(1-\frac{\theta-1}{\theta}\frac{\psi}{\psi-1}\right) \\ &\quad [1-\Lambda(\psi)]\widehat{M}^A \quad (40) \end{aligned}$$

ここで(39)(40)式のように本稿と PCP の両ケースで、B 国の効用水準の変化が「P 地域の効用水準の変化」と「P 地域内における A・B 国の差でみた効用水準の変化」の 2 つの項を用いて解析的に示すことができる。しかし、これらの符号条件が不明確であるため、B 国全体の効用水準の変化を特定化することが難しい。さらに、PCP と比較しても、両ケースで大小関係を比較することが困難である。そのため本稿では数値解析を行う。

検証する際に、数値パラメーターを特定化する必要がある。本稿で分析上必要なパラメーターは、日本(A 国)・ANIES(B 国)・アメリカ(C 国)の家計数を示す $\gamma_A\gamma_P \cdot \gamma_B\gamma_P \cdot \gamma_C$ 、主観的割引率を示す β 、各個別財の間の代替の弾力性 (θ)、A 国財と B 国財の間の代替の弾力性 (ψ)、P 地域財と C 国財の間の代替の弾力性 (ρ)、A 国の金融緩和の大きさを示す変数 ($\widehat{M}^A$) である。以下では、これらの数値パラメーターを特定化し、数値解析の結果を示す。

3.4.1 パラメーターの設定

本節では、数値パラメーターの値を特定化する。まず第 1 に、A・B・C 国の家計数であるが、本稿の分析では $\gamma_A\gamma_P(\gamma_B\gamma_P)$ 、 γ_C をそれぞれ $\frac{3}{13}$ 、 $\frac{7}{13}$ に設定する。これは、まず、本稿では A・B 国の家計数を同一としているため、A・B 国の家計数の違いを厳密に特定できないという点が存在する²⁸⁾。その一方で、A・C 国の家計数に関しては、2000 年の人口統計を基準にすると約 3:7 という値が得られる。従って、

分析上 A・B 国間でやや強い想定をおくことになるが、上述のような家計数の比率を用いる。第 2 に、主観的割引率を示す β であるが、本稿では実質金利を 4% と設定し、それに対応するものとして 0.96 という値を用いる。さらに、各財間の代替の弾力性を示す θ 、 ψ 、 ρ であるが、 θ は Rotemberg and Woodford(1992)に基づき 6 という値を用いる²⁹⁾。そして、 ψ と ρ に関しては、Shioji(2001)に基づき 3、2 という値を用いる。最後に、 $\widehat{M}^A$ に関してはベンチマークとして 1 に設定する。

3.4.2 数値解析

上述のパラメーター値に基づいて、A 国の金融緩和が B 国の経済厚生に及ぼす影響をみると(表 4)、PCP のケースと比較すれば、A 国の金融緩和が B 国の経済厚生を悪化させ、B 国に対して僅かながらも「近隣窮乏化効果」をもつことが示された。また、B 国の経済厚生に及ぼす影響を考える際には、その構成要素である P 地域の経済厚生に及ぼす影響と P 地域内における A・B 国への分配に及ぼす影響の両側面を考える必要がある。ドル建て取引を導入すると、A 国の金融緩和が P 地域の経済厚生を改善させ、P 地域内においては A 国の経済厚生の高まりが B 国の経済厚生の高まりを上回る(B 国から A 国に厚生効果に移転する)ことが示された。以下では、P 地域の経済厚生に及ぼす影響と P 地域内における A・B 国への分配を考えた上で、B 国の経済厚生が悪化する点を検討する。

はじめに、P 地域の経済厚生に及ぼす影響を考える。P 地域の経済厚生の変化率 ($\widehat{U}^P$) は、世界全体でみた経済厚生の変化率 ($\widehat{U}^W$) と P 地域と C 国の差でみた経済厚生の変化率 ($\widehat{U}^P - \widehat{U}^C$) を用いると $\widehat{U}^P = \widehat{U}^W + (1-\gamma_P)(\widehat{U}^P - \widehat{U}^C)$ のように示すことができる。そのため、ここでは $\widehat{U}^W$ と $\widehat{U}^P - \widehat{U}^C$ が、ドル建て取引を導入することでどのように変化するかを考えればいい。そのことを考慮に入れて、(39)(40)式の P 地域のマネーサプライの変化率 ($\gamma_A\widehat{M}^A$) に掛かる係数の差を求めると以下のようなになる。

