

為替レートが日本企業の設備投資に及ぼす効果^{*1}

—企業レベルのパネルデータを用いた分析—

布袋正樹^{*2}

要 約

為替レートが企業の設備投資に及ぼす効果については、業種別のセミマクロデータを用いて分析されることがほとんどであったが、近年、企業レベルのパネルデータを用いた分析も行われている。Nucci and Pozzolo (2001) は、イタリアの企業レベルのパネルデータを分析し、輸出比率が高い企業ほど円高が設備投資を減少させる一方で、輸入比率が高い企業ほど円高が設備投資を増加させることを示した。また、円高が設備投資に及ぼす効果は、市場支配力が弱い企業ほど大きく、また資金制約に直面する企業で大きいことを示した。本稿では、日本の企業レベルのパネルデータを用いて円高が設備投資に及ぼす効果を分析し、Nucci and Pozzolo (2001) と同様の分析結果を得た。また、推定結果を用いてシミュレーションを行い、輸出比率が高い5業種では、実質実効為替レート1%ポイントの円高に対して、実質設備投資が0.45%~0.95%ポイント減少するが、輸入比率が高い石油製品・石炭製品では、実質実効為替レート1%の円高に対して、実質設備投資が1.36%ポイント増加することを示した。

JEL classification: F31, F32.

キーワード：設備投資、為替レート、輸出比率・輸入比率。

I. はじめに

経済産業省の『企業活動基本調査』によると、近年、日本企業の売上高に占める直接輸出額の割合や、仕入高に占める直接輸入額の割合が急速に増加している。全業種をみると、直接輸出額の成長率(2001年から2007年に68.9%)は売上高の成長率(同26.3%)を大きく上回り、売上高に占める直接輸出額の割合は2001年度の8.3%から2007年度には11.1%に上昇した。同様に、直接輸入額の成長率(2001年から

2007年に48.6%)は仕入高の成長率(同33%)を上回り、仕入高に占める直接輸入額の割合は7.7%から8.6%に上昇した。そのため、企業活動が為替レートの影響をより受け易くなってきたと考えられる。

一方で、2008年以降、リーマンショックに端を発した世界金融危機や、ギリシャ危機に端を発した欧州ソブリン危機の影響によって、欧米の景気が不透明になり円高が進むと、日本の

*1 本論文を作成するにあたって、倉澤資成教授(横浜国立大学)、宮島英昭教授(早稲田大学)から貴重なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。

*2 財務省財務総合政策研究所研究官

輸出企業の利益が減少し、設備投資などの企業活動が低迷することが懸念された。そうしたなか、2010年9月15日、日本政府は円高を阻止するため6年半ぶりとなる円売り・ドル買い介入に踏み切った。

しかし、円高が日本企業の設備投資を減少させると一概には言えない。理論的に考えると、円高には企業の売上高を低下させ利益を減少させる面と、仕入高を低下させ利益を増加させる面があるため、円高によって設備投資が減少する可能性もあれば増加する可能性もある。そこで本稿では、実証分析を行い、為替レートが日本企業の設備投資に及ぼす効果を分析する。

為替レートが企業の設備投資に及ぼす効果については、以下のような先行研究が存在する。Goldberg（1993）は、アメリカ企業を業種別のセミマクロデータ（四半期）を用いて、業種別に時系列分析を行い、1980年代においてドル高が耐久消費財製造業の設備投資を有意に増加させたことを示した（1970年代には逆の効果が示された）。Campa and Goldberg（1995）は、アメリカ企業を業種別のセミマクロデータ（年次）を用いて、輸出比率（生産額に占める輸出の割合）よりも、輸入比率（可変費用に占める輸入生産要素の割合）の方が高い業種が、1970年代と比べて1980年代に増加したことを示した（輸出比率から輸入比率を差し引いた値を Index of Effective Exposure [IEE] と呼ぶ）。さらに、すべての業種をプールしたサンプルを用いて為替レートが設備投資に及ぼす効果を分析し、IEEが高い業種ほどドル高が設備投資を有意に減少させることを示した。また、マークアップが高い業種とマークアップが低い業種にサンプルを分割して推定を行うと、マークアップが低い業種のサブサンプルにおいて、上記の効果が顕著に表れることが示された。これらの結果は、Goldberg（1993）の結果が、アメリカ企業の輸入比率の増加によってもたらされたことを示唆している。

Campa and Goldberg（1999）は、アメリカ、カナダ、イギリス、日本の企業を業種別のセミ

マクロデータ（年次）を用いて、為替レートが設備投資に及ぼす効果を分析した。すべての業種をプールしたサンプルを用いて推定を行うと、カナダを除く3カ国では、輸出比率が高い業種ほど、自国通貨価値の上昇が設備投資を有意に減少させる一方で、輸入比率が高い業種ほど、自国通貨価値の上昇が設備投資を有意に増加させることを示した。また、マークアップが高い業種とマークアップが低い業種にサンプルを分割して推定を行うと、アメリカと日本では、マークアップが低い業種のサブサンプルにおいて、輸出比率が高い業種ほど、自国通貨価値の上昇が設備投資を有意に減少させることが示された。

