



リアル・ショックと実質為替レートの変動
(山谷恵俊教授還暦記念号)

メタデータ	言語: jpn 出版者: 公開日: 2009-08-25 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 金子, 邦彦 メールアドレス: 所属:
URL	https://doi.org/10.24729/00001628

リアル・ショックと実質為替レートの変動*

金子 邦彦

1. はじめに

Messe and Rogoff (1988) は、実質利子率と実質為替レートの変動性に関する実証分析から、価格粘着性とマネタリー・ショックに基づく為替レートのマネタリー・モデルの現実的妥当性に否定的な結果を得た。そして、彼らの実証結果を支持しうる代替的仮説として、『実質為替レートの変動の大部分は経済に対するリアル・ショックにより引き起こされる』、という仮説を提案した。一方、変動為替相場制の経験より、内外利子率格差と為替レートの予想減価率が常に等しいとは言い難く、その差であるリスク・プレミアムが時間とともに変化することが認識されるようになってきた。

これらの実証結果は、これまでの為替レート決定モデルに対し理論的に再検討をせまるものである。すなわち前者は、経済では二分法が成立しており、実質為替レートや実質利子率といった実質変数はリアル・ショックといった実物的要因だけによって決定され、貨幣的要因からは全く中立であることを示唆している。また後者は、外国為替市場ではカバーなしの利子裁定条件が常に成立しているとは言えず、むしろ *time-varying* なリスク・プレミアムで補正された利子裁定条件が成立していると考えの方が適切であることを示唆している。

本稿の目的はこれらの議論をふまえて、簡単な小国均衡モデルのフレームワークの中でリスク・プレミアムの重要性を考慮しつつ、異なるリアル・ショックの実質為替レートの変動への影響を考察することにある。想定するモデル経済は以下のような構造を持つ。世界は外国と自国の2国から成る。外国は大国であり、自国は小国であると仮定する。したがって、外国の実質利子率や産出量は自国にとって所与となる。自国、外国は各々異なった、貯蔵不可能な財を

* 本稿の作成にあたり、本学岡本武之教授より有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝申し上げます。もちろん、ありうべき誤りは、私自身に帰せられる。

生産しており、互いに貿易をしている。なお、非貿易財は存在しないと仮定する。各国の産出物に対する実物債券が発行されており、国際資本市場で取引されている。自国の実物債券と外国の実物債券は不完全代替であると仮定する。したがって、カバーなしの利子裁定条件が常には成立せず内外実質利子率格差と実質為替レートの予想減価率との差は time-varying なリスク・プレミアムにより説明される。財市場、国際資本市場は常に均衡しているとする。

以下、第2節ではモデルを説明する。第3節では完全情報下でのモデルの解を、また第4節では不完全情報下でのモデルの解を求める。第5節では、第3節、第4節で得た結果を用いて、異なるリアル・ショックに対する実質為替レートの変動について検討する。第6節では、第5節で得たリアル・ショックによる実質為替レートの変動の違いについて比較し、主要な結論を要約する。

2. モデル

本稿では、以下のような簡単な小国均衡モデルを考える。

- (1) $y_t^i = u_t$,
- (2) $y_t^d = -c_1 r_t + c_2 x_t + c_3 y_t^*$,
- (3) $r_t = r_t^* + E_t x_{t+1} - x_t - \rho_t$,
- (4) $\rho_t = \gamma \rho_{t-1} + \phi(u_t - u_t^*) + \varepsilon_t$,
- (5) $y_t^s = y_t^d$,
- (6) $y_t^* = u_t^*$.

ただし、 $c_1, c_2 > 0$, $0 < c_3 < 1$, $0 \leq \gamma \leq 1$, $\phi > 0$,

$u_t \sim i.i.d. (0, \sigma_u^2)$, $u_t^* \sim i.i.d. (0, \sigma_{u^*}^2)$, $\varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma_\varepsilon^2)$.

アスタリスク(*)がついた変数はすべて外国の変数である。また、実質利子率 r_t , r_t^* 以外はすべて対数表示である。なお、簡単化のためにすべての定数項はモデルから省略されている。変数の定義は以下のとおりである。

y_t, y_t^* : 実質所得

r_t, r_t^* : 実質利子率

x_t : 実質為替レート

ρ_t : リスク・プレミアム

u_t, u_t^* : リアル・サプライ・ショック

ε_t : リスク・プレミアム・ショック

E_t : 第 t 期に利用可能な情報に基づく期待値オペレーター

(1)式は財の総供給を示す。ここでは簡単化のために完全雇用に対応する産出高が一定の平均(0)と分散(σ_u^2)を持ち、互いに独立な確率過程に従うものとする。別の解釈として、総供給の変化はすべて技術変化による生産関数のシフトを反映していると考えられることも可能であろう。(2)式は財の総需要を示す。総需要は自国の実質利子率、実質為替レート、そして外国の実質所得に依存すると仮定する。(3)式はリスク・プレミアムで補正された利子裁定条件を示す。すなわち、外国為替市場の均衡においては、裁定の結果、自国の実質利子率は外国の実質利子率に実質為替レートの予想減価率を加えたものからリスク・プレミアムを差し引いたものに等しくなければならない。これにより内外の実質資産が不完全代替であることが示される。(4)式はリスク・プレミアムの決定式を示す。本稿のモデルでの不確実な要因は、自国ならびに外国の実質所得だけであるので、リスク・プレミアム発生的主要原因として両国の実質所得格差を考えるのが適切であろう。なお、それ以外の様々なリスク・プレミアム発生をまとめて独立なリスク・プレミアム・ショックとして考慮する。したがって、リスク・プレミアムは一期前のリスク・プレミアムの値、内外の実質所得格差、そして他の外生的ショックをまとめたリスク・プレミアム・ショックの3つ依存するものと仮定する。容易にわかるように、これはリスク・プレミアムが $AR(1)$ の確率過程に従うことを仮定していることに他ならない。リスク・プレミアムの決定式をこのように仮定すれば、 $r=0$ のときは一時的なリスク・プレミアムの効果を、また $r=1$ のときは恒久的なリスク・プレミアムの効果を、それぞれ分析することができる。後に明らかになるように、同じリアル・ショックが経済に生じてても、 r の値によって内生変数の調整経路が異なったものになる。(5)式は、自国の財市場の均衡条件式を示す。最後に、(6)式は、外国の完全雇用に対応する実質所得を示す。(1)式と同様に実質所得の変動をすべて技術変化による生産関数のシフトを反映したものと解釈することができる。

