

東アジアの経済成長と為替レート変動

岡田 義昭

- I はじめに
- II 基本モデル
- III モデル分析
- IV 実証分析
- V 結び
- 注
- 参考文献
- 補論

【要旨】

東アジア各国の外国為替相場制度は、今日、カレンシーボード制、管理フロート制、完全フロート制など様々であり、また、国内金融市場の発展段階も様々である。そこで、本稿では、国内金融市場との関連で為替レートの大幅な変動が東アジア各国のマクロ経済にどのように影響するかを理論的・実証的に検討した。その結果、国内金融市場の発達度が中低位の東アジア新興国では、為替レートの大幅な変動が实体经济へ及ぼすダメージは、国内金融市場の発達した日本などと比べではるかに深刻なものとなることが明らかとなった。ただし、今後、国内金融市場が発達して規模が拡大し厚みが増すようになると、為替レート変動の影響は金融市場で吸収・拡散され、实体经济への影響は徐々に希釈されることになるであろう。

【キーワード】

新開放マクロ経済理論 (NOEM)、東アジア国内金融市場、為替レート変動、ダイナミック・パネル分析、Arellano=Bond (GMM) 推定法

I はじめに

近年、為替管理や資本取引規制の緩和・自由化が進み、情報通信技術（ICT）の革命的進歩と相俟って、国際金融資本市場のリンケージが飛躍的に高まると、多額の外国為替取引やデリバティブ取引などが地球的規模で瞬時に行われるようになった。その結果、市場は予想為替レートやあるいはそれを決める将来のファンダメンタルズ・経済政策予想に対し敏感に反応し、大量の資本移動が一瞬のうちに起こるようになった。それゆえ、変動相場制（クリーン・フロート、管理フロート等）下での為替レートは、乱高下や過剰反応、バブル、ペソ問題、ミスアラインメントなどをもたらす易くした。

こうした為替レートの不安定性は、短期的には、①予見可能性の低下に伴い情報収集コストが増大する、②為替リスクのヘッジは、先物為替予約やデリバティブによってしても必ずしも万全ではないしコストもかかることから経営リスクを高める、などのミクロのコストを増加させる。また、マクロ的にも、為替レートの急速かつ大幅な増価は輸出減少による景気へのデフレ効果をもたらすし、逆に急速かつ大幅な減価は物価騰貴をもたらす。また、為替レートが不安定になると資本の流入も不安定となり、国内の効率的な資本形成を妨げる。さらに、為替レートが均衡レート（i.e. マクロ経済が国内均衡・対外均衡と整合的な状態にあるときの為替レート）から中長期にわたって乖離すると、不必要な生産要素・資源の産業間移動や国際間移動を招来し、したがって無用な調整コストを費やすこととなる。しかもこの場合、こうしてパレート最適な産業構造から一度逸脱すると、為替レートが逆転してもなかなか本来の構造に復元しないという「ヒステリシス効果」をもたらすことが多い。こうして、変動相場制下では、今日のマネーのグローバリゼーションにともない、為替レートは極めて不安定になりがちで、このことは上述のごとく経済活動を大きく損ねることになる。しかしながら、変動相場制は、一方で、内生的・外生的な攪乱から生ずる圧力を為替レートの変動で絶えず吸収・発散させる「柔構造」でもあり、経済の衝撃には極めて強い特色を持っていると言える。

これに対し、変動相場制の対極にある固定相場制（厳格な固定制、調整可能ペッグ等）は、為替レートが安定することから短期的なミクロ・マクロの費用は最小化でき、中長期的にもパレート最適な産業・貿易構造を達成し得ることで経済厚生を高めることが可能となる。しかしながら、固定相場制は金融政策の自律性・独立性を失うと同時に、この制度はいわば「硬い構造」で、内的・外的攪乱から生ずる圧力をシステム内に強引に閉じ込めておこうとするものであるから、何らかのきっかけでひとたび平価の調整が行われそうになると、巨大な投機資金の流れが生まれ、

多大のダメージを实体经济に与えることもあり得る。たとえば、1992年から93年にかけての欧州通貨制度（EMS）、1994年末から95年初めのメキシコ、1997年半ばから98年前半の東アジア、1998年8月のロシア、1999年年初のブラジルなどに見られた世界経済を震撼させた一連の出来事は、このことを端的に例証しよう。こうして、固定相場制は、それを維持するためのコストのみならず、それが維持出来なかった場合のコスト負担も大きい。

かくして、変動相場制をとるにしても固定相場制をとるにしても、いずれにしても為替レートの動きは一国の経済活動にミクロ・マクロの両面で影響を及ぼすことになるが、一般に、その度合いは、当該国の国内金融市場の発展段階に大きく依存すると言われている¹⁾。すなわち、金融システムが整備・強化され、国内金融市場の規模も大きく厚みがある場合は、為替レートが大きく変動してもその影響は金融市場内で吸収・発散され、实体经济活動に影響する程度は小さくて済むが、一方で国内金融市場が未成熟な段階では、為替レートの変動は实体经济活動に著しく影響を及ぼすというものである。

ところで、東アジア諸国の外国為替相場制度は、今日、カレンシーボード制（香港）、管理フロート制（シンガポール、タイ、マレーシア、インドネシア、中国、ラオス、カンボディア、ベトナム、ミャンマー）、完全フロート制（日本、韓国、フィリピン）など様々であり、また、国内金融市場の発展段階も様々である。そこで、本稿では、上述見解を理論的・実証的に検証し、国内金融市場との関連で為替レートの大幅な変動が一国の経済にどのように影響するかを明らかにする²⁾。まず第二章・第三章において、新開放マクロ経済理論（NOEM）の枠組みでモデル分析を行う。ついで第四章で、東アジアのデータを用いて、ダイナミック・パネル分析により統計的検証を行う。以上の分析結果により、東アジア新興地域における為替相場制度アーキテクチャーを、金融市場の発展を踏まえつつ経済成長＝豊かな国づくりの視点より展望する。

II 基本モデル

1 モデルの素描

我々の想定する小国開放マクロ経済は、企業、家計、通貨当局の3部門から構成されるものとする。

企業部門は、代表的企業が労働、技術を用いて1種類の財サービスを生産し、国内、国外に販売する。加えて、企業は投資を行うが³⁾、通常、企業の投資決定に際しては資金のアベイラビリティ問題が重要な意味を持つ。したがって、企業は、金融市場における資金のアベイラビリティ変動に対応した財務的手当を施すことに

より必要資金を確保し、もって研究開発投資などに振り向けることで生産技術水準を高めつつ企業全体の（全要素）生産性向上をはかる。

家計部門は、代表的家計が労働を企業に提供して賃金を受け取るとともに企業から利益配分を配当として受け取り、さらに期をまたがる価値保蔵手段として保有する債券ストック（満期1期）の利子所得とともにそれら所得を対価に自国財サービスならびに輸入された外国財サービスを購入・消費する。

財サービス市場、金融市場、労働市場、ならびに債券市場はいずれも完全競争の状況下にあると仮定する。ただし、賃金に関しては前期末に決定され、今期間中は変更されないものとする（preset & sticky wages）。国際的に取引される財サービスの決済には、満期が1期の自国通貨建ておよび外国通貨建ての各債券が用いられる。さらに財サービスや債券の国際間取引には、自由に変動する名目為替レートが随伴する。これら名目為替レートの変動は、他のマクロ経済変数（e.g. 生産技術水準等）の動きと独立的関係（i.e. 両者の共分散がゼロ）にある。

こうした開放経済の枠組みの下で、代表的家計は所得制約式を条件として将来にわたる効用を最大化し、また代表的企業は生産関数を制約条件として今期利潤の最大化をはかる。かくして、それら各部門の経済主体の主体的均衡によって一意的に定まった財サービス需給量、通貨需給額、労働需給量、債券ストック需給量が、それぞれの市場で“見えざる手”による価格調整（i.e. ワルラス的模索過程）によってクリアーされ、市場均衡が達成される。

最後に、通貨当局は、資金の出し手として通貨を金融市場に供給すると同時に、賃金が期間中不変なことによりマクロ経済のボラティリティは名目為替レート変動にともなう売上額の増減によって生ずることから、通貨当局はまた、金利を政策変数としつつ為替レートの変動をコントロールする。

