

輸出変動における為替の影響分析

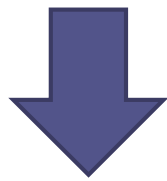
発表構成

- 研究背景
- 研究目的
- 為替変動のモデル化
- 輸出行動式
- 今後・まとめ

東京理科大学工学部
経営工学科 岡村瞳

1. 研究背景

- 輸出大国日本の経常黒字幅が減少



主な原因
輸出数量の減少
(経済白書2009[4])

多くの輸出企業が
輸出需要、
為替変動 の影響を受け輸出量減に
本研究では、特に為替変動と輸出の関係について着目

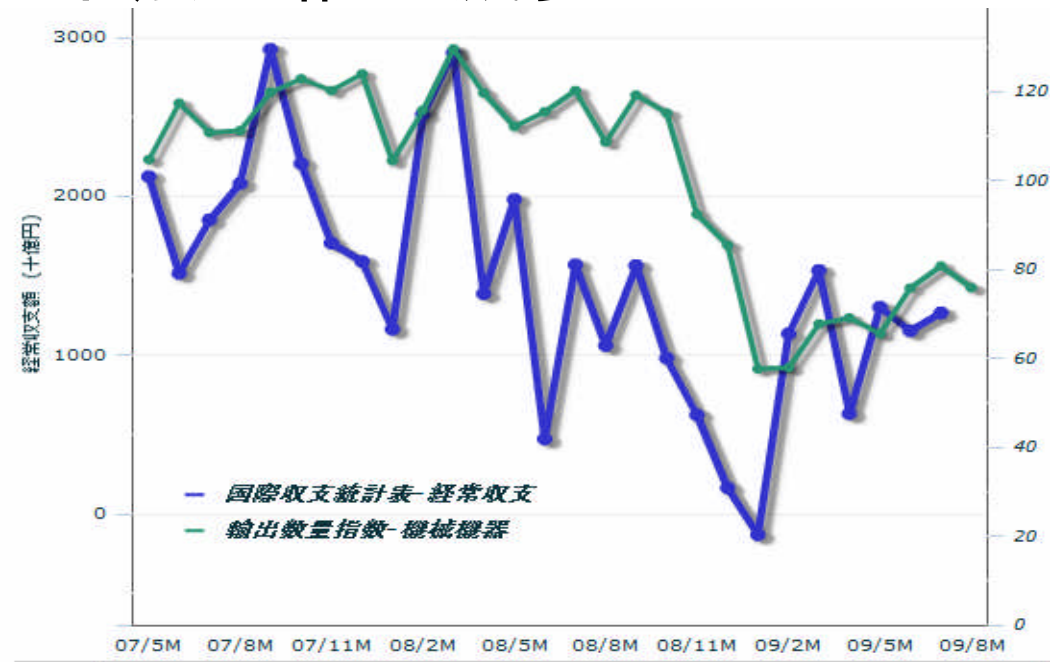


図1. 経常収支と輸出数量指数(機械機器)

1. 研究背景

- 為替変動の不確実性と輸出の関係

- ◆ 理論的には・・・

*ボラティリティ: 価格の変動性

「為替のボラティリティの増加」

→「輸出・生産計画の不確実性増加」

→「企業の輸出抑制」

- ◆ 実証分析

1. Doroodian[3]が米・加2国間為替相場のボラティリティが輸出量に対する負の影響を示す
2. 木村・中山[1]が日本の為替ボラティリティが短期・長期ともに日本の輸出量に負の影響を与えることを示す
3. 熊本[2]らが韓国を対象に為替ボラティリティが短期・長期ともに輸出量に負の影響を与えることを示す