通常、リスク・プレミアムを明示的にモデル化する際、リスク・プレミアム

が対外純資産残高に依存するという定式化がなされる。したがって、経常収支を通じた対外純資産の蓄積過程が明示的にモデル化されている。これに対し、本稿では経常収支を通じた対外純資産の蓄積過程が明示的にモデルに入れられていない。これは、考察の対象としている実質為替レートの変動を短期という時間的視野の中で分析することを意図しているからである。

さて、(1), (2), (3), (4), (6)式を(5)式へ代入し、整理すると、⁽¹⁾ 自国財市場の均衡条件は次の(7)式のようにまとめられる。

$$(7) \quad (c_1 + c_2)x_t - c_1 E_t x_{t+1} + c_1 r \rho_{t-1} + c_1 \varepsilon_t + (c_1 \phi - 1)u_t + (c_3 - c_1 \phi)u_t^* = 0.$$

本稿では、内生変数の合理的期待値を求めるために、未定係数法を用いる。この解法によれば、今期の内生変数の値は先決変数と今期のリアル・ショックの1次式として表される。すなわち、実質為替レートは次の(8)式のように推測される。

$$(8) \quad x_t = \Pi_1 \rho_{t-1} + \Pi_2 \varepsilon_t + \Pi_3 u_t + \Pi_4 u_t^*.$$

ここで Π_i ($i=1, 2, 3, 4$) は、求めるべき未定係数である。

情報構造が与えられ、その情報構造のもとでの内生変数の合理的期待値が求まれば、実質為替レートの解が求まる。以下、第3節では完全情報の下でのモデルの解を、第4節では不完全情報の下でのモデルの解を、それぞれ求める。

3. 完全情報下の解

本節では、完全情報の仮定の下でのモデルの解について調べる。ここで完全情報の仮定とは、今期の初めに発生したショックの実現値が観察可能で、従って、ショックの期初での合理的期待値が実現値に等しくなる、とするものである。(8)式より、 $t+1$ 期の実質為替レートの t 期での期待値は次の(9)式で与えられる。

$$(9) \quad E_t x_{t+1} = r \Pi_1 \rho_{t-1} + \phi \Pi_1 u_t - \phi \Pi_1 u_t^* + \Pi_1 \varepsilon_t.$$

(8), (9)式を(7)式へ代入して未定係数を求めてやると以下のとおりになる。

$$\Pi_1 = -c_1 r / [c_1(1-r) + c_2] \leq 0 \text{ as } r \geq 0,$$

$$\Pi_2 = -c_1(1-\Pi_1) / (c_1 + c_2) < 0,$$

$$\Pi_3 = [1 - c_1 \phi(1 - \Pi_1)] / (c_1 + c_2) \geq 0,$$

$$\Pi_4 = [c_1 \phi(1 - \Pi_1) - c_3] / (c_1 + c_2) \geq 0.$$

(1) 分析を簡単化するために、 $r^* = 0$ と仮定する。

未定係数 Π_3 と Π_4 の符号が未定であるが、このインプリケーションと原因をみるために、 Π_3 と Π_4 の各々を2つの部分に分解してみる。すなわち、

$$\Pi_3 = 1/(c_1 + c_2) - c_1\phi(1 - \Pi_1)/(c_1 + c_2),$$

$$\Pi_4 = -c_3/(c_1 + c_2) + c_1\phi(1 - \Pi_1)/(c_1 + c_2).$$

ここで第1項はリアル・ショックの直接効果を表し、第2項はリアル・ショックの間接効果を表す。第1項が直接効果を表すというのは、リアル・ショックが直接自国財市場の需給関係に影響を与え、実質為替レートに影響するからである。他方、第2項が間接効果を表すというのは、リアル・ショックがリスク・プレミアムの変化を通じて実質為替レートに影響するからである。そこで第1項を純産出高効果、第2項をリスク・プレミアム効果と呼ぶことにしよう。容易にわかるように、純産出高効果とリスク・プレミアム効果はそれぞれ異なる方向に実質為替レートを動かそうとする力をもつ。純産出高効果とリスク・プレミアム効果のどちらがより支配的であるか、否かをア・プリオリに決めることはできないが、以下では、純産出高効果がリスク・プレミアム効果を上回るものとして分析を進めることにしよう。したがって、以下では $\Pi_3 > 0$, $\Pi_4 < 0$ のケースを考えることにする。⁽²⁾