これら東アジア新興市場の特色を単純化した開放マクロ経済の運行に関するスケッチに対し、以下でさらに厳密に定式化してみよう。

2 家計

まず代表的家計の消費行動様式に関しては以下のごとく定式化する。

a 選好

代表的家計は次のような効用関数を持つものとする。

$$(1) \quad U_t = E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u_s \right], \quad \forall t \in \{0,1,2,\dots\}$$

$$u_s = \frac{C_s^{1-\theta}}{1-\theta} - \frac{L_s^{1+\nu}}{1+\nu}$$

ただし $\beta (\in (0,1))$: 割引率

$\theta (>0)$, $\nu (>0)$: 定数

$E[\cdot]$: 期待値オペレーター

ここで代表的家計の自国財サービス消費指標を C_H 、外国財サービス消費指標を C_F としたとき、総消費指標 C は、両財サービスにおける代替の弾力性を 1 とし、かつ $(1-j)$ を自国 GDP に対する輸入比率とすれば、 $\forall j \in (0,1)$ に対し

$$(2) \quad C_t = \left(\frac{C_{Ht}}{j} \right)^j \left(\frac{C_{Ft}}{1-j} \right)^{1-j}, \quad \forall t \in \{0,1,2,\dots\}$$

で定義される。また、効用関数における L は、代表的家計の労働供給量 (i.e. 労働時間数) を表す。

b. 価格と為替レート

次に、自国財サービス消費指標 C_H に対応する各期の自国通貨建て自国財サービス価格指標を P_H とし、外国財サービス消費指標 C_F に対応する各期の外国通貨建て外国財サービス価格指標を P_F^* とすれば、 S_t を自国通貨建て名目為替レートとして、(2)式に対応した自国の総価格指標 P が、

$$(3) \quad P_t = (P_{Ht})^j (P_{Ft})^{1-j}$$

$$\text{ただし、} P_{Ft} = S_t P_{Ft}^*$$

として求まる。また、外国の総価格指標 P^* も $P_t^* = (P_{Ft}^*)^{1-j} (P_{Ht}^*)^j$ (ただし $P_{Ht}^* = P_{Ht}/S_t$) として同様に求まる。ここで、 P と P^* とのあいだには常に財裁定による「購買力平価」が成り立っているものと仮定する。したがって、 $\forall t \in \{0,1,2,\dots\}$ に対して、

$$(4) \quad P_t = S_t P_t^*$$

なる関係が每期成立すると考える。さらに外国の総価格指標 P^* は常に 1 に正規化 (normalize) されているものとすれば、

$$(5) \quad P_t = S_t, \quad \forall t \in \{0,1,2,\dots\}$$

となる。

固定相場制の場合には、自国通貨建て名目為替レート S_t は定数となる。他方、変動相場制の場合には、 S_t は平均値 \bar{S} の周りでランダムに変動すると考える。

c. 予算制約式

内外債券市場では、自国の総価格指標 P をニューメールにとった自国発行の満期が 1 期の実質債券 B_H ならびに外国の総価格指標 P^* をニューメールにとった外国発行の同じく満期が 1 期の実質債券 B_F が取引される。かくして代表的家計の t 期における予算制約式は、

$$(6) \quad P_t C_t + P_t B_{H,t+1} + S_t P_t^* B_{F,t+1} = W_t L_t + \Pi_t + (1+r_t) P_t B_H + (1+r_t^*) S_t P_t^* B_{Ft}$$

$$\forall t \in \{0,1,2,\dots\}$$

で表せる。ここで W は企業から家計に支払われる名目賃金率（単位労働時間当り）、 L は家計が企業に提供する労働時間数、 Π は企業から家計に支払われる名目配当金、 r, r^* はそれぞれ国債債券ならびに外国債券の利率（小数点表示）、 S は国債通貨建て名目為替レートを表わす。

d. 最適化行動

かくして、代表的家計は、財サービス価格、賃金率、配当金、債券利率、債券ストック、為替レートが所与の時、予算制約式の下で期待効用を最大とするように、消費財サービス需要量、労働供給量、債券ストック（次期）をそれぞれ決めるものとする。したがって、代表的家計の最適化行動は、

$$(7) \max_{\{B\}\{C\}\{L\}}: U_t = E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u_s \right]$$

$$u_s = \frac{C_s^{1-\theta}}{1-\theta} - \frac{L_s^{1+\nu}}{1+\nu}$$

$$\text{s.t. } P_s C_s + P_s B_{H,s+1} + S_s P_s^* B_{F,s+1} = W_s L_s + \Pi_s + (1+r_s) P_s B_{Hs} + (1+r_s^*) S_s P_s^* B_{Fs}$$

$$\forall t \in \{0,1,2,\dots\}$$

$$\text{given } P_s, P_s^*, W_s, \Pi_s, r_s, r_s^*, B_{Hs}, B_{Fs}, S_s$$

なる制約条件付き最大化問題を解くことで得られる。

(7)式に関して1階の必要条件を求めると、以下のような t 期における代表的家計の主体的均衡条件を得る⁴⁾。すなわち、 $\forall t \in \{0,1,2,\dots\}$ に対して、

$$(8) C_t^{-\theta} = \beta E_t \left[(1+r_t) \frac{P_t}{P_{t+1}} C_{t+1}^{-\theta} \right] \quad \dots \text{消費オイラー方程式}$$

$$(9) C_t^{\theta} = \frac{W_t}{P_t} L_t^{-\nu} \quad \dots \text{消費・余暇トレードオフ条件式}$$

である。

3 企業

つぎに代表的国企業の生産行動様式を以下のように定式化する。

a 生産技術

自国の代表的企業は、可変的生产要素である労働のみを投入し、1種類の財サービスを生産する。したがって、企業の生産関数 F は、 $A (>0)$ を技術水準（i.e. 全要素生産性（ソロー残差））とすれば、 $L \geq 0$ に対して

$$(10) Y_t = F(L_t) = A_t \sqrt{L_t}$$

で表せる。それゆえ、 t 期における代表的企業の財サービス生産量は、

$$(11) \text{ 国企業: } Y_t \equiv Y_{Ht} + Y_{Ht}^* \quad (\text{外国企業: } Y_t^* \equiv Y_{Ft}^* + Y_{Ft})$$

$$\forall t \in \{0,1,2,\dots\}$$

ただし, Y_H : 自国財サービスの自国向け供給量

Y_H^* : 自国財サービスの外国向け供給量 (i.e. 自国輸出量)

(Y_F : 外国財サービスの自国向け供給量 (i.e. 自国輸入量))

(Y_F^* : 外国財サービスの外国向け供給量)

で示せる。

b 最適化行動

代表的企業の利潤関数を

$$(12) \quad \Pi_t = P_t Y_t - W_t L_t, \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

と定義する。すると、企業の今期の最適化行動は、前期末に決まった賃金率 W_t を所与としたとき、自社の生産技術構造(10)式を制約条件として今期における利潤の最大化をはかるものとして表わせ得る。したがって、 $\forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$ に対して

$$(13) \quad \frac{W_t}{E[P_t]} = k_t A_t$$

$$\text{ただし, } k_t \equiv \frac{1}{2\sqrt{L_t}}$$

となる。ここで $E[P_t]$ は今期間中に実現するであろう自国の総価格指標 P_t の期待値である。 $E[P_t] = E[S_t] = \bar{S}$ であるから、(13)式はまた、

$$(13a) \quad W_t = k_t A_t \bar{S}, \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

として表せる。

つぎに、ファイナンスに関しては、代表的企業は今期に金融市場から資金調達し、それを研究開発部門への投資などに振り向け、その結果、次期の生産技術水準を高めて常に $\gamma (> 1)$ だけ企業全体の（全要素）生産性向上をはかる。すなわち、 $A_{t+1} / A_t = \gamma$ である。ここで、投資価値 Z_{t+1} は投資した結果として高まった生産性に比例すると考えれば、 $z (> 0)$ を比例定数として、

$$(14) \quad Z_{t+1} = z P_{H,t+1} A_{t+1}, \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

で示せる。それゆえ、代表的企業は、投資のための資金調達コストと投資によって得られるであろうリターンの期待値 $E[Z_{t+1}]$ との比較考量によって、今期の資金需要額 M^D を決める。