1. 研究背景

● 為替と日本経済の特徴

① 円はボラティリティが高い通貨

表1. 主要通貨ボラティリティが高い順位

1位	2位	3位	4位	5位
アイスランド	日本	豪	Nz	英

経済白書2009[4] 参照

② 日本の主要企業の 海外売上高の割合が高い

1位・・・任天堂

2位・・・ホンダ

3位・・・キャノン

自動車や家電機器メーカーが上位（上記の企業は業界規模も上位）

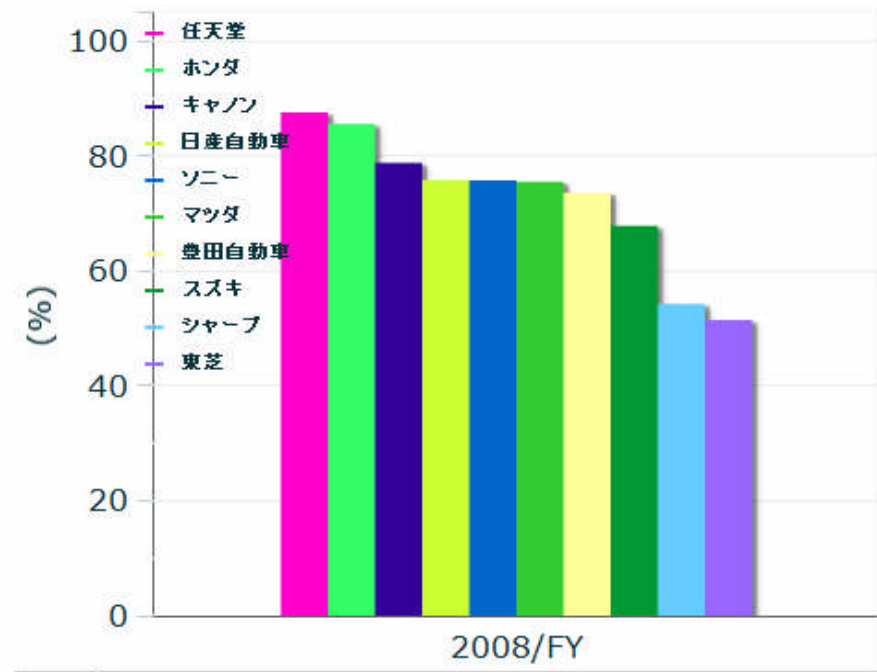


図2. 主要企業の海外売上高割合

2. 研究目的

▶ つまり…

円のボラティリティが高い

不確実性の増加を招きやすい

多くの日本企業の輸出に負の影響を及ぼす

目的

為替変動が輸出に与える影響を知ること

1. 為替変動をモデル化
 2. 為替変動を組み込んだ輸出行動式構築
 3. 産業ごとの為替変動が輸出行動に与える影響の分析
- …輸出企業に対して、産業ごとの輸出における為替影響の特徴を示す