このように為替レートが設備投資に及ぼす効果は業種別のセミマクロデータを用いた分析がほとんどであったが、企業レベルのパネルデータを用いた分析も行われている。企業レベルのパネルデータを用いることで、企業レベルの行動を分析することが可能になるだけでなく、観測できない企業の異質性を考慮した分析が可能になる。Nucci and Pozzolo（2001）は、イタリアの企業レベルのパネルデータを分析し、Campa and Goldberg（1999）と同様の結果を示すとともに、従業員数500人未満の企業とそうでない企業にサンプルを分割して推定を行い、従業員数500人未満のサブサンプルにおいて、自国通貨価値の上昇が設備投資に及ぼす効果が大きくなることを示した。この結果は、規模が小さく資金制約に直面していると考えられる企業ほど、設備投資が為替レートの影響を受け易いことを示唆している。

一方、日本企業については、前述した Campa and Goldberg（1999）の分析のほか、いくつかの研究が存在する。徳井・鈴木（1990）は、業種別のセミマクロデータ（四半期）を用いて時系列分析を行い、輸出産業である機械系産業において、円安が設備投資を促進することを示した。また、Matsubayashi（2008）は、業種別のセミマクロデータ（四半期）を用いて VAR モデルで推定を行い、特に機械系産業では、円安

が企業の期待収益を高め設備投資を促進することを示した。このように、日本では業種別のセミマクロデータを用いた分析は行われているが企業レベルのパネルデータを用いた分析は行われていない。

本稿では、Nucci and Pozzolo (2001) の研究にもとづいて、日本の企業レベルのパネルデータを分析し同様の結果を示した。本稿の分析でえた主な結果は、以下のとおりである。第1に、輸出比率が高い企業ほど円高が設備投資を減少させる一方で、輸入比率が高い企業ほど円高が設備投資を増加させることが示された。第2に、円高が設備投資に及ぼす効果は、市場支配力が弱い企業ほど大きく、また資金制約に直面している企業で大きいことが部分的に示された。第

3に、推定結果を用いてシミュレーションを行い、輸出比率が高い5業種では、実質実効為替レート1%ポイントの円高に対して、実質設備投資が0.45%～0.95%ポイント減少するが、輸入比率が高い石油製品・石炭製品では、実質実効為替レート1%の円高に対して、実質設備投資が1.36%ポイント増加することを示した。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、為替レートと設備投資に関する理論モデルを示したうえで、本稿で検証する仮説について述べる。3節では、仮説を検証するための推定式と使用するデータについて述べる。4節では推定結果を述べる。最後に5節では結論と今後の課題を述べる。

II. 理論モデルと仮説

II-1. 理論モデル

以下では、為替レートが企業の設備投資に及ぼす効果を考察するため、Nucci and Pozzolo (1998, 2001) の理論モデルを紹介する。まず、代表的な企業の利潤関数を $\pi(K_t, e_t)$ とする。ここで、 K_t は t 期の資本ストック、 e_t は t 期の為替レートを示す。為替レートは外国通貨1単位当たりの自国通貨の価値を示しており、 e_t の増加は自国通貨価値の低下を意味する。設備投資 I_t の蓄積過程においては調整費用 $C(I_t)$ がかかり、 $C', C'' > 0$ である。

代表的な企業の価値は、キャッシュフローの期待現在価値を最大化するように設備投資を選択したときのものであり、以下のように表される。

$$V_t(K_{t-1}) = \max_{I_t} \left\{ \pi(K_t, e_t) - I_t - C(I_t) + \beta_{t+1}^t E_t [V_{t+1}(K_t)] \right\} \quad (1)$$

ここで、キャッシュフローは、利潤から投資に関するすべての費用を差し引いたものである。 β_{t+1}^t は t 期と $t+1$ 期の間の割引ファクターを表

す。 E_t は t 期に利用可能な情報で条件付けられた期待値オペレーターである。資本財の価格は1に基準化している。簡単化のため資本減耗を無視すると、蓄積方程式は $K_t = K_{t-1} + I_t$ で表される。包絡面定理を適用することにより、設備投資の最適なパスを特徴付けるオイラー方程式は以下のように表される。

$$q_t = \left[\frac{\partial \pi(K_t, e_t)}{\partial K_t} \right] + \beta_{t+1}^t E_t(q_{t+1}) \quad (2)$$

ここで、 q_t は資本ストックの限界価値 $\partial V_t / \partial K_{t-1}$ を示す。 $t+1$ 期以降においても、資本ストックの限界価値を同様に表すことができる。それらを用いると、 t 期における資本ストックの限界価値は以下のように書き換えられる。

$$q_t = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta_{t+j}^t \left[\frac{\partial \pi(K_{t+j}, e_{t+j})}{\partial K_{t+j}} \right] \quad (3)$$

これは、 q_t が資本ストックの限界利潤の割引現在価値に等しいことを示している。 t 期から

t+j 期の間の割引ファクターは、 $\beta_{t+j}^t = \prod_{i=t}^j (1+r_{t+i})^{-1}$ である。ここで、 r_t はt期とt+1期の間の必要収益率を表す。(1)式において、設備投資に関する1階条件は以下ようになる。

$$1 + \left[\frac{\partial C(I_t)}{\partial I_t} \right] = q_t \quad (4)$$

(4)式において $C', C'' > 0$ を考慮すると、設備投資は資本ストックの限界価値qの増加関数 $\phi(q_t)$ になる。(3)式を用いると、設備投資は以下のように表される。

$$I_t = \phi \left\{ E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta_{t+j}^t \left[\frac{\partial \pi(K_{t+j}, e_{t+j})}{\partial K_{t+j}} \right] \right\} \quad (5)$$