4 市場均衡

a 債券市場

自国・外国双方の実質債券の国際的受取りと支払いの差は、符号が逆で絶対値が等しくなるから、債券ストックの純供給がゼロと仮定すれば、

$$(15) \quad (B_{Ht} + B_{Ft}) + (B_{Ft}^* + B_{Ht}^*) = 0, \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

となる。

b 財サービス市場

財サービス市場のグローバルな均衡は、

$$(16) \quad C_t + C_t^* = Y_t + Y_t^*, \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

で示される。ここで価格ベクトルを $\pi_t = (P_t, P_t^*)$ (ただし $P_t^* \equiv 1$) と置き、超過需要関数を $\Gamma(\pi_t) = (C_t + C_t^*) - (Y_t + Y_t^*)$ と定義すれば、 $\Gamma(\pi_t)$ は、他の条件にして等しいとき (ceteris paribus)、①価格の変化に対して連続的、②ワルラス法則を満たす、③ゼロ次同次である、ということが確認される。したがって、(16)式を満たすような均衡価格 $\bar{\pi}_t = (\bar{P}_t, 1)$ が必ず存在する⁵⁾。また、財サービス市場の t 期における調整メカニズムとして、 Ψ を調整関数として、

$$(17) \quad \begin{aligned} \Gamma_\tau > 0 &\Rightarrow \Delta\pi_\tau = \Psi(\Gamma_\tau) > 0 \\ \Gamma_\tau < 0 &\Rightarrow \Delta\pi_\tau = \Psi(\Gamma_\tau) < 0 \\ \Gamma_\tau = 0 &\Rightarrow \Delta\pi_\tau = \Psi(\Gamma_\tau) = 0 \end{aligned} \quad \forall \tau \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

と定式化する。但し τ は t 期を微小区間に分割したものであり、また $\Delta\pi_\tau \equiv \pi_\tau - \pi_{\tau-1}$ である。このとき、これら財サービス市場の調整過程は、均衡価格の近傍で局所安定的となることも併せて言える⁶⁾。

c 労働市場

名目賃金は前期末に決定されかつ今期間中は変更されない (preset & sticky wages) と仮定しているから、これら単位労働時間当り賃金率が所与のとき、代表的企業は利潤最大化条件より労働時間需要量 L^D を決め、他方、代表的家計は消費・余暇トレードオフ条件に基づき労働時間供給量 L^S を決める。したがって、労働市場の均衡条件は

$$(18) \quad \min[L_t^S, L_t^D], \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

となる。

d 金融市場

M^S を通貨当局の通貨供給額とし、 M^D を代表的企業の通貨需要額とすれば、金融市場の均衡は、

$$(19) \quad M_t^S = M_t^D, \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

で示される。

Ⅲ モデル分析

1 金融市場の制約

小国開放経済において、企業は、国内金融市場の資金アベイラビリティに制約がある場合、一定の確率 (i.e. ρ) で資金調達に成功してはじめて投資価値 Z を実現する。これら資金調達の成否は、調達コストをカバーすべき企業利潤の大きさに依存するから、これはまた利潤を決める労働の雇用量と全体的な経済ショックに影響される。すなわち、金融市場の資金アベイラビリティに制約がある場合の代表的企業における利潤関数は、 β を当該企業の割引率として、

$$(20) \quad \Phi_t = P_{Ht} A_t \sqrt{L_t} - k_t A_t \bar{S} L_t + \beta \rho_t E_t [Z_{t+1}], \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

として表せる。

つぎに、投資コストは生産性価額 $P_{Ht} A_t$ に比例すると考え、また、 $X (\geq 0)$ をそれら投資に対する資金調達成否の確率変数とすれば、資金調達コストは、

$$(21) \quad X_t = X P_{Ht} A_t, \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

で示される。さらに、 f を確率変数 $X (\geq 0)$ の確率密度関数、 F をその累積分布関数として、

$$(22) \quad \rho_t = F(x_t) = \int_0^{x_t} f(X) dX$$

$$\text{ただし、} F'' < 0, \quad F(0) = 0, \quad F(+\infty) = 1$$

と置く。

ここで、 $\mu (\geq 0)$ を国内金融市場の発達度を表す指標とし (i.e. 外生変数でかつ時間を通じて一定)、企業による実現利潤の μ 倍が金融市場から資金調達可能と考える。当該金融市場が規模も大きく厚みもあれば μ は大であり、資金調達は容易となる。他方、未成熟であれば、 μ は小であり、資金調達は困難となる。すると、代表的企業にとって金融市場で調達可能な資金額 M は、

$$(23) \quad M_t = \mu \Pi_t, \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

となる。したがって、

$$(24) \quad M_t \geq X_t \Leftrightarrow x_t = \frac{\mu \Pi_t}{P_{Ht} A_t} \geq X$$

であれば、企業は投資が実現する。このことから、資金調達確率として、

$$(25) \quad \rho_t = F\left(\frac{\mu \Pi_t}{S_t A_t}\right), \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

を得る。かくして、代表的企業の最適化行動は、(25)式を(29)式の利潤関数に代入して Φ を最大にすることである。既に前章で見たごとく、代表的企業の主体的均衡

条件式(前章13式)より $\frac{\partial \Pi_t}{\partial L_t} = 0$ であるから, $\frac{\partial \rho_t}{\partial L_t} = \frac{\mu}{S_t A_t} F' \left(\frac{\mu \Pi_t}{S_t A_t} \right) \left(\frac{\partial \Pi_t}{\partial L_t} \right) = 0$

となる。したがって,

$$(26) \quad \max_{\{L_t\}} : \Phi_t \Leftrightarrow L_t = \left(\frac{S_t}{2k_t \bar{S}} \right)^2 \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

が求まる。これより, 代表的企業の均衡利潤として,

$$(27) \quad \Pi_t = \varphi_t A_t S_t^2, \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

$$\text{ただし, } \varphi_t \equiv \frac{1}{4k_t \bar{S}}$$

が得られる。また, (25)式の資金調達確率は

$$(28) \quad \rho_t = F(\mu \varphi_t S_t), \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

と書き換えられる。

2 生産性成長率

代表的企業にとって, $t+1$ 期における全要素生産性の期待値は,

$$(29) \quad E[A_{t+1}] = E[\rho_t] \gamma A_t + (1 - E[\rho_t]) A_t$$

で示せる。それゆえ, t 期から $t+1$ 期にかけての t 期における生産性成長率の期待値は,

$$(30) \quad g_t \equiv \frac{E[A_{t+1}] - A_t}{A_t} = (\gamma - 1) E[\rho_t], \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

となる。かくして, つぎのような命題⁷⁾が導ける。

【命題1】

小国開放経済において, 為替レートの変動幅が大きくなるにつれ, 企業の全要素生産性成長率は低下する。また, 国内金融市場が発達度を増すほど, 企業の生産性成長率は為替レート変動の影響を受けにくくなる(証明は補論1参照)。

3 為替レート変動

代表的企業の全要素生産性 A_t は, 一般にマクロ経済におけるもろもろのファンダメンタルズの影響を蒙る。したがって, A_t はランダムで, u_t を生産性ショックとすれば,

$$(31) \quad A_t = \bar{A}_t \exp(u_t), \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

$$\text{ただし, } E[u_t] = 0, \quad V[u_t] = \sigma_u^2$$

と表現され得る。ここで, \bar{A}_t は t 期に利用可能な技術知識が企業の生産性向上に活かされたもので, それら技術知識における新機軸は $t+1$ 期の研究開発投資などによる技術革新によって生み出されたものとする。それゆえ,

$$(32) \quad \bar{A}_t = \{\rho_{t-1}(\gamma - 1) + 1\}A_{t-1}$$

となる。

代表的企業にとって、名目賃金率は前期末に決定され、今期間中は変更されないものと仮定しているから、生産性ショックを知る前に既に賃金率は決定されている。したがって、(前章 13a) 式に替わって、 $W_t = k_t \bar{S} A_t$ となる。ただし、利潤は生産性ショックが顕現した後に確定するから、これより、代表的企業の均衡利潤である(27)式は、

$$(33) \quad \Pi_t = \bar{\varphi}_t A_t^2 S_t^2, \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

$$\text{ただし, } \bar{\varphi}_t \equiv \frac{1}{4k_t \bar{S} A_t}$$

に替わる。また、(28)式の資金調達確率は

$$(34) \quad \rho_t = F(\mu \bar{\varphi}_t A_t S_t), \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