3-1. 為替変動のモデル化

- 為替変動のリスク評価指標としてVaR(Value at Risk)の使用

VaRとは・・・ある一定の確率で起こりうる最大損失額

本研究では、
 ①為替変動
 →円高への最大変動率
 ②輸出変動
 →輸出最大減少率
 をVaRとしてモデル化

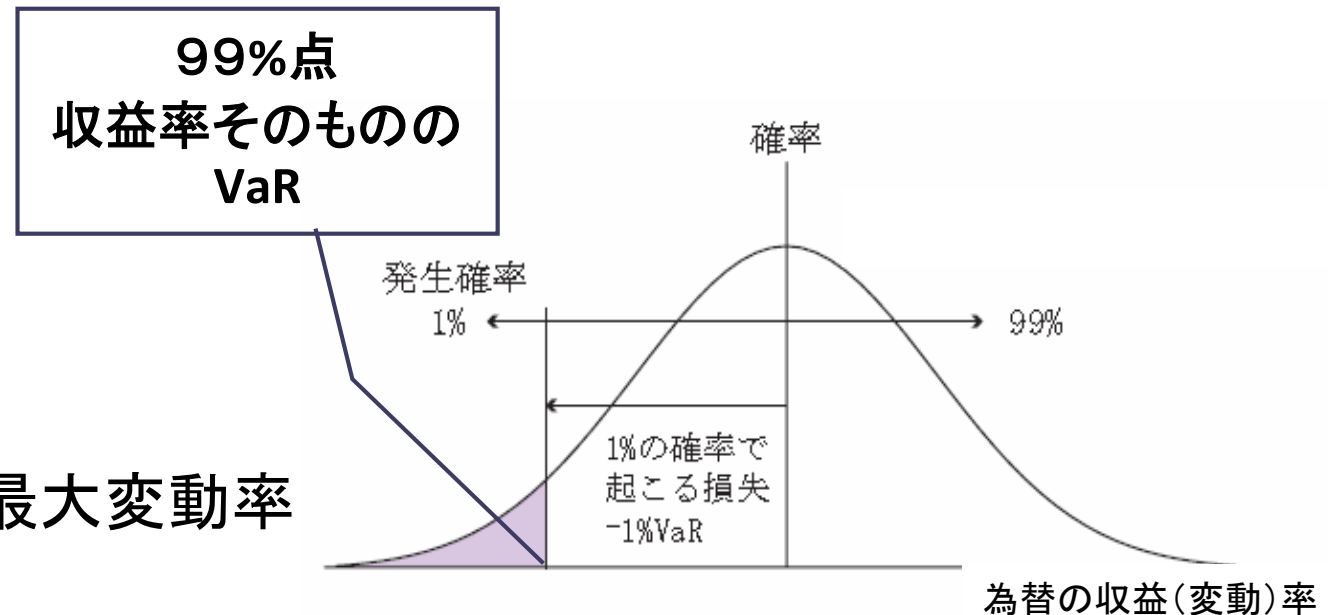


図3. VaRの概念

3-2. 先行研究

- 木村. 中山[1]のモデル

$$\underbrace{\Delta e_t}_{\text{為替変動の変化率}} = \alpha_0 + \underbrace{\alpha_1 \Delta i_t}_{\text{日米金利差}} + \underbrace{\alpha_2 h_t}_{\text{バンドワゴン効果}} + \underbrace{\varepsilon_t}_{\text{攪乱項}} \quad (1)$$

ε_t は攪乱的で予測不可能な要因を表す
($\varepsilon_t > 0$ であれば円安, $\varepsilon_t < 0$ であれば円高)

バンドワゴン効果・・・ α_2 がマイナス(プラス)の場合, 大きな円高or
円安ショックの後は円高(円安)方向へ動きやすい.

ε_t の分布
平均ゼロ, 分散 h_t^2 (=ボラティリティ) の確率分布

為替は一定の法則によってボラティリティが変化
→ボラティリティをモデル化する

3-2. 先行研究

- モデル化には不均一分散モデルを使用

平均ゼロ, 分散 h_t^2 の分布
 (= ε_t の分布) の確率分布
 (=ボラティリティ)

<EGARCH>

正, 負変動の影響の違いを盛り込んだ非対称成分

$$\ln(h_t^2) = \beta_0 + \beta_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} \right| + \beta_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \beta_3 \ln(h_{t-1}^2) \quad (2)$$

為替は円高・円安ショックの影響が異なるため, EGARCHモデルを適用

➡ ここ最近10年のデータを使用して解析を実施

3-3. 分析

- DATA:1989/01/05~2009/10/5(日次)

為替→ドル/円レート終値(東京市場)

金利→FFレート(米), 無担保コールレート翌日物(日)

- モデル: $\Delta e_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta i_t + \alpha_2 h_2 + \varepsilon_t$ (3)

日米金利差の有無, バンドワゴン効果の有無をAIC(赤池情報量)を用いて検定. その結果,

表2. AIC結果

EGARCH	EGARCH-M (バンドワゴン有)	rate in. EGARCH (日米金利差有)	rate in. EGARCH-M (先行研究モデル)
-20706.03	-20705.2	-20706.68	-20705.69

(4) 式を前提条件として, EGARCHモデルの推計

$$\Delta e_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta i_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

3-3. 分析

• 係数の推計結果

第2項: 前期(t-1期)に大きなショック(円高安)が生じると、振れやすいという特徴を表す対称成分

第4項: t-1期のボラティリティ h_{t-1}^2 のショックに持続性がある

$$\ln(h_t^2) = \beta_0 + \beta_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} \right| + \beta_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \beta_3 \ln(h_{t-1}^2) \quad (5)$$

為替レート
のボラ
ティリティ

第3項: t-1期に生じた円高ショックの方が円安ショックよりボラティリティを高める非対称成分

表3. EGARCH係数の推計

A(= β_0)	ARCH (= β_1)	LEV(= β_2)	GARCH (= β_3)
-0.7011***	0.1830***	-0.2411***	0.944***