表4. 厚生水準の数値解析

PCP のケース	本稿のケース
$\hat{U}^P = -0.094$	$\hat{U}^P = 0.040$
$(\hat{U}^A - \hat{U}^B) = -0.321$	$(\hat{U}^A - \hat{U}^B) = 0.151$
$\hat{U}^B = 0.067$	$\hat{U}^B = -0.036$

$$\begin{aligned} \Xi^P \equiv & \left(\frac{(1-\gamma_P)\rho(\theta-1)}{\theta(1-\beta)(\rho-1)} (\Gamma(\rho) - \Lambda(\rho)) \right) \\ & + (1-\gamma_P) \left(\gamma_A \gamma_P \Gamma(\rho) - \frac{\Gamma(\rho) - \Lambda(\rho)}{1-\beta} \right) \\ & - \frac{\gamma_P(1-\gamma_A \gamma_P) \Gamma(\rho)}{\theta} \leq 0 \end{aligned} \quad (41)$$

(41)式が正であれば、PCPよりも本稿でP地域の経済厚生の変化度が強まることを示し、負であれば悪化度が強まることを示す。また、(41)式の第1項と第2項は、 $\hat{U}^P - \hat{U}^C$ に及ぼす影響を示し、第3項は $\hat{U}^W$ に及ぼす影響を示している。以下では、(41)式を各項ごとに説明し、その上で、 $\hat{U}^P$ に及ぼす影響を検討する。

まず第1項は、P地域・C国の差でみた経済厚生の変化率($\hat{U}^P - \hat{U}^C$)に及ぼす影響の中でも、「短期」「長期」を併せてみたときの生産からの影響を示している。2期間を通じてみると、生産の伸び率がPCPよりも本稿で下回るので、第1項は余暇からの効用がPCPよりも本稿で上回ることを示している。次に第2項は、 $\hat{U}^P - \hat{U}^C$ に及ぼす影響の中でも、「短期」「長期」を併せてみたときの消費からの影響を示している。3.3節で「P地域とC国」の2国モデルで分析した際に、長期的な消費の伸びがPCPよりも本稿で下回ることを確認している。そのため、長期での消費の伸び低下が $\hat{U}^P - \hat{U}^C$ に対して正の効果を弱めることになる。一方、3.2節でも述べたように、短期的な消費がPCPよりも本稿で高まるかに関しては不確定である。その結果、第2項は2期間を通じてみても消費からの効用がPCPよりも本稿で上回るかに関しては不確定であることを示している。最後に第3項は、世界全体でみた経済厚生の変化率($\hat{U}^W$)がPCPよりも本稿で下回ることを示している。なぜならば、 $\hat{U}^W$ は世界全体でみた消費の伸び率($\hat{C}^W$)を用いて示すことができ($\hat{U}^W = \hat{C}^W/\theta$)、 $\hat{C}^W$ がドル建て取引を導入することで

低下するからである³⁰⁾。表4が示す結果は、本稿のケースにおけるP地域の経済厚生の変化率($\hat{U}^P$)がPCPのケースにおけるそれよりも上回ることを示している。ドル建て取引を導入すると $\hat{U}^P$ がPCPにおけるそれよりも上回ることから、表4は、(41)式が正になる状況を示している。

同様に、P地域におけるA国とB国への分配($\hat{U}^A - \hat{U}^B$)を本稿のケースとPCPのケースで比較する。そのため、(41)式に対応した条件式を示すと以下ようになる。

$$\begin{aligned} \Xi \equiv & \left(\frac{\psi(\theta-1)}{\theta(1-\beta)(\psi-1)} (\Gamma(\psi) - \Lambda(\psi)) \right) \\ & + \left(\gamma_A \gamma_P \Gamma(\psi) - \frac{\Gamma(\psi) - \Lambda(\psi)}{1-\beta} \right) \leq 0 \end{aligned} \quad (42)$$

(42)式の第1項は、A・B国の差でみた経済厚生の変化率($\hat{U}^A - \hat{U}^B$)に及ぼす影響の中でも、「短期」「長期」を併せてみたときの生産からの影響を示し、余暇からの効用がPCPよりも本稿で上回ることを示している。第2項は、 $\hat{U}^A - \hat{U}^B$ に及ぼす影響の中でも、「短期」「長期」を併せてみたときの消費からの影響を示し、本稿のケースにおける消費からの効用がPCPのケースにおけるそれよりも上回るかどうかを確定できないことを示している。表4が示す結果は、本稿のケースにおける $\hat{U}^A - \hat{U}^B$ がPCPのケースにおけるそれよりも上回ることを示している。ドル建て取引を導入すると $\hat{U}^A - \hat{U}^B$ がPCPのケースにおけるそれよりも上回ることから、表4は(42)式が正になる状況を示している。

上述の説明を念頭に入れて、B国の経済厚生がPCPのケースと比較して悪化もしくは改善する条件を求めると以下のように示される。

$$\gamma_A(\Xi^P - \Xi) \hat{M}^A \leq 0 \quad (43)$$

解析的分析に基づく、B国の経済厚生がPCPよりも本稿で下回る条件は、1. $\Xi > \Xi^P > 0$ 、2. $\Xi^P < \Xi < 0$ のいずれかに該当する場合であり、PCPよりも本稿で上回る条件は、3. $\Xi^P > \Xi > 0$ 、4. $\Xi < \Xi^P < 0$ のいずれかに該当する