4. 不完全情報下の解

本節では、不完全情報の仮定の下でのモデルの解について論べる。ここで不完全情報の仮定とは、今期の初めに発生したショックの実現値が観察不可能で、従って、ショックの期初での合理的期待値が予め想定されている確率過程の期待値に等しくなる、とするものである。(8)式より、 $t+1$ 期の実質為替レートの t 期での期待値は次の(10)式で与えられる。なお、完全情報のケースと区別するため、不完全情報のケースでの未定係数にはダッシュ(')をつける。

$$(10) \quad E_t x_{t+1} = \gamma \Pi'_1 \rho_{t-1}.$$

(8), (10)式を(7)式へ代入して整理すると、不完全情報下の未定係数 Π'_i が以下のように求める。

$$\Pi = {}'_1\Pi_1,$$

(2) この仮定は次のパラメーター制約を課すことを意味する。

$$\phi < C_3[1/C_1 - \gamma/(C_1 + C_2)].$$

$$\Pi'_2 = -c_1/(c_1+c_2) < 0,$$

$$\Pi'_3 = (1-c_1\phi)/(c_1+c_2) \cong 0,$$

$$\Pi'_4 = (c_1\phi - c_3)/(c_1+c_2) \cong 0.$$

完全情報のケースと同様に、未定係数 Π'_3 と Π'_4 の符号が不定である。先程と同様に2つの部分に分解してみると、次のようになる。

$$\Pi'_3 = 1/(c_1+c_2) - c_1\phi/(c_1+c_2),$$

$$\Pi'_4 = -c_3(c_1+c_2) + c_1\phi/(c_1+c_2).$$

ここでも完全情報のケースと同様に、リアル・ショックの実質為替レートへの影響は直接効果（純産出高効果）と間接効果（リスク・プレミアム効果）からなり、両効果は互いに打ち消しあうように働く。そして、それぞれ異なる方向に実質為替レートを動かそうとする力をもつ。純産出高効果とリスク・プレミアム効果のどちらがより支配的であるか、否かを、完全情報のケースと同様、ア・プリオリに決めることはできないが、以下では、純産出高効果がリスク・プレミアム効果を上回るものとして分析を進める。したがって、以下では $\Pi'_3 > 0, \Pi'_4 < 0$ のケースを⁽³⁾考えることにする。

次節では、第3節、第4節で得られた結果を用いて、様々なリアル・ショックに対する実質為替レートの変動の違いについて考察する。

5. リアル・ショックの影響

本節では、3種類のリアル・ショック各々について、その実質為替レートの変動への影響を調べる。具体的には、リスク・プレミアム・ショック (ϵ_t)、自国のリアル・サプライ・ショック (u_t)、そして外国のリアル・サプライ・ショック (u_t^*) の3種類である。なお、経済は初期において $\rho_{t-1} = u_t = u_t^* = \epsilon_t = 0$ であると仮定する。また、(FCI)で完全情報下であることを、また(LCI)で不完全情報下であることを、それぞれ表すことにする。

5.1. リスク・プレミアム・ショック

リスク・プレミアム・ショックは具体的には内外の実質所得格差以外の何らかの予測されなかったニュースなどが考えられる。もちろん、あるニュースが

(3) この仮定は次のパラメーター制約を課すことを意味する。

$$\phi < c_3/c_1.$$

外国に対するカントリー・リスクを増し、その結果リスク・プレミアムを増加させるかどうかは、ア・プリオリには特定化できない。しかし、ここでは分析の便宜上、外国に対するリスクを増すようなニュースが $\varepsilon_t > 0$ に対応し、一方、自国の方が相対的にリスクーと経済主体によって判断されるニュース等が $\varepsilon_t < 0$ に対応するものとする。

第 t 期に外国を相対的にリスクーとするようなニュースが入り、第 $t+1$ 期以降は、何ら経済を攪乱させるようなニュースは入らないものとしよう。すなわち、

$$\begin{aligned}\varepsilon_t &= \varepsilon > 0, \\ \varepsilon_{t+j} &= 0 \quad \text{for } j=1, 2, \dots, \infty.\end{aligned}$$

このとき各期のリスク・プレミアムは次のようになる。

$$\begin{aligned}\rho_t &= \varepsilon, \\ \rho_{t+j} &= r^j \varepsilon \quad \text{for } 1 \leq j < \infty, \\ \lim_{j \rightarrow \infty} \rho_{t+j} &= 0 \quad \text{for } 0 \leq r < 1, \\ &= \varepsilon \quad \text{for } r = 1.\end{aligned}$$

このとき実質為替レート x_t の動きは、次のようになる。

$$\begin{aligned}x_t &= \Pi_2 \varepsilon \quad (FCI), \\ &= \Pi_2' \varepsilon \quad (LCI), \\ x_{t+j} &= \Pi_1 r^{j-1} \varepsilon \quad \text{for } 1 \leq j < \infty, \\ \lim_{j \rightarrow \infty} x_{t+j} &= 0 \quad \text{for } 0 \leq r < 1, \\ &= \Pi_1 \varepsilon \quad \text{for } r = 1.\end{aligned}$$

このとき一期先の実質為替レートの合理的期待値 $E_t x_{t+1}$ の動きは次のようになる。

$$\begin{aligned}E_t x_{t+1} &= \Pi_1 \varepsilon \quad (FCI), \\ &= 0 \quad (LCI), \\ E_{t+j} x_{t+j+1} &= r^j \Pi_1 \varepsilon \quad \text{for } 1 \leq j < \infty, \\ \lim_{j \rightarrow \infty} E_{t+j} x_{t+j+1} &= 0 \quad \text{for } 0 \leq r < 1, \\ &= \Pi_1 \varepsilon \quad \text{for } r = 1.\end{aligned}$$