*** 1%水準

3-4. 結果考察

(4)式モデルの検証

- バンドワゴン効果の有無について
1980～1999→全体的に円高傾向
2000年以降→「いざなぎ景気」円安傾向

先行研究より、本研究時期の方が円高ショックの影響減

***5%水準

$$\Delta e_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta i_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

表4. (4)式係数の推計

$\alpha 1$	$\alpha 0$
-0.00046**	0.01180**
↑ 日米金利差の拡大は円安効果	

(5)式モデルの検証

- 円高ショックについて
 $\beta 2$ は有意な負の値より、為替変動の**非対称性(円高ショックの影響が大きい)**を確認.
- ボラティリティの持続性について
 $\beta 3$ は1に近い値をとっていることから、**前期のボラティリティに高い持続性**があることを確認

本邦輸出企業の多くが外貨建て契約を行っているために、一度円高ドル安ショックが発生すると、輸出企業のドル売りがさらなるドル売りを呼ぶ連鎖的な反応になっていることが考えられる

3-5. 分析ソース(為替変動モデル)

S-PLUS source

```
>module(finmetrics,first=T) #moduleロード
```

```
#lr.kawase98.09をインポート
```

```
#timeseriesデータの作成
```

```
>lr.kawase98.09.td=timeDate(lr.kawase98.09[,1],in.format="%Y/%m/%d",format="%m/%d/%Y")
```

```
>lr.kawase98.09.ts=timeSeries(data=lr.kawase98.09[,-1],pos=lr.kawase98.09.td)
```

```
>acf(lr.kawase98.09.ts) #ACFより95%で定常であることを確認
```

```
#Archtest
```

```
>archTest(lr.kawase98.09.ts) #結果より, ARChffectsを確認
```

```
> lr.kawase98.09.eg=garch(lr.kawase98.09.ts~1,~egarch(1,1),leverage=T,trace=F) #egarchモデル
```

```
>lr.kawase98.09.eg.s=garch(lr.kawase98.09.ts~sd.in.mean,~egarch(1,1),leverage=T,trace=F) #egarch-mモデル(標準偏差を組み込む)
```

```
>lr.kawase98.09.eg.diff=garch(lr.kawase98.09.ts~1+seriesData(diff.rate.3.ts),~egarch(1,1),leverage=T,trace=F) #egarch+金利差
```

```
> lr.kawase98.09.eg.diff.s=garch
```

```
(lr.kawase98.09.ts~sd.in.mean+seriesData(diff.rate.3.ts),~egarch(1,1),leverage=T,trace=F) #egarch-m+金利差
```

```
>compare.mgarch(lr.kawase98.09.eg,lr.kawase98.09.eg.s,lr.kawase98.09.eg.diff,lr.kawase98.09.eg.diff.s) #モデルの比較
```

```
>summary(lr.kawase98.09.eg.diff) #モデルの係数推計
```

```
>lr.kawase98.09.eg.diff$sigma #不確実成分  $\varepsilon$  の標準偏差を出力
```

4-1. 先行研究

- 輸出行動式のモデル化

<長期均衡式>

$$EX_t = \beta_p P_t + \beta_Y Y_t + \beta_C \quad (6)$$

EX: 実質輸出, P: 世界景気指数, Y: 実質実効為替レート



<短期的>

VARモデルを基に作成

長期均衡からの乖離率

$$EX_t = \beta_0 P_t + \beta_Y Y_t + \beta_C + EC_t \quad (7)$$

$$\Delta EX_t = \underbrace{\alpha EC_{t-1}}_{\text{乖離率調整項}} + \underbrace{\sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta EX_{t-i}}_{\text{輸出の慣性効果(過去の変動影響)}} + \underbrace{\sum_{i=1}^k \delta_i \Delta P_{t-i}}_{\text{為替変動の影響}} + \underbrace{\sum_{i=1}^k \theta_i \Delta Y_{t-i}}_{\text{為替変動の影響}} + \sum_{i=1}^k \lambda_i V_{t-i} + c + \varepsilon_t \quad (8)$$

乖離率調整項

輸出の慣性効果(過去の変動影響)

為替変動の影響

非定常な要素に長期均衡関係がある(7)式 \leftrightarrow エラーコレクションモデルが成り立つ(8)式
(EX,P,Y) 詳細はAppendix[25]