場合である。本稿の数値解析で示された結果は、上記1のケースに対応している。即ち、A国の金融緩和によりP地域の経済厚生が改善する効果よりもP地域内においてB国よりもA国で経済厚生が高まる効果(B国からA国に厚生移転する効果)の方が上回るためにB国の経済厚生がPCPよりも悪化し、A国の金融緩和がB国に対して「近隣窮乏化効果」をもつのである³¹⁾。

5. 結論

本稿では、世界の全ての企業が米国通貨を用いて輸出取引を行うという設定の下で、日本の金融政策がANIESに及ぼす影響を議論するために、より現実近づけた3国モデルをフレームワークとして用いて分析を行った。モデル分析からは、解析的分析と数値解析の両方を用いると、日本の金融政策はANIESの生産や経常収支に対してPCPのケースよりも国際的波及を小さくすることが示された。但し、ANIESの経済厚生への影響に対しては、日本の金融政策がPCPのケースでは生じなかった「近隣窮乏化効果」をもつことを数値解析を行うことで明らかにされた。

本稿の考察で得られた結果は、日本の金融当局の政策運営に対して1つの留意点を提示している。それは、日本とANIESの経済的な結びつきが強い現状において、ANIESへの影響を念頭に入れた政策スタンスを採用しなければならないということである。日本とANIESの間で第3国通貨を使用して貿易取引が行われるとき、「支出転換効果」を通じたANIESへの不利益は低下することになるが、ANIESの経済厚生への不利益は相対的に高まることになる。特に、本稿のように日本財とANIES財の間の競合関係が高いと仮定して便宜上「東アジア地域」という国を設定したフレームワークを用いれば、東アジア地域域内におけるANIESから日本への厚生効果の移転がANIESの経済厚生全体に決定的な影響を与え「近隣窮乏化」が生じることになる。そのような事実を念頭に入れて日本の金融当局が政策運営を行うことが国際

的な視点からみて望ましいと言えるだろう。

但し、本稿で分析した結果は確定した最終結果として判断すべきではなく、今後追加的に検証しなければならない課題がいくつか残っている。その代表的なものとして財の取引に使用する契約通貨の使用比率が挙げられる。本稿の分析では、全ての国の企業がドル建てで輸出価格を設定すると仮定して分析を行った。しかし、現実の世界では、全ての国の企業がドル建てで輸出取引を行っているわけではない。特に、Shioji(2004)の計測結果に基づけば、日本の企業はアジアへの輸出に対して約50%の比率で円を使用している。従って、円の役割を考慮して分析することは重要な課題であるといえよう。

故に、本稿の考察によって得られた厚生分析の結果は、まだ暫定的である。しかし、本稿は、3ヶ国・ドル建て取引という仮定の下で、出来る限り解析的・解釈可能な分析を行い、新たな知見を得ようと試みている。

(投稿受付 2006年2月13日・最終決定
2007年10月14日、神戸大学経済経営研究所)

注

* 本稿の作成に当たり、指導教官である宮尾龍蔵先生(神戸大学)からは草稿段階から貴重なコメントをして頂き、細部にわたりご指導をして頂きました。加えて、地主敏樹(神戸大学)、藤田誠一(神戸大学)、菊地徹(神戸大学)、橋本賢一(神戸大学)、猪口真大(京都産業大学)、小林照義(中京大学)、柴田孝(大阪商業大学)、2名の匿名のレフェリーの各先生からも大変有益なご指摘をして頂きました。また、日本経済学会の学会報告において、塩路悦朗(一橋大学)、岡野衛士(千葉経済大学)の各先生より、大変有益なコメントを頂きました。ここに心より感謝申し上げます。但し、残りの一切の誤謬は全て筆者の責任に帰するものです。

1) 但し、本稿では3.4.2節で議論する数値解析と整合的になるように、ANIESを一般的にさすANIES(韓国・シンガポール・台湾・香港)ではなく韓国・タイ・シンガポール・台湾を含む地域とする。

2) Goldberg and Tille(2006)によれば米国との取引だけでなく米国以外の国との取引においても、ドルが主に世界で使用されていると報告している。また、各国の輸出におけるドル契約の割合がアメリカへの輸出シェアとアメリカ以外への同質財の輸出シェアの和でほぼ説明できるとしている。アメリカ以外への同質財の輸出で企業が米ドルを主に用いる理由としては、他の輸出業者が主にドルを選択するとし、同じ通貨を選択することで輸出シェアを確保しなければならないためとしている(herding behavior)。Goldberg and Tille(2005)は herding behavior を扱えるモデルを提示している。