このとき自国の実質利子率 r_t はつぎのように動く。⁽⁴⁾

(4) 実質利子率の解については付録をみよ。

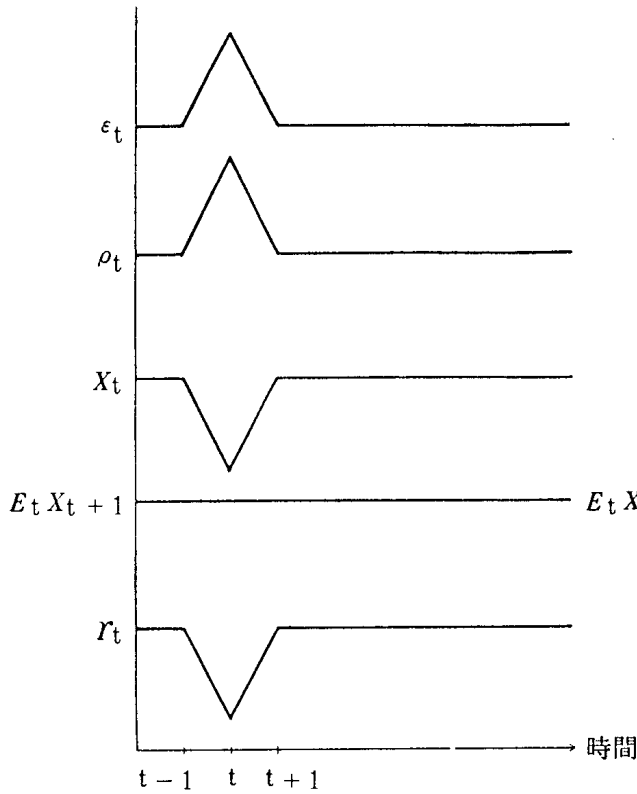


図1

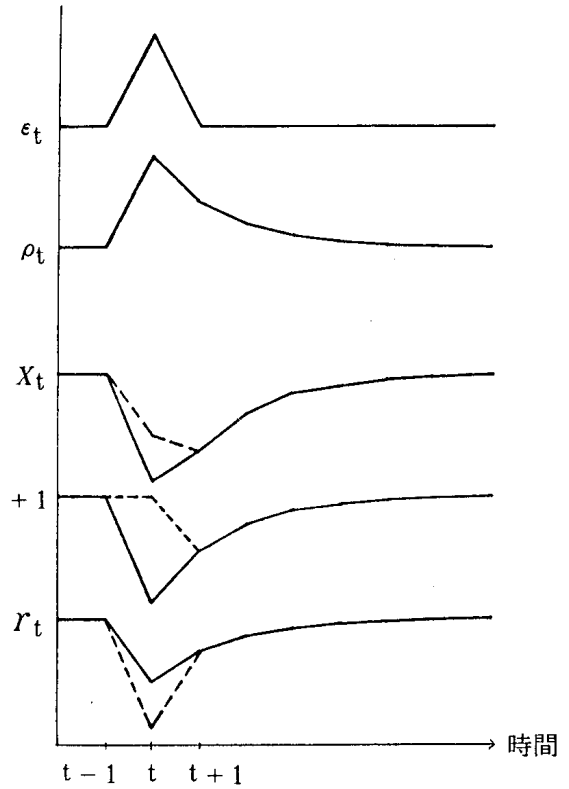


図2

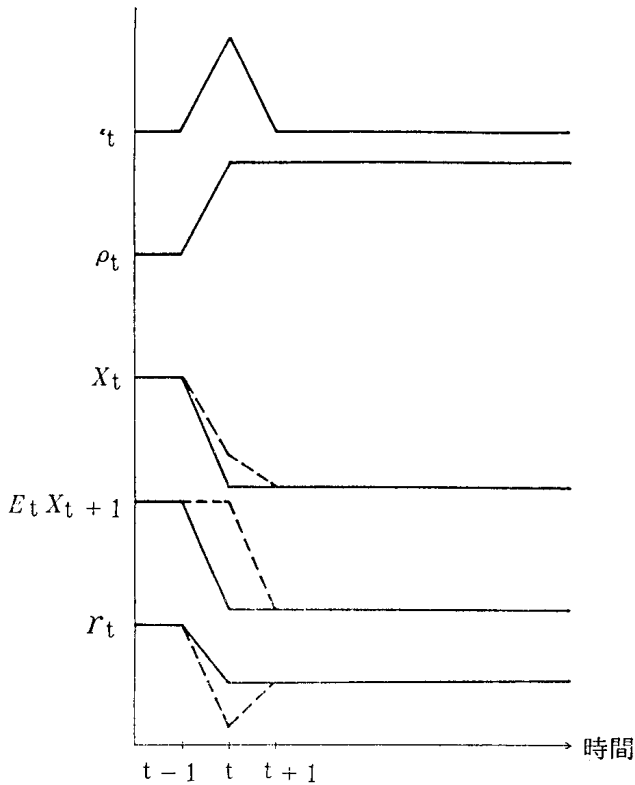


図3

$$\begin{aligned}
 r_t &= k_2 \varepsilon \quad (FCI), \\
 &= k'_2 \varepsilon \quad (LCI), \\
 r_{t+j} &= \gamma^{j-1} k_1 \varepsilon \quad \text{for } 1 \leq j < \infty, \\
 \lim_{j \rightarrow \infty} r_{t+j} &= 0 \quad \text{for } 0 \leq \gamma < 1, \\
 &= k_1 \varepsilon \quad \text{for } \gamma = 1.
 \end{aligned}$$

以上を図示したのが、図1、図2、図3である。図1では $r=0$ のケースを、図2では $0 < r < 1$ のケースを、そして図3では $r=1$ のケースをそれぞれ図示している。図において、実線は完全情報の下での調整経路を示し、点線は不完全情報の下での調整経路で、完全情報下のものと異なる部分のみを示している。容易にわかるよう

に、情報が完全か、不完全かの違いの影響は、リアル・ショックの発生した期間だけに生じる。これはショックの発生した当初、その実現値が $E_t x_{t+1}$ に反映されるか、否かに依存しており、完全情報の場合には完全に反映される。一方、不完全情報の場合には $E_t x_{t+1}$ への反映が遅れるため、ショックは内生変数 x_t, r_t に吸収され、これらを大きく変動させる。 $r=0$ のとき、完全情報下と不完全情報下で調整経路が全く一致する。これは $r=0$ のときにはリスク・プレミアム ρ_t が全く一時的なショックとなり、予測不可能で、 $E_t x_{t+1}=0$ となるからである。 $0 < r < 1$ と $r=1$ のとき、 x_t は LCI より FCI の方で大きく変動するのに対し、 r_t は FCI よりも LCI の方でより大きく変動する。最後に、リアル・ショックがリスク・プレミアム・ショックのとき x_t と r_t は正の相関関係にある。