4-2. 分析モデル

- 輸出行動式を下記の項目ごとに当てはめ

表5. 代表的な製造業8種

織物用糸・繊維製品	電気・電子機器
化学製品	輸送用機器
金属及び同製品	精密機器
一般機械	その他

* 輸出物価指数の8類別(2005年時点で輸出総額の5/1万(総額300億円)以上の取引がある213品目の類別)を参考

- DATA概要: 1998年1月～2009年8月(月次)

詳しいデータ概要, データ処理はAppendix[23]

各業種ごとの輸出行動式の動向, 為替変動の影響を探る

4-3. 分析結果

表6. 輸出行動式(産業別)係数推計結果

	FIBER	CHEMICAL	METAL	GENERAL	ELECTRIC	CARRIAGE	PRECISION	OTHERS	
長期均衡式	β_p	-0.3328***	1.0292***	0.3819***	0.9088***	2.5233***	1.1193***	0.1876	1.5758***
	β_y	-0.075***	-0.2163**	-0.1784**	-0.465***	-0.2931*	-0.7373***	0.2001	-0.174*
	β_c	6.4915	0.8674	3.6739***	2.568**	-5.7144***	2.9251**	2.6557	-1.8884*
短期乖離調整式	α	-0.2861***	-0.1469**	-0.4868***	-0.0615	-0.0905**	-0.1958***	-0.0977**	-0.1485***
	γ_1	-0.3375***	-0.1958**	-0.1626**	-0.1509*	0.0326	-0.0047	-0.1214	-0.2494***
	δ_1	0.2464	-0.2264	-0.0072	0.1279	-0.1551	0.0877	0.0145	-0.1165
	θ_1	0.1192	-0.6409***	0.0536	-0.5331***	-0.6336***	-0.3895	-0.6895**	-0.4876**
	λ_1	-7.6597*	-1.6672	-11.3100***	-7.2092**	-6.5525*	-10.2332**	-0.0802	-6.9255**
	c	0.0491*	0.0159	0.0790***	0.0476**	0.0497*	0.0708**	-0.0002	-0.0510**

* VARモデルラグ次数(k)はAIC, 尤度により決定 *** 1%水準, **5%水準, *10%水準

β_y : 実質実効為替レートの係数,

θ_1 : t-1期の実質実効為替変動率の係数, λ_1 : t-1期のボラティリティの係数

4-3. 分析結果

輸出量に与える為替の影響

- 長期的

輸送用機器, 一般機器, 電気機器...の順に為替水準自体(Y)による負の影響が確認

- 短期的

短期的な負の影響は2種類に分類可能

① 為替水準変動(P)・・・前期の変動が6割ほど影響

化学製品, 一般機器, 電気機器, 精密機器, その他

② 為替変動のボラティリティ(V)・・・6/8産業で係数が-7~-11=1度のショックが大きな負の影響

繊維製品, 金属製品, 一般機器, 電気機器, 輸送用機器, その他

4-4. 結果考察

<短期のボラティリティ>

- FIBER, METAL(原材料系)⇒短期的に為替変動の**不確実性による負の影響**を受ける。METALの影響は特に大きい

<短期の為替変動 θ >

- CHEMICAL,PRECISION⇒為替**水準変動(ΔY)の負の影響**が他と比較して大きい(-65%~-70%)。

<短期のボラティリティ&為替変動>

- OTHERS⇒ボラティリティ, 為替変動ともに, **中程度の負の影響**を短期的に輸出に及ぼす。

<長期の為替水準 β_p , 短期のボラティリティ&為替変動>

- GENERAL,ELECTRIC, CARRIAGE(主要機器)⇒総輸出額の60%以上を占める上記3種は**長期的に実効為替の負の為替**の影響を受けやすい。短期的には為替変動そのものと為替変動の不確実性による**両方の負の影響**を受ける。全体的に為替の影響を受けやすい産業である。

* CARRIAGEの為替変動の係数は有意ではないため, 正確には為替変動の影響があるとは言えない。

4-5. 分析ソース(輸出行動式)