3) 本稿は、日本の金融政策が ANIES に及ぼす影響を分析するために 3 国モデルを用いて分析する。3 国モデルを用いる理由は、まず第 1 に、日本と ANIES 間の貿易で使用する米ドルを取り扱う場合、ドルの発行主体であるアメリカをモデルの中に加えて分析する必要があるからである。第 2 に、ANIES は日本だけでなくアメリカに対しても大きなウェイトで貿易している。従って、貿易依存関係の視点に基づいてもアメリカを加えた 3 国モデルの枠組みで、日本の金融政策が ANIES に及ぼす影響を適切に把握する必要があるからである。3 国モデルを用いることで、従来の 2 国モデルに LCP を取り入れることで明らかにされた不完全バスタードだけでなく、日本・ANIES・アメリカ間での財の動きも明示的に扱えるようになる。そして、それらの影響を加味して日本の金融政策が ANIES の経済厚生に及ぼす影響を分析することが可能になるのである。

4) また、Cook and Devereux (2006)、Devereux *et al.* (2007) も本稿や Shioji (2004) と同様、モデルの中にドルを導入している。Cook and Devereux (2006) は、アジア通貨危機時のアジア地域域内での伝染効果、即ち、域内での輸出取引の下落は、アジアが輸出財の価格付けにドルを用いていたためであるとし、韓国、タイ、アメリカを念頭においた 3 国モデル、かつ、この 3 国間の輸出取引に全てドルが用いられるという設定の下で、リスクプレミアムが高まった時に伝染効果が見られるかを分析した。但し、分析は数値解析に基づいており、経済厚生への影響も検討していない。一方で、Devereux *et al.* (2007) は、輸出取引で全てドルが用いられるというアメリカを念頭においた 2 国モデルで、ナッシュ均衡アプローチに基づいて金融政策ルールを分析している。

5) Shioji (2004) はアジアを韓国・インドネシア・マレーシア・香港・タイ・シンガポール・フィリピンを含む地域とし、日本・アジア・米国間の貿易で使用する契約通貨の比率を財務省が公表したデータから推定している。その結果、日本のアジア向け輸出で、円が契約通貨として約 50% の比率で使用されているという結果を得ているが、それ以外の輸出では、ドルが圧倒的に使用されているという結果を得ている。従って、日本の円の使用がアジアで大きなウェイトを占めているといえるが、本稿では、近年、日本のアジア向け輸出でドルの使用が高まってきたという最近の傾向を考慮して、日本企業の輸出も全てドル建てで行うと仮定する。さらに、日本のアジア向け輸出でドル使用が高まってきた事実は、Sato (1999) で詳しく述べられている。Sato (1999) は、90 年代以降、日本のアジア向け輸出で高付加価値製品(特に電気機械産業の IC やセミコンダクター等)の輸出ウェイトが高まったとし、それらの輸出でドルが圧倒的に使用されている事実を指摘している。その結果、日本企業の輸出取引でアメリカだけでなくアジアに対してもドル取引の重要性が高まったと言及している。

6) Corsetti *et al.* (2000)、Shioji (2001) は 3 国の人口シェアを一般化しているのに対し、本稿では、小国(A, B)の人口シェアを同一であると仮定する。

7) この点は、Shioji (2001) で詳細に議論されている。Shioji (2001) は植田 (1998) に基づき、アジア向け直接投資に占める日本のシェアは ANIES (韓国・台湾・シンガポール・香港) に対しては約 30%、ASEAN4 (タイ・マレーシア・フィリピン・インドネ

シア) に対しては約 23.5% としている。そのうえで、アジアに立地する日本の製造業の系列会社が生産する財と日本に立地する日本の製造業が生産する財は互いに代替性が高いと議論している。本稿もその点に着目し、日本財と本稿で扱う ANIES 財の間の代替の弾力性が日本財とアメリカ財の間の代替の弾力性よりも高いと仮定して分析する。

8) 代替の弾力性の大小関係に関しては本節での説明に加え、各国内で生産される財同士が最も似通った財とする。

9) 但し、表 2 の上 4 式は A 国財 z 、B 国財 z 、C 国財 z 、P 地域財 z に対する世界全体からの需要である。この点は、2.4 節の財市場均衡条件を参照。

10) 但し、 $E^A Q_{AC,t}^A(z)$ と $E^A Q_{AC,t}^C(z)$ は A 国通貨で測った A 国の B 国向け輸出価格と C 国向け輸出価格、 $E^B Q_{BC,t}^A(z)$ と $E^B Q_{BC,t}^C(z)$ は B 国通貨で測った B 国の A 国向け輸出価格と C 国向け輸出価格、 $p^C(z)$ は C 国の国内での販売価格に加え C 国の C 国通貨で測った A・B 国向け輸出価格を示す。

11) 但し、このモデルでは債券は各家計が発行するとしている。そのため、各国の対外純資産を定義すると次のようになる。 $\gamma_A \gamma_P B^A \equiv \int_0^{\gamma_{ATP}} B^A(x) dx$, $\gamma_B \gamma_P B^B \equiv \int_0^{\gamma_{BTP}} B^B(x) dx$, $(1 - \gamma_P) B^C \equiv \int_0^1 B^C(x) dx$.