5.2. 自国のリアル・サプライ・ショック

自国で予想外の収穫があり、その結果プラスの実質所得格差が生じたとしよう。このとき、相対的に外国はリスクーとなり、したがって、プラスのリスク・プレミアムが発生する。第 t 期に自国でリアル・サプライ・ショックが発生したとしよう。そして第 $t+1$ 期以降には何ら攪乱が発生しないものとしよう。すなわち、

$$\begin{aligned} u_t &= u > 0, \\ u_{t+j} &= 0 \quad \text{for } j=1, 2, \dots, \infty. \end{aligned}$$

このとき各期のリスク・プレミアムはつぎのようになる。

$$\begin{aligned} \rho_t &= \phi u, \\ \rho_{t+j} &= r^j \phi u \quad \text{for } 1 \leq j < \infty, \\ \lim_{j \rightarrow \infty} \rho_{t+j} &= 0 \quad \text{for } 0 \leq r < 1, \\ &= \phi u \quad \text{for } r = 1. \end{aligned}$$

このとき実質為替レート x_t の動きは、次のようになる。

$$\begin{aligned} x_t &= \Pi_3 u \quad (FCI), \\ &= \Pi'_3 u \quad (LCI), \\ x_{t+j} &= \Pi_1 r^{j-1} \phi u \quad \text{for } 1 \leq j < \infty, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\lim_{j \rightarrow \infty} x_{t+j} &= 0 \quad \text{for } 0 \leq r < 1, \\ &= \Pi_1 \phi u \quad \text{for } r = 1.\end{aligned}$$

このとき一期先の実質為替レートの合理的期待値 $E_t x_{t+1}$ の動きは次のようになる。

$$\begin{aligned}E_t x_{t+1} &= \Pi_3 \phi u \quad (FCI), \\ &= 0 \quad (LCI), \\ E_{t+j} x_{t+j+1} &= \gamma^j \Pi_1 \phi u \quad \text{for } 1 \leq j < \infty, \\ \lim_{j \rightarrow \infty} E_{t+j} x_{t+j+1} &= 0 \quad \text{for } 0 \leq r < 1, \\ &= \Pi_1 \phi u \quad \text{for } r = 1.\end{aligned}$$

このとき自国の実質利子率 r_t はつぎのように動く。

$$\begin{aligned}r_t &= k_3 u \quad (FCI), \\ &= k'_3 u \quad (LCI), \\ r_{t+j} &= \gamma^{j-1} k_1 \phi u \quad \text{for } 1 \leq j < \infty, \\ \lim_{j \rightarrow \infty} r_{t+j} &= 0 \quad \text{for } 0 \leq r < 1, \\ &= k_1 \phi u \quad \text{for } r = 1.\end{aligned}$$

以上を図示したのが、図4、図5、図6である。図4では $r=0$ のケースを、図5では $0 < r < 1$ のケースを、そして図6では $r=1$ のケースをそれぞれ図示している。図において、実線は完全情報下での調整経路を示し、点線は不完全情報下の調整経路で、完全情報下のものと異なる部分のみを示している。情報が完全か、不完全かの違いの影響は、リアル・ショックの発生した期間だけに生じる。これはショックの発生した当初、その実現値が $E_t x_{t+1}$ に反映されるか、否かに依存しており、完全情報の場合には完全に反映される。一方、不完全情報の場合には $E_t x_{t+1}$ への反映が遅れるため、ショックは x_t と r_t の変動により吸収されてしまう。 $r=0$ のときには、完全情報下と不完全情報下で調整経路が全く一致する。これは $r=0$ のときにはリスク・プレミアム ρ_t が一時的なショックとなり、予測不可能で、 $E_t x_{t+1} = 0$ となるからである。 $0 < r < 1$ と $r=1$ のときには、 x_t と r_t は *FCI* よりも *LCI* の方でより大きく変動する。最後に、リアル・ショックが自国のリアル・サプライ・ショックのとき x_t と r_t は $r=0$ と $r=1$ のときにはショックの発生した当初は負の