S-PLUS学生研究奨励賞 2010/8/23

S-PLUS source

```
#ex.itemをインポート(EX,P,Yを含む)
```

```
#FIBERの非定常性を確認(全要素について確認)
```

```
>unitroot(ex.item98[,"FIBER"],trend="c",method="pp")
```

```
#FIBERの回帰式当てはめ(他の項目も同様に)
```

```
> fiber98.ols=OLS(FIBER~worldindex+cprice,data=ex.item98)
```

```
>summary(fiber98.ols)
```

```
>fiber98.ols$residuals #乖離差の出力
```

```
#ex.item.diffをインポート( $\Delta EX, \Delta P, \Delta Y, ht, EC$ を含む)
```

```
#diff(FIBER)の定常性を確認(全要素について確認)
```

```
>unitroot(diff(ex.item98[,"FIBER"]),trend="c",method="pp")
```

```
#長期均衡式(FIBER)が定常であることを確認
```

```
> fiber98.hat=residuals(fiber98.ols)
```

```
> fiber98pp.fit=unitroot(fiber98.hat,trend="nc",method="pp")
```

```
> fiber98pp.tstat=fiber98pp.fit$sval
```

```
>fiber98pp.tstat
```

```
>pcoint(fiber98pp.tstat,n.sample=nrow(ex.item98[,"FIBER"]),n.series=2,trend="c",statistic="t")
```

```
#EX,  $\Delta EX$ のtimeseriesデータを作成, plotとACFをプロット
```

```
>ex.item98.td=timeDate(ex.item98[,1],in.format="%Y/%m/%d",format="%m/%d/%Y")
```

```
> ex.fiber98.ts=timeSeries(data=ex.item98[,"FIBER"],pos=ex.item98.td)
```

```
> plot(ex.fiber98.ts)
```

```
>acf(ex.fiber98.ts)
```

```
>ex.item98.diff.td=timeDate(ex.fiber.diff[,1],in.format="%Y/%m/%d",format="%m/%d/%Y")
```

```
> ex.fiber98.diff=diff(ex.item98[,"FIBER"])
```

```
>ex.fiber98.diff.ts=timeSeries(data=ex.fiber98.diff,pos=ex.item98.diff.td)
```

```
> plot(ex.fiber98.diff.ts)
```

```
>acf(ex.fiber98.diff.ts) #lagの推定
```

```
#VARモデルの当てはめ
```

```
>ex.FIBER.fit=VAR(cbind(FIBER,worldindex,cprice,sigma)~ar(1)+residuals,data=ex.item.diff)
```

```
>summary(ex.FIBER.fit)
```

```
#AIC,尤度が最小となるようなlag次数の決定を行う. 全項目に対して行う.
```

5. まとめ・今後

<背景>

- 先行研究より、為替変動の不確実性が輸出に負の影響
- 日本の円・経済の特性上、為替変動が輸出に与える影響は大きいのでは？

<分析>

- 為替変動のモデル化
- 為替変動を盛り込んだ輸出行動式の算出

先行研究からの改善

1. データの更新(99年以前のデータ⇒98～09年)
2. 産業別の輸出行動式の算出(総合輸出量⇒産業別輸出量)

<今後>

- シミュレーションによる、各産業輸出における為替の影響分析
- 円や日本経済の特徴について分析、モデルへの適応度を検討していく

参考文献

- [1] 木村, 中山(2000)「為替レートのボラティリティと企業の輸出行動」, 『日本銀行調査月報』, 3月号: 83-109
- [2] 熊本尚雄(2004), 「為替相場のボラティリティが国際貿易に及ぼす影響: サーヴェイと今後の展望」『一橋研究』, 第29 巻第1 号: 21-37
- [3] Caporale, T. and K. Doroodian (1994), “Exchange Rate Variability and the Flow of International Trade,” *Economics Letters* 46 : 49-54.
- [4] 経済産業省, 年次経済財政報告書, 2009
- [5] Eric Zivot Jiahui Wang 『Modeling Financial Time Series with S-PLUS』(2002)
- [6] 山下智志: 『市場リスクの計量化とVaR』朝倉書店(2000)
- [7] P.J.ブロックウェル, R.A.デービス著『入門 時系列解析と予測』(2004)
- [7] 日本銀行 http://www.boj.or.jp/type/stat/boj_stat/index.htm
最終閲覧日2009年10月7日
- [8] FRB <http://www.federalreserve.gov/>最終閲覧日2009年10月7日