また、国内市場と海外市場の両方において、代表的な企業が不完全競争の状態にあると仮定すると、上記の $\pi(K_t, e_t)$ は、資本ストックを所与としたとき、利潤を最大化するように国内の生産物価格 p_t 、海外の生産物価格 p_t^* 、国内で購入する生産要素 L_t 、輸入する生産要素 L_t^* を選択したときの利潤であり、以下のように表される。

$$\begin{aligned} \pi(K_t, e_t) = & \max_{p, p^*, L, L^*} x(p_t)p(e_t) + e_t x^*(p_t^*)p^*(e_t) \\ & - w_t L_t - e_t w_t^* L_t^* \\ \text{s.t. } & x_t + x_t^* = F(K_t, L_t, L_t^*) \end{aligned} \quad (6)$$

ここで、 $x(p_t)$ と $x^*(p_t^*)$ はそれぞれ企業が国内市場と海外市場で直面する需要関数、 $w_t L_t$ と $e_t w_t^* L_t^*$ はそれぞれ国内と海外の生産要素への支出額、 w_t と w_t^* はそれぞれ国内と海外の生産要素価格を示している。生産関数Fは1次同次である。この問題から導かれた1階条件などを用いると、資本ストックの限界利潤は以下のように表される。

$$\frac{\partial \pi(K_t, e_t)}{\partial K_t} = \frac{1}{K_t} \left[p_t x_t \frac{1}{\mu_t} + e_t p_t^* x_t^* \frac{1}{\mu_t^*} - w_t L_t - e_t w_t^* L_t^* \right] \quad (7)$$

ただし、 μ_t と μ_t^* はそれぞれ国内市場と海外市場における企業のマークアップを示している。

これらのマークアップ、それぞれ国内需要の価格弾力性 $\vartheta_{t,x}$ と海外需要の価格弾力性 ϑ_{t,x^*} を用いて表現できる。すなわち、 $\mu_t = (1+1/\vartheta_{t,x})^{-1}$ と $\mu_t^* = (1+1/\vartheta_{t,x^*})^{-1}$ である。

為替レートが唯一の不確実性の源泉で、為替レートの変化が恒久的なものと仮定すると、将来における資本ストックの限界利潤の期待値は、すべてt期の限界利潤と等しくなる。また、割引ファクターは時間を通じて一定で $\beta_{t+1}^t = \beta$ と仮定すると、(5)式は以下のように書き換えられる。

$$I_t = \phi \left\{ \frac{1}{1-\beta} \left[\frac{\partial \pi(K_t, e_t)}{\partial K_t} \right] \right\} \quad (8)$$

(7)式を考慮しつつ設備投資 I_t を為替レート e_t で偏微分すると、為替レートが設備投資に及ぼす効果は以下のように表される。

$$\begin{aligned} \frac{\partial I}{\partial e} = & \phi_q(\cdot) \frac{1}{1-\beta} \frac{TR}{Ke} \left\{ \frac{1}{1+\bar{\mu}} \chi [\eta_{p^*e}(1+\vartheta_x) + 1 - \varepsilon_{\mu^*e}] \right. \\ & \left. + \frac{1}{1+\bar{\mu}} (1-\chi) [\eta_{pe}(1+\vartheta_x) - \varepsilon_{\mu e}] - \frac{1}{\bar{\mu}} (1+\eta_{w^*e}) \alpha \right\} \end{aligned} \quad (9)$$

ここで、TRは収入、 χ は収入に占める輸出の割合（輸出比率）、 η_{pe} と η_{p^*e} はそれぞれ国内市場と海外市場における価格の為替レート弾力性、 ϑ_x と ϑ_x^* はそれぞれ国内需要と海外需要の価格弾力性、 $\varepsilon_{\mu e}$ と ε_{μ^*e} はそれぞれ国内市場と海外市場におけるマークアップの為替レート弾力性、 α は可変費用に占める輸入の割合（輸入比率）、 η_{w^*e} は輸入生産要素価格の為替レート弾力性、 $\bar{\mu}$ は国内市場と海外市場を区別しないで求められたマークアップを表す。

(9)式は、為替レートが3つのルートで設備投資に影響を及ぼすことを示している。第1項は、輸出に関わるルートである。 $-1 \leq \eta_{p^*e} \leq 0$ 、 $\vartheta_x < 0$ 、 $\varepsilon_{\mu^*e} > 0$ なので、 $|\vartheta_x| > 1$ のとき、本国通貨価値が上昇すると、本国通貨建ての輸出額（収入）が減少して限界利潤が低下し、設備投資が減少する可能性が高い。第2項は、国内販売に関わるルートである。 $\eta_{pe} > 0$ 、 $\vartheta_x < 0$ 、 $\varepsilon_{\mu e} > 0$ なので、 $|\vartheta_x| > 1$ のとき、本国通貨価値が上昇す

ると、国内販売収入が増加して限界利潤が上昇し、設備投資が増加する。第3項は、輸入に関わるルートである。 $0 \leq \eta_{w,c} \leq 1$ なので、本国通貨価値が上昇すると、海外生産要素に関わる輸入額（費用）が低下して限界利潤が上昇し、設備投資が増加する。