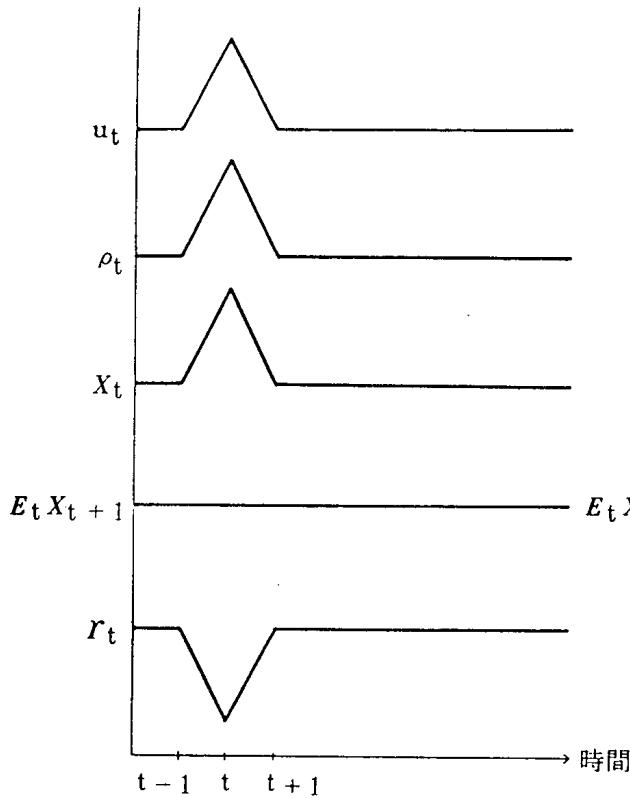


図4

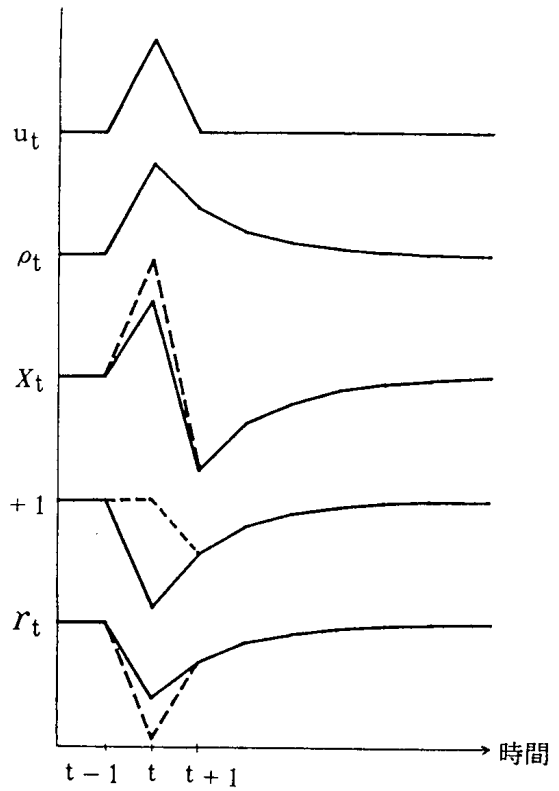


図5

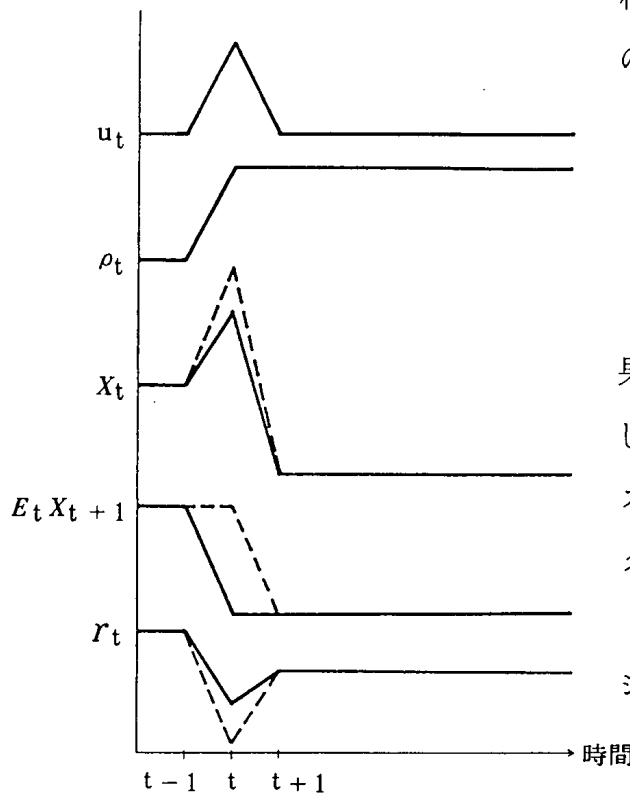


図6

相関を持ち、その後の調整過程では正の相関を持つ。

5.3. 外国のリアル・サプライ・ショック

外国で予想外の収穫があり、その結果マイナスの実質所得格差が生じたでしょう。このとき、相対的に自国はリスクーとなり、したがって、負のリスク・プレミアムが発生する。

第 t 期に外国でリアル・サプライ・ショックが発生したとしよう。そして第 $t+1$ 期以降には経済には何らショックが発生しないものとする。すなわち、

$$u_i^* = u^* > 0,$$

$$u_{i+j}^* = 0 \text{ for } j=1, 2, \dots, \infty.$$

このとき各期のリスク・プレミアムは以下のようになる。

$$\rho_i = -\phi u^*,$$

$$\rho_{i+j} = \gamma^j (-\phi u^*) \text{ for } 1 \leq j < \infty,$$

$$\lim_{j \rightarrow \infty} \rho_{i+j} = 0 \text{ for } 0 \leq \gamma < 1,$$

$$= -\phi u^* \text{ for } \gamma = 1.$$

このとき実質為替レート x_t の動きは、次のようになる。

$$x_t = \Pi_4 u^* \text{ (FCI),}$$

$$= \Pi_4' u^* \text{ (LCI),}$$

$$x_{i+j} = \gamma^{j-1} \Pi_1 (-\phi u^*) \text{ for } 1 \leq j < \infty,$$

$$\lim_{j \rightarrow \infty} x_{i+j} = 0 \text{ for } 0 \leq \gamma < 1,$$

$$= \Pi_1 (-\phi u^*) \text{ for } \gamma = 1.$$

このとき一期先の実質為替レートの合理的期待値 $E_t x_{t+1}$ の動きは次のようになる。

$$E_t x_{t+1} = \Pi_1 (-\phi u^*) \text{ (FCI),}$$

$$= 0 \text{ (LCI),}$$

$$E_{t+j} x_{t+j+1} = \gamma^j \Pi_1 (-\phi u^*) \text{ for } 1 \leq j < \infty,$$

$$\lim_{j \rightarrow \infty} E_{t+j} x_{t+j+1} = 0 \text{ for } 0 \leq \gamma < 1,$$

$$= \Pi_1 (-\phi u^*) \text{ for } \gamma = 1.$$

このとき自国の実質利子率 r_t はつぎのように動く。

$$r_t = k_4 u^* \text{ (FCI),}$$

$$= k_4' u^* \text{ (LCI),}$$

$$r_{i+j} = \gamma^{j-1} k_1 (-\phi u^*) \text{ for } 1 \leq j < \infty,$$

$$\lim_{j \rightarrow \infty} r_{i+j} = 0 \text{ for } 0 \leq \gamma < 1,$$

$$= k_1 (-\phi u^*) \text{ for } \gamma = 1.$$

以上を図示したのが、図7、図8、図9である。図7では $\gamma=0$ のケースを、図8では $0 < \gamma < 1$ のケースを、そして図9では $\gamma=1$ のケースをそれぞれ