Appendix

データ説明

- **FF (Federal Funds)レート**・・・フェデラル・ファンド(米国の民間銀行が連邦準備銀行に預けている準備預金)を民間銀行同士で貸し借りする時の利率で、米国の金融政策の誘導目標金利
- **無担保コールレート翌日物**・・・日本の金融機関が、1年以下のいわゆる短期資金のやり取り(貸借)を行うコール市場において、約定した翌日に返済を行う際の金利. 日本の政策金利の役割を果たしている
- **AIC法**・・・ 代表的なモデル選択の1つ. データとモデルの当てはまりの良さを以下で測る.

$$AIC = -2(\text{最大対数尤度}) + 2(\text{パラメータ数}) \quad (9)$$

AIC統計量が小さいほど良いモデルとされている.

- $\Delta i_t : i_t^{US} - i_t^{JP}$ を表し, 米金利(FFレート)から日金利(無担保コールレート翌日物)を引いたもの (2)式より

データ付録

(4)式より

- EX: 実質輸出. 輸出金額を輸出物価指数で実質化し, 季節調整をし, 指数化(対数変換値)
- P: 世界景気指数. 主要国・地域(G20)の実質GDPを, 季節調整済輸出金額ウェイトで加重平均し, 指数化(対数変換値)
- Y: 実質実効為替レート. 主要輸出相手国(24カ国)の通貨に対する為替相場を, 当該国の物価指数で実質化したうえ, 通関輸出金額ウェイトで加重平均し指数化(対数変換値)

輸出金額(品物別, 国別): 財務省「貿易統計」

輸出物価指数: 日本銀行「企業物価指数」

G20のGDP: IMF「[World Economic Outlook Database October 2009](#)」

実質実効為替レート: 日本銀行「日本銀行統計」

輸出行動モデル

$$\Delta EX_t = \alpha EC_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta EX_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \lambda_i V_{t-i} + c + \varepsilon_t \quad (6)$$

慣性効果・・・長期輸出契約を結んでいる場合には、輸出が伸びることがある。また、為替水準から判断するに、輸出が伸びるはずが、ボラティリティが高い場合、輸出を抑制する。

EC_{t-1} : $EC_{t-1} > 0$ の時、輸出は長期均衡値を上回っている状態。

α はマイナス。上回っている時、抑制圧力がかかる。

V_{t-i} : EGARCHモデルにより算出された為替変動のボラティリティ h_t を使用。

定常・非定常について

S-PLUS学生研究奨励賞 2010/8/23

- 非定常な要素(EX,P,Y)で長期均衡式が成り立つ(=定常)

表7: P-Ptest

		FIBER	CHEMICAL	METAL	GENERAL	ELECTRIC	CARRIAGE	PRECISION	OTHERS	worldindex	cprice
Phillips-Perron test Statistics (p-value)	EX	0.3418	0.3753	0.7899	0.4801	0.6768	0.3427	0.6217	0.5761	0.1611	0.4602
	Δ EX	5.97E-09	4.22E-21	5.42E-20	3.78E-20	4.85E-18	8.94E-19	3.19E-301	2.47E-21	5.73E-21	2.50E-11
	長期均衡式	1.51E-05	0.000193	1.89E-09	0.086184	0.003413	0.001117	0.0011167	0.000112		

帰無仮説: 単位根を持つ(非定常)

表7より, 全てのEX,P,Yは非定常であり, 長期均衡式は定常である



乖離を調整する短期的な式=エラーコレクションモデル(8)成立
 エラーコレクションモデルを構成する要素は定常である必要がある。
 表7より, 全ての要素が定常であるという結果を得ている。

S-PLUSを使用したの分析にあたって

- S-PLUSの機能はすばらしく、研究の全行程に渡って、使用させていただきました。
- 特に、アドオンモジュールのFinmetricsに含まれている関数を使用していくことで、普通では困難な時系列解析をスムーズに行うことができました。
- ファイルのインポート、エクスポート等のGUI操作もわかりやすく、データの加工がしやすかったです。
- 今後もS-PLUSを使用し、研究を発展させていこうと思っております。

ありがとうございました。