II-2. 仮説

ここでは、Nucci and Pozzolo (2001) の理論にもとづき、本稿で検証する仮説と、仮説を検証するための推定式について述べる。Nucci and Pozzolo (2001) は、為替レートが設備投資に影響を及ぼすルートとして、以下の2つに着目している。第1のルートは輸出に関わるルートである。本国通貨価値が上昇すると、本国通貨建ての輸出額（収入）の減少を通じて限界利潤が低下し、設備投資が減少する。この効果は、輸出比率（収入に占める輸出額の割合）が高い企業ほど大きくなる。第2のルートは輸入に関わるルートである。本国通貨価値が上昇すると、海外生産要素に関わる本国通貨建ての輸入額（収入）が減少し限界利潤が上昇するため、設備投資が増加する。この効果は、輸入比率（可変費用に占める輸入額の割合）が高い企業ほど大きくなると考えられる。これらを、仮説としてまとめると以下ようになる。

【仮説1】 輸出比率が高い企業ほど、本国通貨価値の上昇に対して設備投資を減少させる。また、輸入比率が高い企業ほど、本国通貨価値の上昇に対して設備投資を増加させる。

Nucci and Pozzolo (2001) のモデルにおいて、為替レートが設備投資に及ぼす効果はマークアップが低い企業ほど大きくなる。すなわち、市場支配力が弱い企業ほど、本国通貨価値の上昇に伴う限界利潤の変化が大きく設備投資も大きく変化する。これを、仮説としてまとめると以下ようになる。

【仮説2】 市場支配力が弱い企業ほど、為替レートが設備投資に及ぼす効果は大きくなる。

Nucci and Pozzolo (2001) によると、為替レートが設備投資に及ぼす効果は、企業が資金制約に直面しているかどうかで異なる。資金制約に直面する企業は資金調達を内部資金に依存しているため、内部資金が減少すると十分な資金調達ができず設備投資を減少させる。為替レートの変化は限界利潤の変化を通じて内部資金にも変化をもたらす、資金制約に直面する企業の設備投資に影響を及ぼす。こうした資金制約の問題は大企業よりも中堅・中小企業においてより深刻であるため、実証分析では資金制約のプロキシとして資本金などの企業規模がよく用いられている（例えば、小川 [2007] など）。以上を、仮説としてまとめると以下ようになる。

【仮説3】 企業規模が小さい企業ほど、為替レートが設備投資に及ぼす効果は大きくなる。

Ⅲ. 推定式とデータ

Ⅲ-1. 推定式

本稿では上記の仮説を検証するため、Nucci and Pozzolo (2001) と同様のモデルを用いて分析する。仮説1の検証では、以下の推定式1を用いる。

$$\Delta \ln I_{i,t} = \gamma_0 + \sum_{k=1}^p \gamma_k \Delta \ln I_{i,t-k} + \beta_1 \Delta \ln S_{i,t} + \beta_2 \chi_{i,t-1} \Delta \ln EER_t + \beta_3 \alpha_{i,t-1} \Delta \ln EER_t + \tau_t + \nu_i + \varepsilon_{i,t}$$

$$\Delta \ln I_{i,t} = \ln I_{i,t} - \ln I_{i,t-1}$$

$$\Delta \ln S_{i,t} = \ln S_{i,t} - \ln S_{i,t-1}$$

$$\Delta \ln EER_t = \ln EER_t - \ln EER_{t-1}$$

$$\chi_{i,t} = \frac{EXPORT_{i,t}}{SALES_{i,t}}$$

$$\alpha_{i,t} = \frac{IMPORT_{i,t}}{PURCHASE_{i,t} + LCOST_{i,t}}$$

(推定式1)

- $I_{i,t}$: i 企業の t 期の実質設備投資
- $S_{i,t}$: i 企業の t 期の実質売上高
- EER_t : t 期の実質実効為替レート
- $EXPORT_{i,t}$: i 企業の t 期の輸出額
- $IMPORT_{i,t}$: i 企業の t 期の輸入額
- $PURCHASE_{i,t}$: i 企業の t 期の仕入高
- $LCOST_{i,t}$: i 企業の t 期の労働費用
- $PURCHASE_{i,t} + LCOST_{i,t}$: 可変費用
- τ_t : 時間効果 (年ダミー)
- ν_i : i 企業の観測できない企業の異質性
- $\varepsilon_{i,t}$: i 企業の t 期の攪乱項

被説明変数には、設備投資の変化率を用いる。このモデルは、説明変数に被説明変数のラグ (1 ~ p 期のラグ) が含まれるダイナミックモデルである。また、その他の説明変数には、投資機会を示す実質売上高の変化率を用いている。

さて、仮説1の検証には、実質実効為替レートの変化率と輸出比率 (売上高に占める輸出額の割合) をかけ合わせて作成した変数、実質為替レートの変化率と輸入比率 (可変費用に占める輸入額の割合) をかけ合わせて作成した変数を用いる。実質実効為替レートの変化率は、プラスのとき円高方向の変化を示し、マイナスのとき円安方向の変化を示す。したがって、輸出比率が高いほど、実質実効為替レートの上昇に対して設備投資は減少する ($\beta_2 < 0$)。また、輸入比率が高いほど、実質実効為替レートの上昇に対して設備投資は増加する ($\beta_3 > 0$)。