と書き換えられる。すなわち、代表的企業は引数に生産ショックが顕現する前の A_t を加味して資金調達確率を予想することになる。

いま、為替レートには財裁定 (i.e. 購買力平価) に加え、金利裁定が働くとするば、

$$(35) \quad s_t = s_{t+1}^e + \ln(1 + r^*) - \ln(1 + r_t) + \eta_t, \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

$$\text{ただし, } s_t \equiv \ln S_t, \quad s_{t+1}^e \equiv \ln S_{t+1}^e$$

となる。ここで外国の金利 r^* は所与でかつ一定とし、また、 S_{t+1}^e は次期の予想為替レートとする。また、 η_t はリスク・プレミアム・ショックを表し、他のファンダメンタルズ・ショックとは無相関とする。すなわち、 $E[\eta_t] = 0$ 、 $V[\eta_t] = \sigma_\eta^2$ 、 $\text{cov}[\eta_t, u_t] = 0$ である。

通貨当局は、政策変数たる金利を操作することによって為替レートの変動をコントロールする。したがって、金融政策ルールは、 $\forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$ に対して

$$(36) \quad \ln(1 + r_t) = \psi_0 + \psi_1 s_t + \psi_2 u_t$$

$$\text{ただし, } \psi_0 \equiv \ln(1 + r^*)$$

によって示される。この金融政策ルールを(35)式に代入し、前向きに逐次解いていけば、 $E_t[u_{t+1}] = E_t[\eta_{t+1}] = 0$ に留意することにより、

$$(37) \quad s_t = \frac{1}{1 + \psi_1} \eta_t - \frac{\psi_2}{1 + \psi_1} u_t, \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

を得る。ただし、ここでは、通貨当局は自国通貨建て為替レートが減価(増価)するとき自国の金利を引き上げる(引き下げる)と想定し、したがって(36)式で

$\psi_1 > 0$ とすれば、 $\lim_{n \rightarrow \infty} E_t \left[\frac{S_{t+n}}{(1 + \psi_1)^n} \right] = 0$ となる結果が用いられている (i.e. バブル解の排除)。

ところで、さきの(34)式および(37)式より、資金調達確率 ρ_t は生産性ショック u_t とリスク・プレミアム・ショック η_t によって影響を受けることが分かる。したがって、全要素生産性の成長率 g を求めるには、それぞれのショックの分散を考慮する必要がある。これに対し、次の命題2⁸⁾が導ける。

【命題2】

小国開放経済において、生産性ショック u_t の分散 σ_u^2 とリスク・プレミアム・ショック η_t の分散 σ_η^2 とが

$$\sigma_u^2 > \lambda \sigma_\eta^2$$

$$\text{ただし、} \lambda \equiv \frac{1}{2(1+\psi_1)\psi_2 - (\psi_2)^2}$$

である場合には、企業の全要素生産性成長率は高まる（証明は補論1参照）。

IV 実証分析

前章までのモデル分析で、国内金融市場の育成・発展が、為替レート変動と企業の投資行動や経済成長率との関係に様々な影響を及ぼすことを理論的に検討した。とりわけ、金融市場の規模が大で厚みがあるかぎり、通貨変動が実体経済に及ぼすダメージは僅少にとどまることが理論的インプリケーションとして導かれた。そこで、本章において、東アジア各国の統計データを用いて、それら仮説を実証的に検証してみよう。

1 ダイナミック・パネルデータ分析

本章では、理論モデルから導かれた回帰式に対し、時系列データにクロスセクション・データを加味した東アジア各国のパネルデータを用いて、以下のような特色を有するパネルデータ分析を施して実証的に検証する。すなわち、

- a) 各国間の異質性や時間の経過に関して生ずる特定不可能な変数をコントロールできる、
- b) 各国固有の効果や時間効果を分解して計測できるから因果関係の識別が容易となる、
- c) 標本数が増えて自由度が増すことから、より有効な推定量が得られる、などである⁹⁾。

そこで、まずASEAN主要5カ国（シンガポール、マレーシア、タイ、インドネシア、フィリピン）に日本、韓国、中国を加えた東アジア8カ国を、国内金融市場の発達度（銀行ならびに他の金融機関による国内民間部門向け与信額の対GDP比）により高発達度グループ I_H と、中低発達度グループ I_L の2グループに分け

る。ついで、 t 期 ($t=1,2,\dots,T$) における i ($i \in I_H \cup I_L$) 国の回帰式を以下のように設定する。

$$(38) \quad y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \beta ER_{it} + z_{it} + \varepsilon_{it}$$

ただし、 y_{it} ：労働生産性（就業者1人当たり実質GDP）増加率

ER_{it} ：実質実効為替レート変動率¹⁰（年平均からの四半期ベース標準偏差の対数表示）

z_{it} ：操作変数

ε_{it} ：一元配置誤差構成要素モデルに従う

$\alpha, \beta (< 0)$ ：係数

したがって、誤差項 ε_{it} は、

$$(39) \quad \varepsilon_{it} = \mu_i + u_{it}$$

ただし、 $\mu_i \sim i.i.d.(0, \sigma_\mu^2)$ & $u_{it} \sim i.i.d.(0, \sigma_u^2)$ ：攪乱項

とする。データはIMFの *International Financial Statistics*, CD-ROM, August 2009を用いる¹¹。サンプル期間は1990年から2008年までの年次データである。

ところで、年ベースの労働生産性増加率 y_{it} は、観察頻度が低いことから、ランダム・ウォーク確率過程に従うと考えるよりはむしろ系列相関を有するもろもろの経済ファンダメンタルズの動きに影響されると考えたほうが現実的であろう。したがって、ここではこれら「状態依存効果」を加味し、ラグ付き労働生産性増加率を説明変数に加えることで労働生産性の動学過程を説明する。ただし、ラグ付き被説明変数が説明変数に挿入されると、もはや「外生性」が満たされなくなることから (i.e. $E[y_{i,t-1}\varepsilon_{it}] \neq 0$)、これを通常のパネルデータに関する固定効果モデルや変量効果モデルで推計したとしてもその推定量は一致性を欠くことになる¹²。したがって、これら問題点を克服すべくここでは Arellano=Bond 推定法¹³ と称される一般化積率法 (GMM) をこれら動学的パネル分析に適用する。したがって、 z_{it} は Arellano=Bond 操作変数および強外生変数や先決変数などの通常操作変数である。かくして、 I_H グループと I_L グループ双方の回帰式におけるパネル推定量 $\hat{\beta}$ を比較すれば、ここに理論的インプリケーションの妥当性を検証することが可能となる。すなわち、 $\hat{\beta}(I_L) > \hat{\beta}(I_H)$ であれば、実証面からも理論的帰結が支持されたことになる。

2 推計結果

まず、第1表で示されるように、ASEAN 主要5カ国に日本、韓国、中国を加えた8カ国の国内金融市場発達度は、日本が米国同様極めて高く他の7カ国がそれに続く。したがって、{日本} を I_H とし、{シンガポール、マレーシア、タイ、インドネシア、フィリピン、韓国、中国} を I_L とする¹⁴。

第1表 東アジア各国金融市場の発達度

	Japan	Korea	Spore	Malaysia	Thailand	Indonesia	Philippines	China	参考: USA
1999	N.A.	0.8294	1.3018	N.A.	N.A.	N.A.	0.4687	1.1136	N.A.
2000	N.A.	0.8547	1.2107	N.A.	N.A.	N.A.	0.4379	1.1221	N.A.
2001	1.9311	0.8851	1.4432	1.2723	0.9691	0.1816	0.4019	1.1108	1.7799
2002	1.8241	0.9440	1.2986	1.2135	1.0254	0.1934	0.3695	1.1868	1.6837
2003	1.8031	0.9650	1.3194	1.1859	1.0030	0.2119	0.3492	1.2700	1.8336
2004	1.7349	0.9137	1.2239	1.1163	1.0174	0.2472	0.3389	1.2001	1.9030
2005	1.8208	0.9400	1.1500	1.1059	1.0058	0.2554	0.3032	1.1431	1.9460
2006	1.7928	N.A.	N.A.	1.0765	0.9559	0.2387	0.2998	1.1300	2.0173
2007	1.7202	N.A.	N.A.	1.0513	0.9241	0.2517	0.2881	1.1102	2.0921
2008	1.6327	N.A.	N.A.	1.0042	0.9352	0.2627	N.A.	1.0829	1.9123
10年平均	1.7825	0.9045	1.2782	1.1282	0.9795	0.2303	0.3619	1.1469	1.8960