12) 但し、 $C^A = \frac{1}{\gamma_A \gamma_P} \int_0^{\gamma_{ATP}} C^A(x) dx$, $C^B = \frac{1}{\gamma_B \gamma_P} \int_0^{\gamma_{BTP}} C^B(x) dx$, $C^C = \frac{1}{1 - \gamma_P} \int_0^1 C^C(x) dx$.

13) 短期と長期の特徴を整理すると以下のようになる。まずはじめに短期では、以下の特徴をもつ。第 1 に、企業が生産は需要サイドで決定される。価格調整が行われない短期では、家計の最適な労働供給関数を示す(12)式が必ずしも成立せず、財市場均衡式を示す(17)式が労働供給量および生産量を決定する。第 2 に、生産財に対する一物一価の関係については C 国財についてのみ成立し、国内財と輸出財の販売価格が差別化される A 国財、B 国財では成立しない。なぜなら、価格が調整されない世界では、金融緩和に伴われる為替レート変動が国内販売価格と輸出価格の乖離を導くからである。次に、長期では以下の特徴をもつ。第 1 に、価格が調整されるので(12)式が成立し、(12)式が労働供給量および生産量を決定する。第 2 に、初期状態と同様に企業の価格設定方法に関わらず A, B, C 全ての財で一物一価の法則が成立する。

14) 初期状態においてのみ解析解(closed form solution)が得られ、それらを示すと以下のようになる。但し、初期状態の変数は 0 を添え字に用い、かつ、「-」をつけて示す。1; $\bar{i}_0 = \bar{r}_0 = (1 - \beta) / \beta$; 2; $\bar{Y}_0^A = \bar{Y}_0^B = \bar{Y}_0^C = \bar{Y}_0^W = \bar{C}_0^A = \bar{C}_0^B = \bar{C}_0^C = \bar{C}_0^W = \left(\frac{\theta - 1}{\theta \eta} \right)^{\frac{1}{2}}$; 3; $\frac{\bar{M}_0^j}{\bar{P}_0^j} = \chi \bar{C}_0^j \frac{1 + \bar{i}_0}{\bar{i}_0} = \chi \frac{1 + \bar{i}_0}{\bar{i}_0} \left(\frac{\theta - 1}{\theta \eta} \right)^{\frac{1}{2}}$; $j = A, B, C$; 4; $\bar{E}_0^j = \bar{P}_0^j / \bar{P}_0^C = \bar{M}_0^j / \bar{M}_0^C$; $j = A, B$ 。但し、 $\bar{r}_0$ は初期状態における実質金利を示す。

15) 世界全体の変数と P 地域の変数を $X^W = \gamma_P X^P + (1 - \gamma_P) X^C$, $X^P = \gamma_A X^A + \gamma_B X^B$ とする。

16) P_h^W ($h = A, B, C$) は h 国財の現地通貨建て輸出価格である($P_h^W \equiv \gamma_A \gamma_P P_h^A + \gamma_B \gamma_P P_h^B + (1 - \gamma_P) P_h^C$)。

17) 本稿の分析対象である B 国のマクロ変数は、

$X^B = X^P - \gamma_A(X^A - X^B)$ で示される。この式に、3.4.1 節で説明する数値パラメーターを用いて生産・消費・経常収支に対する数値解析を行うと以下ようになる。 $\bar{Y}_{PCP}^B = -0.67$, $\bar{Y}_{PCP}^B = -0.16$, $\bar{C}_{PCP}^B = 0.21$, $\bar{C}_{本稿}^B = -0.002$, $\bar{B}_{PCP}^B = -0.67$, $\bar{B}_{本稿}^B = -0.16$ 。さらに、A・B 国の差に及ぼす影響と(2 国の差ではない)P 地域に及ぼす影響を分析すると以下ようになる。 $\bar{Y}_{PCP}^P = 0.75$, $\bar{Y}_{本稿}^P = 0.18$, $(\bar{Y}_{PCP}^P - \bar{Y}_{本稿}^P) = 2.84$, $(\bar{Y}_{本稿}^A - \bar{Y}_{本稿}^B) = 0.68$, $\bar{C}_{PCP}^P = 0.24$, $\bar{C}_{本稿}^P = 0.12$, $(\bar{C}_{PCP}^P - \bar{C}_{本稿}^P) = 0.06$, $(\bar{C}_{本稿}^A - \bar{C}_{本稿}^B) = 0.24$, $\bar{B}_{PCP}^P = 0.25$, $\bar{B}_{本稿}^P = 0.06$, $(\bar{B}_{PCP}^P - \bar{B}_{本稿}^P) = 1.84$, $(\bar{B}_{本稿}^A - \bar{B}_{本稿}^B) = 0.44$ 。上記の数値解析の結果に基づくと、価格設定に用いる通貨を自国通貨からドルに変えることで、B 国の生産と経常収支に関しては減少幅を大きく低下させる。このことが生じる原因は、元々、A・B 国の差の伸び率が P 地域の伸び率よりも上回り、B 国の生産と経常収支が減少する結果をえるが、PCP と比較したときの A・B 国の差の伸び率の減少度合いが P 地域の伸び率の減少度合いよりも大きく上回るからである。一方、B 国の消費水準に関しては、上昇幅を低下させマイナスになる。これは A・B 国の差に及ぼす影響が PCP よりも上昇し、P 地域に及ぼす影響が PCP よりも低下するからである。しかし、この結果は、後でも述べるように、A 国(B 国)、P 地域の経済規模に大きく依存することに注意したい。ここで、解析的分析は B 国のマクロ変数への影響を確定させることができない。しかし、その変動の源である A・B 国の差と P 地域に及ぼす影響に関しては 2 国の差を分析することである程度説明することができる。