仮説2の検証では、企業の市場支配力が為替レートと設備投資の関係に及ぼす効果を分析するため、以下の指標を用いる。

$$mkup_{i,t} = \frac{NOPROFIT_{i,t}}{S_{i,t}} \quad (0 \leq mkup_{i,t} \leq 1)$$

ここでは、国内市場と海外市場それぞれにおける市場支配力を区別することが困難なため、それらの市場支配力の平均を表すプロキシとして売上高営業利益率を用いる。上式において、 $NOPROFIT_{i,t}$ は i 企業の t 期の営業利益を表す。ただし、営業利益が赤字の場合には mkup をゼロとした。この mkup が高いほど、企業の市場支配力が強いことを意味する。仮説2の検証では、以下の推定式2を用いる。

$$\Delta \ln I_{i,t} = \gamma_0 + \sum_{k=1}^p \gamma_k \Delta \ln I_{i,t-k} + \beta_1 \Delta \ln S_{i,t} + \beta_2 \chi_{i,t-1} \Delta \ln EER_t (1 - mkup_{i,t-1}) + \beta_3 \alpha_{i,t-1} \Delta \ln EER_t (1 - mkup_{i,t-1}) + \tau_t + \nu_i + \varepsilon_{i,t}$$

(推定式2)

(1 - mkup) が大きな企業ほど (市場支配力が弱い企業ほど)、為替レートの変化が設備投資に

及ぼす効果が大きくなるため、 $\beta_2 < 0$ 、 $\beta_3 > 0$ が予想される。

仮説3の検証では、資金制約が為替レートと設備投資の関係に及ぼす効果を分析するため、以下のようなダミー変数を作成した。

$Dhigh_{i,t}$: 資本金が中央値以上の企業を1、それ以外を0とするダミー変数。

$Dlow_{i,t}$: 資本金が中央値未満の企業を1、それ以外を0とするダミー変数。

これらを仮説1の検証で作成した2つの変数にかけ合わせ、新たに4つの変数を作成した。仮説3の検証では、以下の推定式3を用いる。

$$\begin{aligned} \Delta \ln I_{i,t} = & \gamma_0 + \sum_{k=1}^p \gamma_k \Delta \ln I_{i,t-k} + \beta_1 \Delta \ln S_{i,t} \\ & + \beta_2 \chi_{i,t-1} \Delta \ln EER_t Dhigh_{i,t} \\ & + \beta_3 \chi_{i,t-1} \Delta \ln EER_t Dlow_{i,t} \\ & + \beta_4 \alpha_{i,t-1} \Delta \ln EER_t Dhigh_{i,t} \\ & + \beta_5 \alpha_{i,t-1} \Delta \ln EER_t Dlow_{i,t} + \tau_t + \nu_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (\text{推定式3})$$

企業規模が小さな企業ほど（資金制約に直面する企業ほど）、実質実効為替レートの変化が設備投資に及ぼす効果は大きくなるため、 $|\beta_2| < |\beta_3|$ 、 $\beta_4 < \beta_5$ が予想される。

上記の推定式では、為替レートとして実質実効為替レート（EER）を用いているが、本稿では実質円ドルレート（YDER）を用いた推定も行う。2010年上半期の貿易統計（財務省）によると、対米輸出額は輸出総額の約15%（対米輸入額は輸入総額の約10%）にすぎず、円ドルレートのみで円の為替相場を判断することはバランスが悪い。そのため、様々な国の為替レートを貿易取引のウエイトで加重平均した実質実効為替レートを、日本の為替相場の判断基準として用いることは望ましい。一方で、2010年上半期の貿易取引通貨別比率（財務省）をみると、輸出総額に占めるドル建て取引の割合は約50%（輸入総額に占めるドル建て取引の割合は約70%）にもなり、円ドルレートは貿易取引に大きな影響を及ぼしうる。その意味において、実質円ドルレートを日本の為替相場の判

断基準として用いることも正当化できる。

実質円ドルレートの変化率は、プラスのとき円安方向の変化を示し、マイナスのとき円高方向の変化を示す。例えば推定式1において、輸出比率が高いほど、実質円ドルレートの上昇に対して設備投資は増加する（ $\beta_2 > 0$ ）。また、輸入比率が高いほど、実質円ドルレートの上昇に対して設備投資は減少する（ $\beta_3 < 0$ ）。

本稿では企業レベルパネルデータを用い、観測できない企業の異質性を考慮した推定を行う。本稿で用いるモデルは、説明変数に被説明変数のラグが入っているダイナミックモデルであるが、このようなモデルを最小二乗法で推定すると、被説明変数のラグが観測できない企業の異質性と相関し、一致推定量が得られないことが知られている。Arellano and Bond (1991)は、1階の階差をとった推定式の操作変数として、説明変数の水準のラグを使用するモーメント条件を用いると、一致性を持つGMM推定量が得られることを示した。しかし、Blundell and Bond (1998)によると、被説明変数の自己回帰過程が単位根に近づくか、 $\text{var}(\nu_i)/\text{var}(\varepsilon_{i,t})$ が大きいときには、Arellano-Bond推定量の操作変数（説明変数の水準のラグ）が弱操作変数となり、深刻な有限標本バイアスが発生する。Blundell and Bond (1998)は、この問題を解決するため、Arellano and Bover (1995)の研究を基盤とするSystem GMM推定量を提案した。System GMM推定では、1階の階差をとった推定式の操作変数として、説明変数の水準のラグを使用するモーメント条件と、水準で表された推定式の操作変数として、説明変数の階差のラグを使用するモーメント条件を同時に用いる。本稿では、このSystem GMMを用いて推定を行う。ただし、System GMMで推定を行うためには、誤差項 $\varepsilon_{i,t}$ が系列相関を持たないことと、使用するモーメント条件が妥当なことが条件として満たされていなければならない。これらの条件が満たされているかどうかについて、前者はArellano-Bond検定、後者はSargan検定を用いて確認する。