資料: IMF (2009) より計算

さらに全パネルデータのうち、各国個別の労働生産性増加率 (y_{it}) ($i \in I_H \cup I_L$, $t = 1990 \sim 2008$) を示すと第1図のごとくである。また各国平均の増加率に関し ± 1 標準偏差 (点線表示) とともに示すと第2図のごとくとなる。加えて各国個別の為替レート変動率 (ER_{it}) は第3図となる。同様に、各国平均の為替レート変動率は ± 1 標準偏差 (点線表示) とともに第4図で示される。さらに国内金融市場発達度の高い日本を除く他7カ国の労働生産性増加率と為替レート変動率に関する散布図はまた第5図のように示される。他方、日本の両変数に関する散布図は第6図で示さる。ここで両散布図の傾向線をとると、

$$(40) \quad 7 \text{カ国} : y = 5.332 - 1.757 \times ER \quad R = 0.356$$

$$(0.471) \quad (0.403)$$

$$[11.33] \quad [-4.359]$$

$$\text{日本} : y = 2.003 - 0.819 \times ER \quad R = 0.445$$

$$(0.563) \quad (0.400)$$

$$[3.556] \quad [-2.047]$$

ただし 係数下 (\cdot) 内数字は標準誤差, $[\cdot]$ 内数字は t -統計量となる。したがって、この計算結果から、国内金融市場の発達度が中低位の I_L グループの方が、日本よりも為替レートの変動が労働生産性の増加率に大きくマイナスの影響を及ぼしていることが観測できる。

Chart 1 Labor Productivity Growth Rate

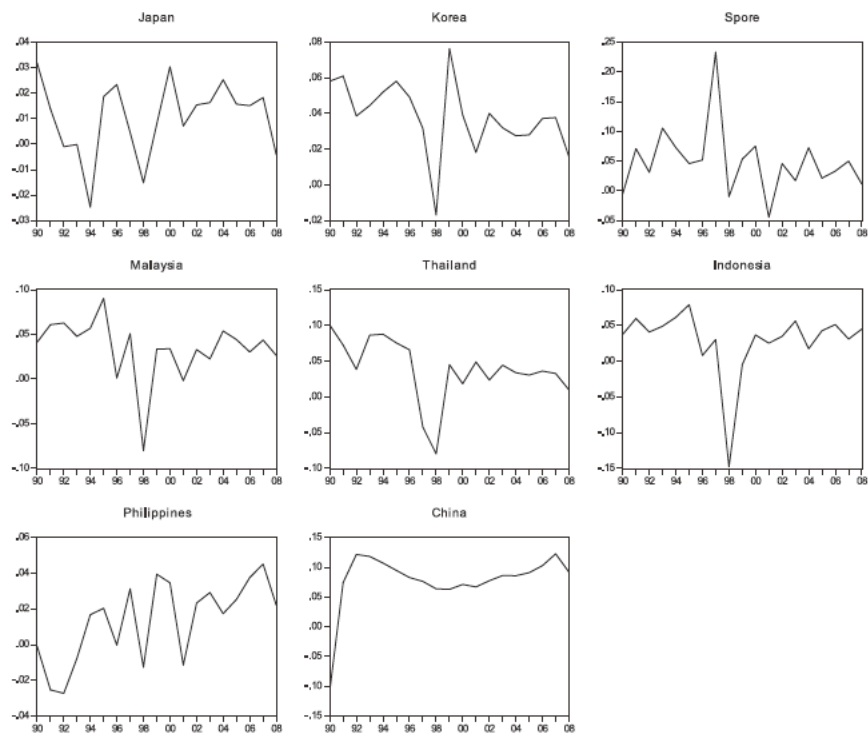


Chart 2 Labor Productivity Growth Rate

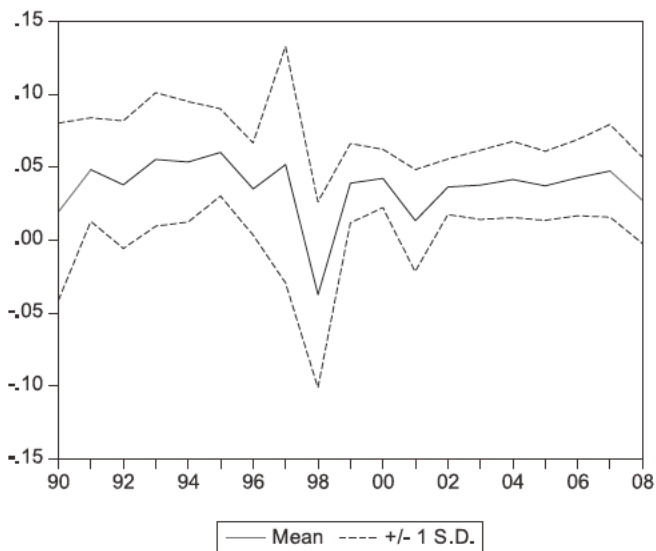


Chart 3 EXchange-rate Volatility

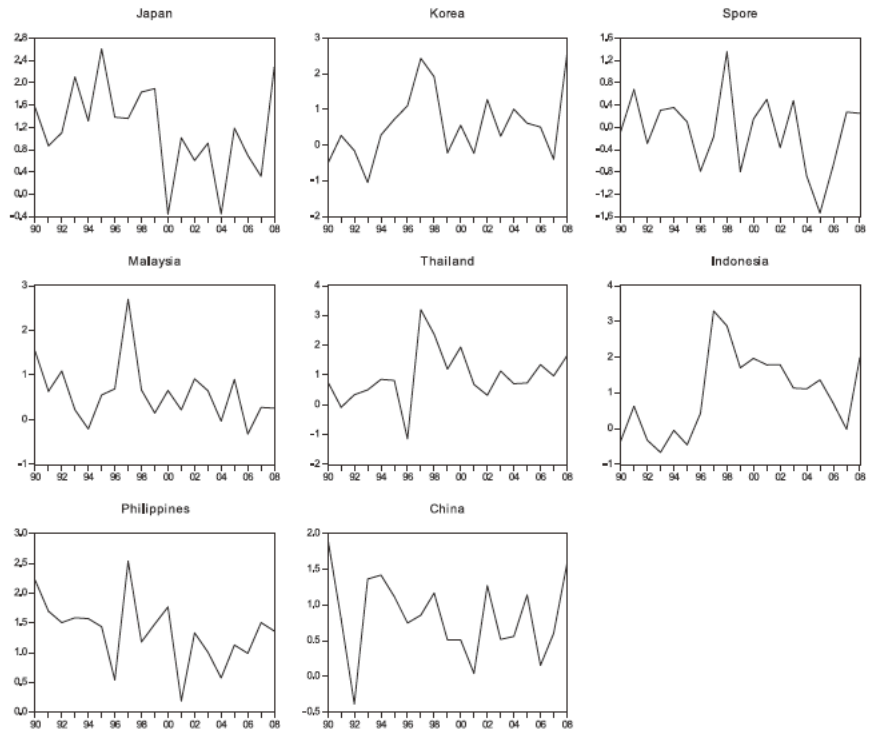
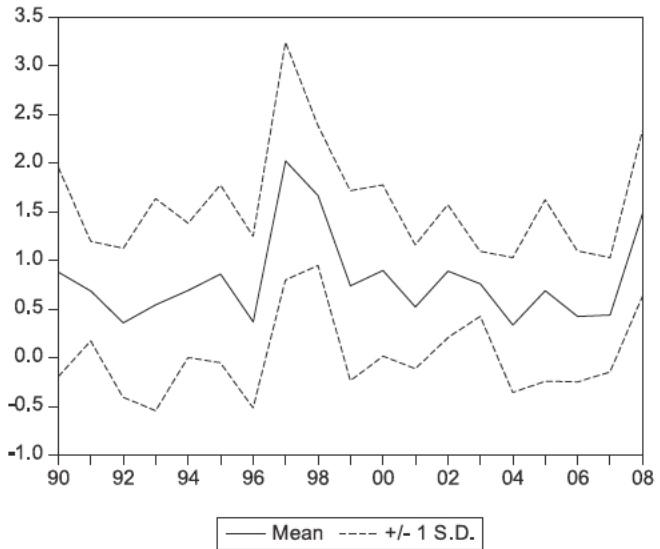
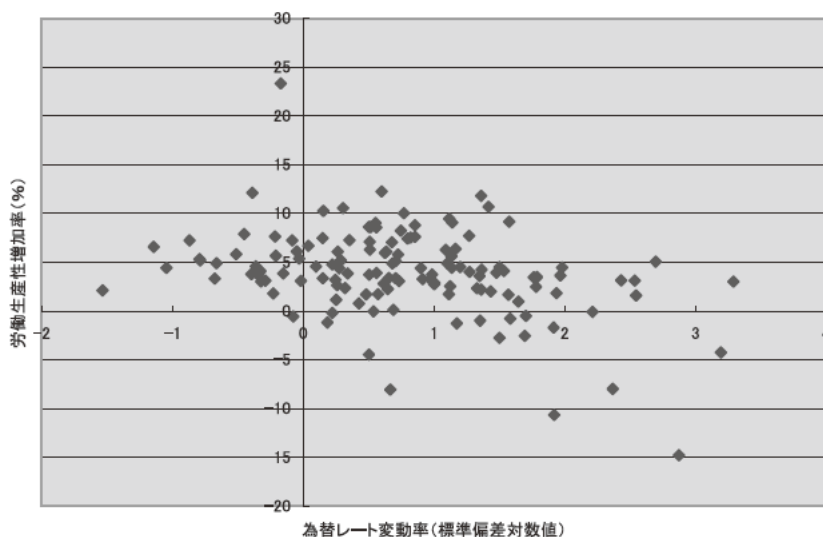