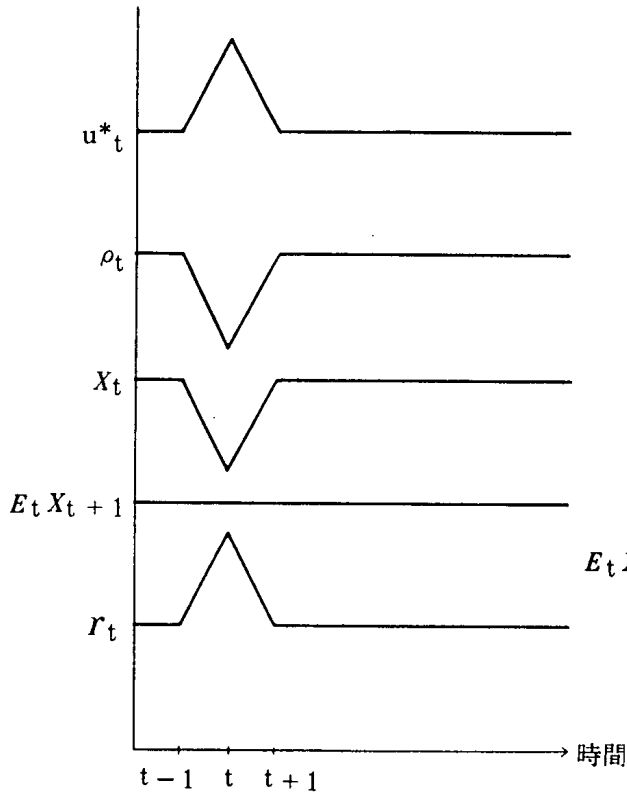


図 7

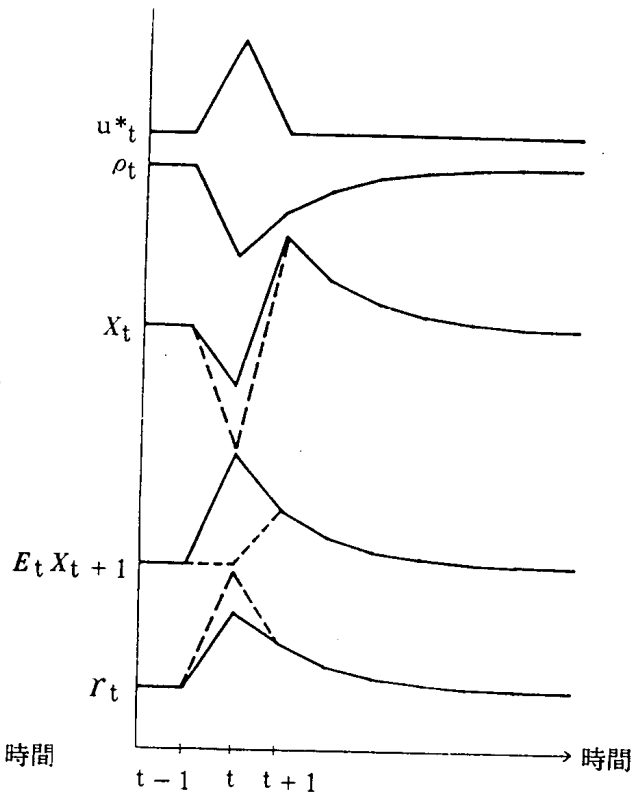


図 8

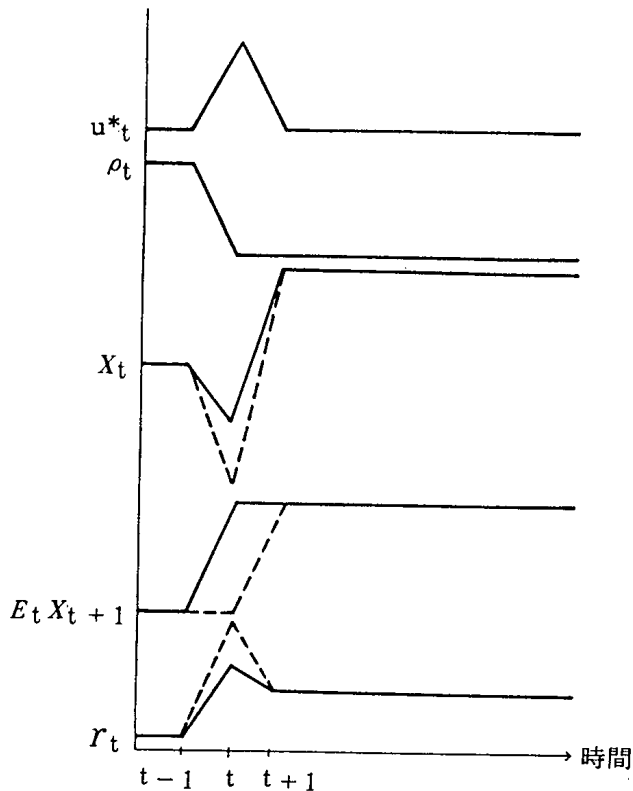


図 9

れ図示している。図において、実線は完全情報下での調整経路を示し、点線は不完全情報下での調整経路で、完全情報下のものと異なる部分のみを示している。情報が完全か、不完全かの違いの影響は、リアル・ショックの発生した期間だけに生じる。これはショックの発生した当初、その実現値が $E_t x_{t+1}$ に反映されるか、否かに依存しており、完全情報の場合には完全に反映される。一方、不完全情報の場合には $E_t x_{t+1}$ への反映が遅れるため、ショックは x_t と r_t により吸収される。 $r=0$ のとき、完全情報下と不完全情報下で調整経路が全く一致する。これ