18) 本稿では、為替レートが金融緩和の発動により瞬時に長期均衡にジャンプする。これは(23)(25)(30)(31)とそれに対応する大同土の式を用いれば示される。

19) 以下では、「A 国と B 国」「P 地域と C 国」の分析をそれぞれ小国同士、大同土という用語を使用する。

20) 但し、 $J(x) = \frac{1}{1+x} \frac{1-\beta+x(1+\beta)}{(1-x)(1-\beta)} < 0$, $J'(x) > 0$, $\Gamma(x) = \frac{J(x)}{J(x) - \gamma_{AYP}}$, $\Lambda(x) = \frac{J(x)}{J(x) - 1}$, $\Gamma(\rho) > \Lambda(\rho)$, $\Gamma(\psi) > \Lambda(\psi)$, $\Lambda(\rho) > \Lambda(\psi) > 0$, $\Gamma(\rho) > \Gamma(\psi) > 0$ という条件が存在する。

21) 本稿と PCP の両ケースで MM 曲線と GG 曲線は以下ようになる。MM: 本稿; $\bar{M}^A - (1 - \gamma_{AYP})(\bar{E}^A - \bar{E}^B) = \bar{C}^A - \bar{C}^B$, PCP; $\bar{M}^A - (\bar{E}^A - \bar{E}^B) = \bar{C}^A - \bar{C}^B$, GG: 本稿; $\bar{E}^A - \bar{E}^B = \frac{2\psi\beta + (1+\psi)(1-\beta)}{\phi\gamma_{AYP}((1+\psi)(1-\beta) + 2\beta)}(\bar{C}^A - \bar{C}^B)$, PCP; $\bar{E}^A - \bar{E}^B = \frac{2\psi\beta + (1+\psi)(1-\beta)}{(1+\psi)(1-\beta)(\psi-1)}(\bar{C}^A - \bar{C}^B)$ 。MM 曲線は、A・B 国の差でみた消費の伸び率 $(\bar{C}^A - \bar{C}^B)$ が高まれば $\bar{E}^A - \bar{E}^B$ が小さくなる、即ち、B 国通貨に対する A 国通貨の為替レートが増価することを示している。 $\bar{C}^A - \bar{C}^B$ が高まると、A・B 国でみた相対的貨幣需要が高まり、相対的貨幣需要が高まると貨幣市場を均衡させるように相対的実質貨幣供給の増大が必要になる。ここで、相対的名目貨幣供給に変化がなければ、貨幣市場を満たすように相対的消费者物価が下落しなければならない。そのため、 $\bar{E}^A - \bar{E}^B$ が小さくなる必要がある。一方、GG 曲線は、 $\bar{E}^A - \bar{E}^B$ が大きくな

れば、即ち、B 国通貨に対する A 国通貨の為替レートが増価すれば $\bar{C}^A - \bar{C}^B$ が高まることを示している。これは、 $\bar{E}^A - \bar{E}^B$ が大きくなると B 国よりも A 国で企業の生産活動が高まり、B 国よりも A 国で家計の実質所得が増大する。その結果、 $\bar{C}^A - \bar{C}^B$ が高まる。

22) E^B の減価、即ち $\bar{E}^B$ が正になることは(34)式と P 地域の変数の定義より自明であるが、 $\psi > \rho$ の条件が決定的な要因になっている。 $\psi < \rho$ ならば E^B は増価する。このことが生じる理由は、仮に大同土・小国同士で同一の需要代替が生じるとしたとき $\frac{E^A}{E^B}$ 、

E^P の減価($\bar{E}^A - \bar{E}^B$, $\bar{E}^P$ の伸び)が代替の弾力性の高い方で小さくなるからである。

23) PCP のケースでは、 $\bar{E}^A$, $\bar{E}^B$ はそれぞれ $\bar{E}^A = \left(\frac{\Lambda(\rho) + \Lambda(\psi)}{2}\right)\bar{M}^A$, $\bar{E}^B = \left(\frac{\Lambda(\rho) - \Lambda(\psi)}{2}\right)\bar{M}^A$ で示される。