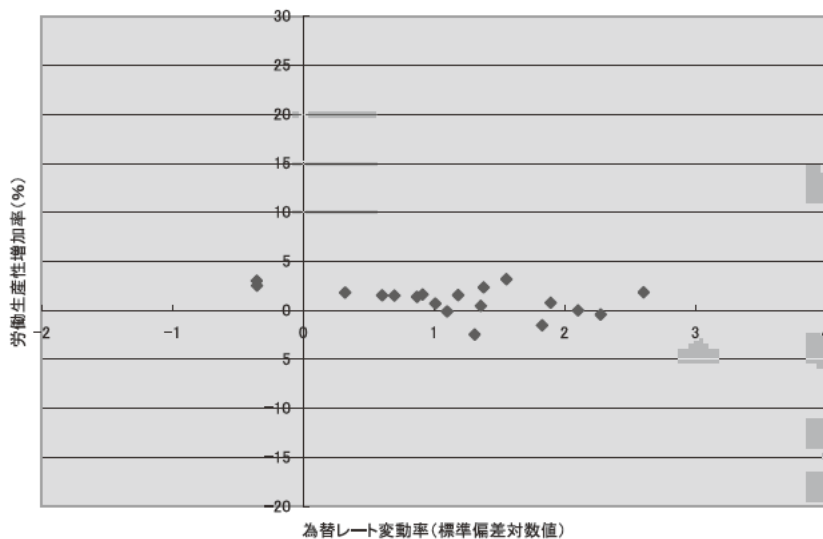
Chart 4 EXchange-rate Volatility



第5図 労働生産性と為替レート変動散布図：7カ国



第6図 労働生産性と為替レート変動散布図：日本



こうした予備的検討を踏まえ、以下でさらに詳細な統計的考察を加えてみよう。

ここでGMMを計算するにあたって、労働生産性増加率(y_{it})と為替レート変動率(ER_{it})の2変数に関してパネル単位根検定を施すと、第2表の結果を得る。いずれの統計量でも「 H_0 : 単位根あり」という帰無仮説が1%の有意水準で棄却され、対立仮説「 H_1 : 単位根なし」が採択される。したがって、これら2変数パネルデータはいずれも $I(0)$ すなわち定常変数であることが確認される。また、GMMの通常操作変数として、マネーマーケット・レート(IR_{it}) (= 100 + 利率

(年率換算・%)の対数表示)¹⁵⁾ならびに経済開放度 (XM_{it}) (= (GDP ベース輸出等 + 輸入等) ÷ GDP の対数表示) を採用する。

かくしてこれら操作変数を用いてパネルデータにGMM推計法を適用すると、第3表： I_L グループならびに第4表： I_H グループのような結果を得る。ただし I_H グループ (i.e. 日本) の場合、ラグ付き労働生産性増加率 $y_{i,t-1}$ の係数に対する推計量 $\hat{\alpha}$ の t -統計量が、 $p = 0.313$ で帰無仮説「 $H_0 : \hat{\alpha} = 0$ 」を棄却できないため、 $y_{i,t-1}$ を落としたスペックの回帰式も計算してある (第4b表参照)。その結果、いずれのグループでも為替レート変動率の係数に対する推計量 $\hat{\beta}$ の t -統計量は5%の水準で有意となっており、かつ符号条件 ($\beta < 0$) も満たしている。また、過剰識別制約の妥当性に関して各 J -統計量をもとに χ^2 検定を施すと、 p 値は前者では $p = 0.065$ であり、また後者では $p = 0.873$ ないしは $p = 0.598$ であるから、帰無仮説「 $H_0 : 過剰識別制約条件が満たされる$ 」はいずれも5% (前者) ないしは10% (後者) の有意水準で棄却され得ない。それゆえ、本推計で特定化された操作変数は原回帰式に対して妥当なものと言える。

第2表 パネル単位根検定

Panel unit root test: Summary				
Series: Y				
Sample: 1990 2008				
Exogenous variables: Individual effects				
User-specified lags: 1 and Bartlett kernel				
Balanced observations for each test				
Method	Statistic	Prob.*	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t	-2.69699	0.0035	8	136
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-3.51328	0.0002	8	136
ADF - Fisher Chi-square	39.5071	0.0009	8	136
PP - Fisher Chi-square	84.5185	0	8	144

Panel unit root test: Summary				
Series: ER				
Sample: 1990 2008				
Exogenous variables: Individual effects				
User-specified lags: 1 and Bartlett kernel				
Balanced observations for each test				
Method	Statistic	Prob.*	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t	-4.17153	0	8	136
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-3.84111	0.0001	8	136
ADF - Fisher Chi-square	43.6143	0.0002	8	136
PP - Fisher Chi-square	76.6988	0	8	144

* Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chisquare distribution. All other tests assume asymptotic normality.

第3表 推計結果 (金融市場中低位発達国)

Dependent Variable: Y				
Method: Panel Generalized Method of Moments				
Transformation: First Differences				
Sample (adjusted): 1992 2008				
Periods included: 17				
Cross-sections included: 7				
Total panel (balanced) observations: 119				
White period instrument weighting matrix				
White period standard errors & covariance (d.f. corrected)				
Instrument list: IR IR(-1) XM XM(-1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	0.598712	0.130264	4.596162	0
ER	-0.089415	0.020378	-4.387748	0
Effects Specification				
Cross-section fixed (first differences)				
Mean dependent var	-0.001275	S.D. dependent var		0.051484
S.E. of regression	0.108548	Sum squared resid		1.378582
J-statistic	5.452271	Instrument rank		4
J-stat P Value	0.065472			

第4-a表 推計結果 (日本) : Y(-1)有り

Dependent Variable: Y				
Method: Generalized Method of Moments				
Sample (adjusted): 1991 2008				
Included observations: 18 after adjustments				
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (2), No prewhitening				
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration				
Convergence achieved after: 5 weight matrices, 6 total coef iterations				
Instrument list: C IR IR(-1) XM XM(-1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.039846	0.013753	2.897299	0.0111
Y(-1)	-0.327574	0.313542	-1.044753	0.3127
ER	-0.023632	0.008369	-2.823807	0.0128
Mean dependent var	0.00923	S.D. dependent var		0.014155
S.E. of regression	0.016689	Sum squared resid		0.004178
J-statistic	0.272718	Instrument rank		5
J-stat P Value	0.872529			