は $r=0$ のときにはリスク・プレミアム ρ_t が全く一時的なショックとなり、予測不可能で、 $E_t x_{t+1}=0$ となるからである。 $0 < r < 1$ と $r=1$ のときには、 x_t と r_t は *FCI* よりも *LCI* の方でより大きく変動する。最後に、リアル・ショックが外国のリアル・サプライ・ショックのとき、 x_t と r_t は $r=0$ と $r=1$ のときには負の相関関係にあり、 $0 < r < 1$ のときにはショックの発生した当初は負の相関を持ち、その後の調整過程では正の相関を持つ。

6. おわりに

本稿では簡単な小国均衡モデルで、time-varying なリスク・プレミアムの重要性を考慮しつつ、リアル・ショックの実質為替レートの変動への影響についてみた。個々のリアル・ショックの実質為替レートの変動への影響については第5節でみたが、最後に、各々のケースを比較検討しまとめておこう。

- [1] $r=0$ のとき、すなわち、リスク・プレミアム(ρ) が全く一時的なとき、リアル・ショックの種類にかかわらず、完全情報と不完全情報のケースで x_t および r_t の調整経路が一致する。
- [2] リアル・ショックがリスク・プレミアム・ショック(ε) ならば、 $r=0$ および $0 < r < 1$ のとき、 x_t と r_t は正の相関をもつ。
- [3] リアル・ショックがリアル・サプライ・ショック (u, u^*) ならば、 $r=0$ と $r=1$ のとき、 x_t と r_t は負の相関をもつ。 $0 < r < 1$ のときは、 x_t と r_t は攪乱の発生の当初は負の相関をもち、その後の調整過程では正の相関をもつ。
- [4] リアル・ショックがリアル・サプライ・ショック (u, u^*) ならば、 $r=1$ のとき、実質利子率 r_t は新しい均衡水準をオーバーシュートする。
- [5] リアル・ショックがリアル・サプライ・ショック (u, u^*) のとき、実質為替レート x_t の変動は、不完全情報の場合の方が完全情報の場合に比べてより大きくなる。
- [6] リアル・ショックがリスク・プレミアム・ショック(ε)のとき、実質為替レート x_t の変動は、完全情報の場合の方が不完全情報の場合に比べてより大きくなる。

なお、これらの結果の有効性については、我々のモデルの仮定に基づいていることに留意する必要がある。まず、本稿では分析の便宜上リスク・プレミアムの構造が $AR(1)$ の確率過程に従うと仮定した。また、分析を簡単化するために非貿易財の存在を考慮しなかった。さらに、小国の仮定を採用した。⁽⁵⁾

これら制限的な仮定を緩めていくことが今後の課題である。

付録：実質利子率 r_t の解

本稿では簡単化のため所与である外国の実質利子率を $r^* = 0$ と仮定して分析したので、本文中では、自国の実質利子率 r_t を直接には求めなかった。しかしながら、実質為替レート x_t の未定係数 $\Pi_i (i=1, 2, 3, 4)$ が求まれば、(3), (4), (8), (9)を使い、容易に r_t の解が求まる。すなわち、 r_t の未定係数式を次式のように推測すると、

$$r_t = k_1 \rho_{t-1} + k_2 \varepsilon_t + k_3 u_t + k_4 u_t^*.$$

未定係数 $k_i (i=1, 2, 3, 4)$ はつぎの4式を満たさなければならない。

$$k_1 = [\Pi_1(\gamma - 1) - \gamma],$$

$$k_2 = (\Pi_1 - \Pi_2 - 1),$$

$$k_3 = [\phi(\Pi_1 - 1) - \Pi_3],$$

$$k_4 = -[\phi(\Pi_1 - 1) + \Pi_4],$$

なお、不完全情報のケースでは、 Π_2, Π_3, Π_4 がそれぞれ Π'_2, Π'_3, Π'_4 に置き替わる。実際に r_t の未定係数を求めてやると、以下のようになる。

完全情報の場合：

$$k_1 = -c_2 \gamma / [c_1(1-\gamma) + c_2] \leq 0 \quad \text{as } \gamma \geq 0,$$

$$k_2 = -c_2 / [c_1(1-\gamma) + c_2] < 0,$$

$$k_3 = -[\phi(2c_1^2 + c_2^2 + 3c_1c_2) + c_1(1-\gamma) + c_2] / D < 0,$$

$$k_4 = [\phi(c_2^2 + c_1c_2) + c_3\{c_1(1-\gamma) + c_2\}] / D > 0.$$

不完全情報の場合：

$$k'_1 = k_1,$$

(5) この仮定により、外国の産出量の変動の外国の実質利子率への効果というチャンネルを考慮できなかった。これを解決するには、モデルを2国モデルへ拡張することが必要であろう。

$$k'_2 = -(c_1^2\gamma + c_2^2 + c_1c_2)/D < 0,$$

$$k'_3 = -[\phi(c_1^2\gamma + c_2^2 + c_1c_2) + c_1(1-\gamma) + c_2]/D < 0,$$

$$k'_4 = [\phi(c_1^2\gamma + c_2^2 + c_1c_2) + c_3\{c_1(1-\gamma) + c_2\}]/D > 0.$$

ただし, $D = [c_1(1-\gamma) + c_2](c_1 + c_2) > 0$.

参 考 文 献

- Barro, R. J., 1981, The Equilibrium Approach to Business Cycles, in his, *Money, Expectations and Business Cycles*, pp.41-78, Academic Press, New York.
- Dornbusch, R., 1988, Real Exchange Rates and Macroeconomics: A Selective Survey, NBER Working Paper No. 2775.
- Lächler, U., 1985, Fixed versus Flexible Exchange Rates in an Equilibrium Business Cycle Model, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 16, pp.95-107.
- Meese, R., and K. Rogoff, 1988, Was It Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period, *Journal of Finance*, pp.933-948.
- Stockman, A., 1985, Recent Issues in the Theory of Flexible Exchange Rate: A Book Review *Journal of Money, Credit and Banking* 17, pp.401-410