24) 但し、本稿の設定では、 $\bar{C}^C = 0$ のため、 $\bar{C}^P - \bar{C}^C = \bar{C}^P$ という解析解が得られる。 $\bar{C}^C = 0$ が成立することで、A 国の金融緩和が C 国に全く漏出しないことを示している。これは、 E^P (もしくは E^A , E^B) の減価にも関わらず、C 国の輸入物価が全く低下しないためである。

25) 本稿では $\gamma_{AYP} = \gamma_{BYP}$ を仮定しているが、仮に、この仮定を緩めて本稿で用いた数値パラメーターよりも A 国の経済規模が小さく、P 地域の経済規模が大きいたったとき、結果が逆になることを確認している。

26) ρ , ψ を 1 より大きく仮定することでマーシャル・ラーナー条件が成立する環境を設定している。

27) $\bar{B}^A - \bar{B}^B$, $\bar{B}^P - \bar{B}^C$ の黒字幅が PCP よりも縮小することで、2 国間でみた長期の消費の伸び率が PCP よりも縮小し $(\bar{C}^A - \bar{C}^B = \frac{(1+\psi)(1-\beta)}{2\psi\beta}(\bar{B}^A - \bar{B}^B))$, $\bar{C}^P - \bar{C}^C = \frac{(1+\rho)(1-\beta)}{2\rho\beta}(\bar{B}^P - \bar{B}^C)$, 2 国間でみた長期の生産の減少度合いも PCP より縮小する $(\bar{Y}^A - \bar{Y}^B = -\frac{1-\beta}{2\beta}(\bar{B}^A - \bar{B}^B))$, $\bar{Y}^P - \bar{Y}^C = -\frac{1-\beta}{2\beta}(\bar{B}^P - \bar{B}^C)$ 。

28) 注 1 でも指摘したように、本稿では ANIES の概念を広げて分析した。その理由は、本稿で指す ANIES は、80 年代半ば以降日本・アメリカから直接投資を受け入れて、産業構造の高度化・供給能力の改善が著しく進んだ地域になったからである。即ち、これらの地域では第 1 次産業のウェイトが低下し、第 2・第 3 次産業のウェイトが際立って拡大した。そして、直接投資の受入れが増大することで、これらの国における工業製品の輸出シェアも顕著に高まった。次に、本稿で指す ANIES から香港を除いた理由は、本稿では ANIES が変動相場制を採用すると仮定したためである。そのため、固定相場制を取る香港を除いた。これらの理由に基づき、ANIES を韓国・タイ・シンガポール・台湾を含む地域として考えると、ANIES の人口は日本の人口と近似的に等しくなる。具体的には、アメリカ 2 億 8500 万人、日本 1 億 2700 万人、ANIES 1 億 3570 万人である。

29) Rotemberg and Woodford (1992) に基づいて数値解析を行った研究は NOEM の文献で数多く存在する。

30) 世界全体のマネーサプライの変化を示す $\hat{M}^w$ ($=\gamma_A\gamma_P\hat{M}^A$) を用いると、 $\hat{C}^w$ は本稿のケースで $\hat{C}^w = \hat{M}^w - \gamma_P(1-\gamma_A\gamma_P)\hat{E}^P$, PCP のケースで $\hat{C}^w = \hat{M}^w$ と示される。本稿の $\hat{C}^w$ が PCP のそれよりも伸びの程度が小さい理由は、 $\hat{E}^P$ の減価にも関わらず、C 国の輸入物価が全く低下しないためである。