表1 記述統計：2002－2006年

	I (百万円)	$\Delta \ln I$	S (百万円)	$\Delta \ln S$	mkup
N	1847	1847	1847	1847	1847
mean	9747	0.066	262263	0.044	0.049
sd	25960	0.888	751521	0.114	0.051
min	2	-3.886	2217	-0.643	0
25%	646	-0.311	32411	-0.013	0.015
50%	1995	0.067	73543	0.037	0.038
75%	7710	0.462	208049	0.097	0.068
max	392508	3.817	1.2E+07	0.695	0.664

表2 輸出比率と輸入比率：2002－2006年

	輸出比率 (平均)	輸入比率 (平均)
食料品製造業	0.007	0.091
繊維工業, 衣服・その他の繊維製品製造業	0.036	0.068
パルプ・紙・紙加工品製造業	0.035	0.064
出版・印刷・同関連産業	0.091	0.017
化学工業	0.075	0.086
石油製品・石炭製品製造業	0.045	0.540
窯業・土石製品製造業	0.129	0.083
鉄鋼業	0.055	0.025
非鉄金属製造業	0.076	0.085
金属製品製造業	0.045	0.016
一般機械器具製造業	0.249	0.051
電気機械器具製造業	0.285	0.143
輸送用機械器具製造業	0.161	0.026
精密機械器具製造業	0.313	0.145
船舶製造・修理業	0.306	0.012
その他の製造業	0.123	0.094
卸売業	0.063	0.080
小売業	0.0001	0.012
全業種	0.149	0.089

(注) 輸出比率 = 直接輸出額 / 売上高
 輸入比率 = 直接輸入額 / (仕入高 + 人件費)

Ⅲ-2. データ

本稿では、財務省の『法人企業統計年次別調査（金融・保険を除く）』を用いる。ただし、『法人企業統計調査』には、企業の輸出額や輸入額などが収録されていないため、それらが収録されている経済産業省の『企業活動基本調査』を併せて用いる。分析対象は、法人企業統計で毎年全数調査が行われている資本金6億円以上の企業である。『法人企業統計調査』と『企業活動基本調査』の接合は主に企業名と資本金を用いて行った。また、分析期間は、データが利用可能な2002～2006年度である。以下では、主な変数の作成方法について述べる。

実質設備投資フロー

各年度の名目投資フローは、小川（2007）の分析に従い、有形固定資産（土地・建設勘定を除く）の対前年増加分に、当期の減価償却費（減価償却費＋特別減価償却費）を加えて求めた。実質投資フローは、名目投資フローを業種別の投資財価格で除して求めた。業種別の投資財価格は、経済産業研究所（RIETI）のJIPデータベース2009より、業種別の名目投資フローを実質投資フローで除して求めた。

輸出比率（輸入比率）

輸出比率は「直接輸出額／売上高」で定義され、輸入比率は「直接輸入額／（仕入高＋労働費用）」で定義される。ただし、直接輸出額（直接輸入額）は、企業が自社名義で通関手続きを行った輸出額（輸入額）であり、間接輸出額（間接輸入額）は含まれていない。本来、輸出比率（輸入比率）は、間接輸出額（間接輸入額）を含む総輸出額（総輸入額）を用いて計算すべきである。しかし、『企業活動基本調査』では、輸出総額や輸入総額が連続して得られないため、本稿では直接輸出額（直接輸入額）を用いて輸出比率（輸入比率）を計算した。ただし、『企

業活動基本調査』の1999年度実績において、製造業では、総輸出額に占める直接輸出額の割合（総輸入額に占める直接輸入額の割合）は約80%であり、直接輸出額（直接輸入額）は総輸出額（総輸入額）の大部分を占めている。

実質為替レート

実質実効為替レートは、日本銀行統計の実質実効為替レート（月次）を用いて年平均を求めた。実質円ドルレートは、名目円ドルレート、日本のGDPデフレーター、アメリカのGDPデフレーターを用いて作成した。名目円ドルレート（年平均）には日本銀行統計、GDPデフレーターにはIMFのWorld Economic Outlook databaseを用いた。

記述統計

表1には、本稿の分析で用いる変数の基本統計が示されている。サンプルサイズは1847である。 $\Delta \ln I$ と $\Delta \ln S$ については、平均から標準偏差の4倍超離れた観測値を外れ値とみなして除去した。また、欠損値の存在により、データベースはUnbalanced panelになっている。

表2には、輸出比率（直接輸出額／売上高）と輸入比率（直接輸入額／〔仕入高＋人件費〕）が示されている。全業種について、輸出比率の全期間平均は約15%、輸入比率の全期間平均は約9%である。

業種別にみると、精密機械器具（31.3%）、船舶製造・修理業（30.6%）、電気機械（28.5%）、一般機械器具（24.9%）、輸送機械（16.1%）は、輸出比率（全期間平均）が比較的高くっており、円高に対して設備投資を大きく減少させることが予想される。これに対し、石油製品・石炭製品（54%）は輸入比率（全期間平均）が非常に高く、円高に対して設備投資を大きく増加させることが予想される。

IV. 推定結果

表3には、推定式1から推定式3について、System GMM（Two-step GMM）による推定結果が示されている。ただし、説明変数において、被説明変数のラグは7期のラグまで用いた。これらの推定においてはArellano-Bond検定とSargan検定を行い、System GMMを使用するための前提条件が満たされていることを確認した。また、Two-step GMM推定量の標準誤差にはバイアスがあるため（Windmeijer[2005]）、標