第4-b表 推計結果 (日本) : Y(-1)無し

Dependent Variable: Y				
Method: Generalized Method of Moments				
Sample (adjusted): 1991 2008				
Included observations: 18 after adjustments				
Kernel: Bartlett, Bandwidth: Fixed (2), No prewhitening				
Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration				
Convergence achieved after: 6 weight matrices, 7 total coef iterations				
Instrument list: C IR IR(-1) XM XM(-1)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.02702	0.003109	8.69143	0
ER	-0.016072	0.003198	-5.026419	0.0001
Mean dependent var	0.00923	S.D. dependent var		0.014155
S.E. of regression	0.013796	Sum squared resid		0.003045
J-statistic	1.877922	Instrument rank		5
J-stat P Value	0.598127			

以上の推計結果から、以下の結論が導かれる。

国内金融市場が高度に発達した日本では、為替レート変動率の係数 $\hat{\beta}$ に関する推計量は -0.024 ないしは -0.016 であり、他方、国内金融市場の発達度が中低位のグループであるシンガポール、マレーシア、タイ、インドネシア、フィリピン、韓国、中国の7カ国では推計量は -0.089 となっている。これは絶対値で見ると日本に比べておよそ4倍～5倍の数字である。かくして、日本を除く東アジア各国では、為替レートの大幅な変動が労働生産性など実体経済に及ぼす負の影響は、係数 $\hat{\beta}$ の値から判断するに、国内金融市場の整備された日本などと比べてはるかに深刻なものと言えるであろう。為替レート変動の水準・スピードに関して通貨当局に適切な管理が求められる理由もここにある。

5 結び

東アジア諸国の外国為替相場制度は、今日、カレンシーボード制、管理フロート制、完全フロート制など様々であり、また、国内金融市場の規模や厚みなど発展段階も様々である。そこで、本稿では、国内金融市場との関連で為替レートの大幅な変動が東アジア諸国のマクロ経済にどのように影響するかを理論的・実証的に検討した。

まず、新開放マクロ経済学の枠組みをベースに議論すると、国内金融市場の規模が大で厚みがあるかぎり、為替レートの大幅な変動が国内企業の投資資金調達行動やその結果としての研究開発投資を通じた生産技術水準（TFP ベース）の向上など実体経済へ及ぼすマイナスの影響は僅少にとどまるが、逆に国内金融市場の発達が未成熟であると、通貨変動が実体経済に及ぼす影響は大となるという理論モデル分析の帰結を得た。

ついで、東アジアの統計データを用いて、ダイナミック・パネル分析によりそれら仮説を実証的に検証した。その結果、回帰式において労働生産性（増加率）を被説明変数としたとき、東アジア各国における国内金融市場の発展段階に応じて、説明変数たる為替レート変動率の係数に対する推計量に有意な差が見られた。すなわち、国内金融市場が良く発達した日本では係数の推計量は $-0.016 \sim -0.024$ となり、他方、国内金融市場の発達度が中低位のグループであるシンガポール、マレーシア、タイ、インドネシア、フィリピン、韓国、中国の7カ国平均では係数の推計量は -0.089 と日本に比べ絶対値ベースで大きくなった。このことは、さきの理論的インプリケーションと整合的である。というのも、係数の値が小であれば為替レート変動の労働生産性すなわち生産技術水準（TFP ベース）に対する影響は小さくなり、逆に値が大であれば影響も大となることを意味するからである。

かくして、日本を除く東アジア各国では、国内金融市場の発達度・成熟度が日米

などに比してあまり高くないことから、為替レートの変動が实体经济へ及ぼすダメージは、日本などと比べではるかに深刻なものと言える。為替レートは、通貨取引がグローバル化した今日、乱高下（ボラティリティ）や過剰反応（オーバーシュート）、バブル、ペソ問題、ミスアラインメントなどが随時生じ易い。通貨投機も決して稀なことではなくなった。為替レート変動の水準・スピードに関し通貨当局による適切な制御・管理が必要視される所以もここにある。ただし、今後、国内金融市場が発達して規模が拡大し厚みが増すようになると、日米経済の例が示すごとく、為替レート変動の影響は金融市場内で吸収・拡散され、实体经济への影響は徐々に希釈されることになるであろう。完全フロート制を目指したロードマップがここに示されるのである¹⁶⁾。

以上の検討結果により、東アジア新興地域における為替相場制度アーキテクチャー構築の道筋に関し、国内金融市場の発展段階を踏まえつつ経済成長＝豊かな国づくりの視点より展望することが可能となってくる。

(2010年3月：最終稿，2010年6月受理)

注

- 1) Aghion et al. (2006)
- 2) 本稿は、岡田 (2006) (2009) で展開された新開放マクロ経済学 (NOEM) の議論をベースに、さらに Aghion et al. (2006) の基本的着想を取り入れてまとめた。
- 3) 本モデルでは、(10)式で示されるように、企業の生産関数において資本が捨象されている。したがって、投資はたとえば研究開発投資などに向けられ、全要素生産性 (i.e. A) の向上として顕現すると考える。
- 4) 岡田 (2010)。
- 5) 二階堂副包 (1960) 『現代経済学の数学的方法』岩波書店、第10章。
- 6) 岡田 (2009) pp.196-197.
- 7) Aghion et al. (2006) p.10.
- 8) ibid. p.13.
- 9) Baltagi (2005).
- 10) 韓国ウォン、タイ・バーツ、インドネシア・ルピアの3通貨に関しては、実質実効為替レートが利用できなかったため、消費者物価でデフレートした各国通貨建て対米ドル実質為替レートを用いた。
- 11) ただし IMF (2009) で利用できない (N.A.) 一部データに関しては、各国政府統計官庁のウェブ・サイトより補足した。
- 12) Nickell (1981).

- 13) Arellano=Bond 推定法の概略に関しては、補論2参照。
- 14) 中国ではIMF(2009)において、銀行ならびに他の金融機関による与信額は、中国以外の7カ国のように「国内民間部門向け」(domestic claims on private sectors)でなく、政府部門以外の国内与信額全てが含まれた数字となっている(domestic claims on other sectors than General Government)。
- 15) 中国ではIMF(2009)においてマネーマーケット・レートが利用できなかったため、貸出金利を用いた。
- 16) 岡田(2006)第10章。
- 17) Aghion et al.(2006) p.10.
- 18) *ibid.* p.13.
- 19) 北村(2005)第4章、松浦/マッケンジー(2009)第8章、吉田(2007)、Arellano/Bond(1991)。
- 20) Nickell(1981).
- 21) Hayashi(2000) pp.212-213.

参考文献

- 岡田義昭(2006)『国際金融の新たな枠組み』成文堂
_____ (2009)『開放経済下の新マクロ経済分析』成文堂
_____ (2010)「東アジアの経済成長と為替レート変動：テクニカル・ノート」
mimeo
- 北村行伸(2005)『パネルデータ分析』岩波書店
- 樋口美雄/太田清/新保一成(2006)『入門パネルデータによる経済分析』日本評論社
- 松浦克己/コリン・マッケンジー(2009)『ミクロ計量経済学』東洋経済新報社
- 吉田あつし(2007)「パネルデータ分析」蓑谷千風彦/縄田和満/和合肇編著『計量経済学ハンドブック』朝倉書店 pp.874-898
- Aghion, P., P. Bacchetta, R. Ranciere, and K. Rogoff (2006), "Exchange Rate Volatility and Productivity Growth: The Role of Financial Development," *Working Paper* 12117, National Bureau of Economic Research
- Arellano, M. and S. Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, Vol.58, No.2, pp.277-297.
- Baltagi, B.H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd ed. John Wiley & Sons
- Bruderl, J. (2005), "Panel Data Analysis," *mimeo*
- Nickell, S.J. (1981), "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects," *Econometrica*,

Vol.49, No.6, pp.1417-1426.