31) 但し、本稿は、代替の弾力性の大きさを 2.1.2 節で説明した符号条件を満たす値に特定して分析した。従って、A 国の金融緩和が B 国の経済厚生に及ぼす影響は、代替の弾力性の大きさ、もしくは大小関係に大きく依存していると考えられる。そのため、 $\hat{M}^A=1$ とし、かつ、代替の弾力性 (ρ, θ) を変化させたときに B 国の経済厚生がどのように変化するかを検討する。まず、その他のパラメーターを一定にしたまま ρ を上昇させることで B 国の経済厚生が上昇・下落する条件 $(\partial \hat{U}^B / \partial \rho \leq 0)$ は、 $\left(\frac{(1-\gamma_P)(\theta-1)}{(1-\beta)\theta(\rho-1)^2} \right) (1-\Gamma(\rho)) + \left(\gamma_A\gamma_P(1-\gamma_P) - \frac{\gamma_P(1-\gamma_A\gamma_P)}{\theta} - \frac{(1-\gamma_P)(\rho-\theta)}{(1-\beta)\theta(\rho-1)} \right) \Gamma'(\rho) \leq 0$ のようになる。条件式の符号条件を確定できない理由は、 $\hat{U}^B$ に及ぼす影響の中でも $\hat{U}^P$ に及ぼす影響で、その構成要素である $\hat{U}^w$ と $\hat{U}^P - \hat{U}^C$ がそれぞれ異なる影響を受けるからである。具体的には、 $\hat{U}^w$ に及ぼす影響は高まるが、 $\hat{U}^P - \hat{U}^C$ に及ぼす影響は不明確になる。なぜなら、 $\hat{U}^P - \hat{U}^C$ に対して、「P 地域と C 国」の差でみたときに、短期・長期からの消費が増加し長期からの労働不効用が減少することで、正の効果加わることになるが、短期の労働からの不効用が増加することで負の効果も加わるからである。同様に、その他のパラメーターを一定にしたまま θ を上昇させることで B 国の経済厚生が上昇・下落する条件 $(\partial \hat{U}^B / \partial \theta \leq 0)$ は、 $-\left(\gamma_P[1-(1-\gamma_A\gamma_P)\Gamma(\rho)] + \frac{\rho(1-\gamma_P)}{(\rho-1)(1-\beta)}(1-\Gamma(\rho)) \right) + \left(\frac{\psi}{(1-\beta)(\psi-1)}(1-\Gamma(\psi)) \right) \leq 0$ のようになる。条件式の第 1 項と第 2 項は、それぞれ θ を上昇させることによる $\hat{U}^P$ の変化と $-(\hat{U}^A - \hat{U}^B)$ の変化を示す。

参考文献

- 馬場直彦(1995)「内外価格差の発生原因について——マークアップ・プライシングの実証分析を通ずる検討——」, 日本銀行金融研究所『金融研究』第 14 巻 2 号, pp. 71-97.
- 大谷聡(2002)「PTM(Pricing-to-Market)と金融政策の国際的波及効果:『新しい開放マクロ経済学』のアプローチ」, 日本銀行金融研究所『金融研究』第 21 巻 3 号, pp. 1-54.
- 植田和男(1998)「アジア危機を経験して」, 『海外投資研究所報』日本輸出入銀行, pp. 4-25.
- Betts, Caroline and Michael B. Devereux (1996) "The Exchange Rate in a Model of Pricing-to-Market," *European Economic Review*, Vol. 40, No. 3-5, pp. 1007-1021.
- Betts, Caroline and Michael B. Devereux (2000) "Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing-to-Market," *Journal of International Economics*, Vol. 50, No. 1, pp. 215-244.
- Basu, Susanto and Fernald, John (1994) "Constant Returns and Small Markups in U. S. Manufacturing," Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper 483.
- Cook, David and Michael B. Devereux (2006) "External Currency Pricing and the East Asian Crisis," *Journal of International Economics*, Vol. 69, No. 1, pp. 37-63.
- Corsetti, Giancarlo, Paolo Pesenti, Nouriel Roubini and Cedric Tille (2000) "Competitive Devaluations: Toward a Welfare-Based Approach," *Journal of International Economics*, Vol. 51, No. 1, pp. 217-241.
- Devereux Michael B., Kang Shi and Juanyi Xu (2007) "Global Monetary Policy under a Dollar Standard," *Journal of International Economics*, Vol. 71, No. 1, pp. 113-132.
- Dixit, Avinash K. and Joseph E. Stiglitz (1977) "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity," *American Economic Review*, Vol. 67, No. 3, pp. 297-308.
- Goldberg, Linda and Cedric Tille (2005) "Vehicle Currency Use in International Trade," *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. 11127.
- Goldberg, Linda and Cedric Tille (2006) "The International Role of the Dollar and Trade Balance Adjustment," *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. 12495.
- Hau, Harald (2000) "Exchange Rate Determination: The Role of Factor Price Rigidities and Nontradeables," *Journal of International Economics*, Vol. 50, No. 2, pp. 421-447.
- Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff (1995) "Exchange Rate Dynamics Redux," *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 3, pp. 624-660.
- Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff (1996) *Foundation of International Macroeconomics*, Cambridge, MA: The MIT Press.
- Rotemberg, Julio, J. and Michael Woodford (1992) "Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity," *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 6, pp. 1153-1207.
- Sato, Kiyotaka (1999) "The International Use of the Japanese Yen: The Case of Japan's Trade with East Asia," *The World Economy*, Vol. 22, No. 4, pp. 547-584.
- Shioji, Etsuro (2001) "Welfare Implications of the 1995-1998 Yen Depreciation on Asia," EMEAP study on Exchange Rate Regimes (<http://www.emeap.org:8084/exchange/chap3.htm>).
- Shioji, Etsuro (2004) "Building a New Framework for Analyzing Effects of Japanese Shocks on Asia," mimeo.
- Tille, Cedric (2001) "The Role of Consumption Substitutability in the International Transmission of Monetary Shocks," *Journal of International Economics*, Vol. 53, No. 2, pp. 421-444.