準誤差にはWC（Windmeijer bias-corrected）推定量を用いた。

各推定式において、Iは実質実効為替レート（EER）を用いた場合、IIは実質円ドルレート（YDER）を用いた場合の推定結果を示している。実質実効為替レートは上昇したとき円高を意味し、実質円ドルレートは上昇したとき円安を意味する。

表3 推定結果

推定式I				
System dynamic panel-data estimation (Two step)		I		II
Dependent variable: $\Delta \ln I(i,t)$	Coef.	z	Coef.	z
$\Delta \ln I(i,t-1)$	-0.634	-10.01 ***	-0.637	-10.3 ***
$\Delta \ln I(i,t-2)$	-0.445	-5.38 ***	-0.449	-5.59 ***
$\Delta \ln I(i,t-3)$	-0.323	-3.62 ***	-0.317	-3.75 ***
$\Delta \ln I(i,t-4)$	-0.260	-3.08 ***	-0.248	-3.14 ***
$\Delta \ln I(i,t-5)$	-0.245	-3.49 ***	-0.234	-3.44 ***
$\Delta \ln I(i,t-6)$	-0.204	-3.98 ***	-0.194	-3.88 ***
$\Delta \ln I(i,t-7)$	-0.046	-1.14	-0.039	-0.98
$\Delta \ln S(i,t)$	-0.105	-0.22	0.009	0.02
$\chi(i,t-1)\Delta \ln EER(i,t)$	-3.227	-2.26 **		
$\alpha(i,t-1)\Delta \ln EER(i,t)$	2.792	1.82 *		
$\chi(i,t-1)\Delta \ln YDER(i,t)$			3.237	2.38 **
$\alpha(i,t-1)\Delta \ln YDER(i,t)$			-2.119	-1.48
constant	-0.025	-0.46	-0.017	-0.3
year dummy		yes		yes
Number of obs		1847		1847
Arellano-Bond test		z		z
First-order		-6.134 ***		-6.124 ***
Second-order		0.816		0.931
Sargan test of overidentifying restrictions		chi2(137)		chi2(137)
		144.52		142.42

(注) 標準誤差には、WC（Windmeijer bias-corrected）推定量を用いた。***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意なことを示す。

表3 の続き

推定式2				
System dynamic panel-data estimation (Two step)				
Dependent variable: $\Delta \ln I(i,t)$	I		II	
	Coef.	z	Coef.	z
$\Delta \ln I(i,t-1)$	-0.631	-9.97 ***	-0.635	-10.81 ***
$\Delta \ln I(i,t-2)$	-0.441	-5.34 ***	-0.445	-5.94 ***
$\Delta \ln I(i,t-3)$	-0.319	-3.6 ***	-0.314	-4.09 ***
$\Delta \ln I(i,t-4)$	-0.258	-3.08 ***	-0.248	-3.33 ***
$\Delta \ln I(i,t-5)$	-0.240	-3.45 ***	-0.232	-3.5 ***
$\Delta \ln I(i,t-6)$	-0.199	-3.94 ***	-0.190	-3.84 ***
$\Delta \ln I(i,t-7)$	-0.044	-1.1	-0.038	-0.96
$\Delta \ln S(i,t)$	-0.044	-0.09	0.067	0.17
$\chi(i,t-1)\Delta \ln EER(t)[1-mkup(i,t-1)]$	-3.151	-2.1 **		
$\alpha(i,t-1)\Delta \ln EER(t)[1-mkup(i,t-1)]$	2.860	1.75 *		
$\chi(i,t-1)\Delta \ln YDER(t)[1-mkup(i,t-1)]$			3.186	2.23 **
$\alpha(i,t-1)\Delta \ln YDER(t)[1-mkup(i,t-1)]$			-2.225	-1.47
constant	-0.031	-0.56	-0.025	-0.48
year dummy		yes		yes
Number of obs		1847		1847
Arellano-Bond test		z		z
First-order		-6.125 ***		-6.168 ***
Second-order		0.803		0.914
Sargan test of overidentifying restrictions		chi2(137)		chi2(137)
		146.47		144.54

(注) 標準誤差には、WC (Windmeijer bias-corrected) 推定量を用いた。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意なことを示す。

表3 の続き

推定式3				
System dynamic panel-data estimation (Two step)				
Dependent variable: $\Delta \ln I(i,t)$	I		II	
	Coef.	z	Coef.	z
$\Delta \ln I(i,t-1)$	-0.688	-9.55 ***	-0.680	-9.59 ***
$\Delta \ln I(i,t-2)$	-0.521	-5.12 ***	-0.501	-5.22 ***
$\Delta \ln I(i,t-3)$	-0.392	-3.99 ***	-0.367	-4.29 ***
$\Delta \ln I(i,t-4)$	-0.312	-3.53 ***	-0.286	-3.56 ***
$\Delta \ln I(i,t-5)$	-0.286	-3.57 ***	-0.249	-3.31 ***
$\Delta \ln I(i,t-6)$	-0.232	-3.81 ***	-0.206	-3.34 ***
$\Delta \ln I(i,t-7)$	-0.071	-1.63	-0.046	-1.03
$\Delta \ln S(i,t)$	0.028	0.02	0.105	0.06
$\chi(i,t-1)\Delta \ln EER(t)Dhigh(i,t)$	-2.402	-1.2		
$\chi(i,t-1)\Delta \ln EER(t)Dlow(i,t)$	-9.869	-2.28 **		
$\alpha(i,t-1)\Delta \ln EER(t)Dhigh(i,t)$	4.479	1.88 *		
$\alpha(i,t-1)\Delta \ln EER(t)Dlow(i,t)$	0.558	0.1		
$\chi(i,t-1)\Delta \ln YDER(t)Dhigh(i,t)$			2.562	1.71 *
$\chi(i,t-1)\Delta \ln YDER(t)Dlow(i,t)$			10.376	2.31 **
$\alpha(i,t-1)\Delta \ln YDER(t)Dhigh(i,t)$			-2.988	-1.36
$\alpha(i,t-1)\Delta \ln YDER(t)Dlow(i,t)$			-0.343	-0.09
$Dlow(i,t)$	-0.1237	-1.04	-0.0658	-0.64
constant	0.254	2.41 **	0.217	1.68 *
year dummy		yes		yes
Number of obs		1847		1847
Arellano-Bond test		z		z
First-order		-5.541 ***		-5.640 ***
Second-order		0.880		0.876
Sargan test of overidentifying restrictions		chi2(232)		chi2(232)
		234.44		229.82