Hayashi, F. (2000), *Econometrics*, Princeton University Press

International Monetary Fund (2009), *International Financial Statistics*, CD-ROM, August 2009

補論 1

命題 1 証明¹⁷⁾ :

(11) 式より, $g_t \propto E[\rho_t]$ ($\forall t \in \{0,1,2,\dots\}$) であるゆえ, 為替レートの変動がゼロの場合と, 為替レートが変動する場合の各 $E[\rho_t]$ を比較する。前者は $\bar{\rho} = F(E[\mu\varphi_t S_t]) = F(\mu\varphi_t \bar{S})$ であり, 他方, 後者は $E[\rho_t] = E[F(\mu\varphi_t S_t)]$ であるから, 両者の差をとれば, $\Delta_t = \bar{\rho} - E[\rho_t]$ となる。ところで, 累積分布関数 F は強凹関数であると仮定したことから, $F(E) = E[F]$ となる端点を除けば, すべての内点で $F(E) > E[F]$ となる。このことから, $\Delta_t > 0$ ($\forall t \in \{0,1,2,\dots\}$) を得る。また, 確率変数 $X (\geq 0)$ の累積分布関数 F は $F(x) = \int_0^x f(X)dX \rightarrow 1$ ($x \rightarrow +\infty$) であるゆえ, $\mu \rightarrow +\infty$ に対して, $F(\mu\varphi_t \bar{S}) \rightarrow 1$ ならびに $E[F(\mu\varphi_t S_t)] \rightarrow 1$ より, $\Delta_t \rightarrow 0$ となることが示される。

Q. E. D.

命題 2 証明¹⁸⁾ :

為替レートが固定している場合には, $\ln A_t S_t = \ln \bar{A}_t + u_t$ となる。他方, 為替レートが変動している場合は, $\ln A_t S_t = \ln \bar{A}_t + \frac{1+\psi_1-\psi_2}{1+\psi_1} u_t + \frac{1}{1+\psi_1} \eta_t$ となる。両者の分散をとると, 前者は σ_u^2 となり, 後者は $\text{cov}[\eta_t, u_t] = 0$ ゆえ, $\frac{(1+\psi_1-\psi_2)^2}{(1+\psi_1)^2} \sigma_u^2 + \frac{1}{(1+\psi_1)^2} \sigma_\eta^2$ となる。ところで, 為替レートが変動している場合の分散のほうが為替レートが固定している場合の分散より小さいとすれば, $\sigma_u^2 > \frac{(1+\psi_1-\psi_2)^2}{(1+\psi_1)^2} \sigma_u^2 + \frac{1}{(1+\psi_1)^2} \sigma_\eta^2$ と書けるが, このことはまた命題 1 より, 為替レートが変動している場合のほうが固定している場合より企業の全要素生産性成長率は高いと言える。ところで, 上述不等式を展開すると, $\{(1+\psi_1)^2 - (\psi_2 - (1+\psi_1))^2\} \sigma_u^2 = \{2(1+\psi_1)\psi_2 - (\psi_2)^2\} \sigma_u^2 > \sigma_\eta^2$ を得る。したがって, ここで $\frac{1}{\lambda} = 2(1+\psi_1)\psi_2 - (\psi_2)^2$ と置けば, $\sigma_u^2 > \lambda \sigma_\eta^2$ が求まる。

Q. E. D.

補論2

「Arellano=Bond 推定法」

ダイナミック・パネル分析に適用されるところの Arellano=Bond 推定法¹⁹⁾ と称される一般化積率法 (GMM) とは、およそ以下のようなものである。

まず、状態依存 (state dependent) 効果を考慮し、説明変数に被説明変数のラグ項を加えた次のようなモデルを考える。

$$(1) \quad y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + x'_{it} \beta + \varepsilon_{it}, \quad i=1,2,\dots,N \quad t=1,2,\dots,T$$

α : スカラー (ただし $|\alpha| < 1$)

x_{it} : $K \times 1$ 行列

β : $K \times 1$ 行列

ε_{it} : 一元配置誤差構成要素モデルに従う

したがって、誤差項 ε_{it} は、

$$(2) \quad \varepsilon_{it} = \mu_i + u_{it}$$

ただし、 $u_{it} \sim i.i.d.(0, \sigma_u^2)$: 攪乱項

とする。ここで、攪乱項 u_{it} 自身は系列相関していなくても、(2)式において μ_i が存在することにより、ラグ付き被説明変数=内生変数 $y_{i,t-1}$ は誤差項 ε_{it} と相関していることが見てとれる。したがって、(1)式ではもはや「外生性」が満たされないことから (i.e. $E[y_{i,t-1}\varepsilon_{it}] \neq 0$)、これを通常の固定効果モデルや変量効果モデルで推計したとしても、その推定量は一致性を欠くことになる²⁰⁾。

そこで、(1)式において一階の階差モデルを考えると、

$$(3) \quad \Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \Delta x'_{it} \beta + \Delta u_{it}, \quad i=1,2,\dots,N$$

であるから、

$$(4) \quad E[y_{is} \Delta u_{it}] = 0, \quad s=0,1,\dots,t-2 \quad t=2,3,\dots,T$$

となり、したがって、2期ラグをとった y_{is} は誤差項の階差 Δu_{it} とは無相関となることが示される。それゆえ、

$$(5) \quad W_i = \begin{bmatrix} [y_{i1}] & 0 & \dots & 0 \\ 0 & [y_{i1}, y_{i2}] & \dots & 0 \\ & & \dots & \\ 0 & 0 & \dots & [y_{i1}, \dots, y_{i,T-2}] \end{bmatrix}$$

と置けば、 $\Delta u_i = [\Delta u_{i3}, \dots, \Delta u_{iT}]'$ に対して

$$(6) \quad E[W_i' \Delta u_i] = 0$$

となって、誤差ラグ項とは無相関の操作変数行列 W_i ($(T-2) \times (T-2)$) が得られる。したがって、ここで

$$\Delta y_i = [\Delta y_{i3}, \dots, \Delta y_{iT}]'$$

$$\Delta y_{i,-1} = [\Delta y_{i2}, \dots, \Delta y_{i,T-1}]'$$

$$\Delta x_i = [\Delta x_{i3}, \dots, \Delta x_{iT}]'$$

$$\Delta u_i = [\Delta u_{i3}, \dots, \Delta u_{iT}]'$$

と各々置けば, (3)式は

$$(7) \quad W_i' \Delta y_i = \alpha W_i' \Delta y_{i-1} + W_i' \Delta x_i' \beta + W_i' \Delta u_i$$

となる。したがって, Arellano=Bond 推定量は, $\theta = [\alpha, \beta]'$ とすると, 適当なウェイト行列 (weighting matrix) V_N を選び,

$$(8) \quad \hat{\theta} = \arg_{\{\theta\}} \min \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\Delta u_i)' W_i' \right) V_N^{-1} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_i (\Delta u_i) \right)$$

と定義される。(8)式を満たすウェイト行列 V_N は $Var(W_i' \Delta u_i)$ なので²¹⁾, かくして,

$$(9) \quad \hat{\alpha} = \left[\left\{ \sum_{i=1}^N (\Delta y_{i-1})' W_i \right\} \hat{V}_N^{-1} \left\{ \sum_{i=1}^N W_i' (\Delta y_{i-1}) \right\} \right]^{-1} \left[\left\{ \sum_{i=1}^N (\Delta y_{i-1})' W_i \right\} \hat{V}_N^{-1} \left\{ \sum_{i=1}^N W_i' (\Delta y_i) \right\} \right]$$

$$\hat{\beta} = \left[\left\{ \sum_{i=1}^N (\Delta x_i)' W_i \right\} \hat{V}_N^{-1} \left\{ \sum_{i=1}^N W_i' (\Delta x_i) \right\} \right]^{-1} \left[\left\{ \sum_{i=1}^N (\Delta x_i)' W_i \right\} \hat{V}_N^{-1} \left\{ \sum_{i=1}^N W_i' (\Delta y_i) \right\} \right]$$

ただし, \hat{V}_N は $V_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_i' (\Delta u_i) (\Delta u_i)' W_i$ の推定量

によってここに未知のパラメータ α (スカラー) ならびに β ($K \times 1$ 行列) の Arellano=Bond 推定量 $\hat{\alpha}, \hat{\beta}$ がそれぞれ求まる。

ここで2期ラグをとった被説明変数 y_{is} 以外の説明変数 x_{it} が $E[x_{it} u_{is}] = 0$ ($i, s = 1, 2, \dots, T$) を満たす強外生変数であれば x_{it} は操作変数となる。また, x_{it} が $E[x_{it} u_{is}] \neq 0$ ($s < t$) & $E[x_{it} u_{is}] = 0$ ($s \geq t$) を満たす先決変数であれば, $(x_{i1}, \dots, x_{i,s-1})$ はまた操作変数となる。したがって, これら変数を操作変数行列 W_i に加えて推計すればよい。いずれにしても, ここで誤差項に系列相関がないことならびに過剰識別制約条件を満たすことが必要である。