(注) 標準誤差には、WC (Windmeijer bias-corrected) 推定量を用いた。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意なことを示す。

推定式1には、仮説1の検証結果が示されている。Iでは、輸出比率が高いほど実質実効為替レートの上昇（円高）に対して設備投資が有意に減少している。また、輸入比率が高いほど実質実効為替レートの上昇（円高）に対して設備投資が有意に増加することが示されており、仮説1と整合的である。すなわち、輸出企業は円高になると、輸出額（収入）の減少を通じた限界利潤の減少が予想されるため設備投資を減らすが、輸入企業は円高になると、輸入額（費用）の減少を通じた限界利潤の増加が予想されるため設備投資を増やすことを示唆している。

ここで、その他の説明変数について述べる。被説明変数のラグについては、1期のラグから6期のラグまでが負で有意に推定されており、現在の設備投資の増加（減少）が将来の設備投資の減少（増加）をもたらすことを示している。しかも、その効果は時間の経過とともに小さくなっている。一方、実質売上高の変化率（投資機会のプロキシ）の係数は有意ではなく、設備投資の変化をうまく説明できていない。

同様にIIでは、輸出比率が高いほど実質円ドルレートの上昇（円安）に対して設備投資が有意に増加しており、仮説1と整合的である。一方、輸入比率が高いほど実質円ドルレートの上昇（円安）に対して設備投資が減少することが示されているが、その効果は有意でない。

推定式2には、仮説2の検証結果が示されている。Iでは、 $(1 - mkup)$ が高く（市場支配力が弱く）、輸出比率が高い企業ほど、実質実効為替レートの上昇（円高）に対して設備投資が有意に減少することが示されている。また、 $(1 - mkup)$ が高く（市場支配力が弱く）、輸入比率が高い企業ほど、実質実効為替レートの上昇（円高）に対して設備投資が有意に増加することが示されている。これらの結果は、仮説2と整合的である。

同様にIIでは、 $(1 - mkup)$ が高く（市場支配力が弱く）、輸出比率が高い企業ほど、実質円ドルレートの上昇（円安）に対して設備投資が有意に増加することが示されている。また、

$(1 - mkup)$ が高く（市場支配力が弱く）、輸入比率が高い企業ほど、実質円ドルレートの上昇（円安）に対して設備投資が減少することが示されているが、その効果は有意でない。

推定式3には、仮説3の検証結果が示されている。Iでは、資金制約に直面する企業（ $Dlow=1$ ）において、輸出比率が高いほど実質実効為替レートの上昇（円高）に対する設備投資減少の効果が大きくなっており、仮説3と整合的である。一方で、輸入に関わるルートについては、仮説3と整合的な結果が示されていない。むしろ、資金制約に直面していない企業（ $Dhigh=1$ ）において、輸入比率が高いほど実質実効為替レートの上昇（円高）に対する設備投資増加の効果が大きくなっている。

同様にIIでは、資金制約に直面する企業（ $Dlow=1$ ）において、輸出比率が高いほど実質円ドルレートの上昇（円安）に対する設備投資増加の効果が大きくなっており、仮説3と整合的である。一方で、輸入に関わるルートについては、仮説3と整合的な結果が示されていない。資金制約に直面する企業（ $Dlow=1$ ）は、輸入比率が高いほど実質円ドルレートの上昇（円安）に対して設備投資が増加している（ただし、係数は有意に推定されていない）。むしろ、資金制約に直面していない企業（ $Dhigh=1$ ）において、輸入比率が高いほど、実質円ドルレートの上昇（円安）に対する設備投資減少の効果が大きくなっている（ただし、係数は有意に推定されていない）。

これまで、為替レートが2つのルートを通じて設備投資に影響を及ぼすことを示したが、最後に、推定式1の推定結果を用いてそれらの効果の合計を示す。推定式1のIにおいて、輸出比率が一定であると仮定したとき、係数 β_2 は実質実効為替レート1%ポイントの円高に対する実質設備投資の減少（%ポイント）を意味する。ここで、輸出比率を0.15（全業種の全期間平均）に設定すると、実質設備投資は0.48%ポイント減少することを意味する（ -3.2×0.15 ）。一方、係数 β_3 は輸入比率が一定であると仮定

表4 1%ポイントの円高に対する実質設備投資の変化 (%ポイント)

	実質設備投資の変化		参考	
	実質実効為替レート	実質円ドルレート	輸出比率 (平均) χ	輸入比率 (平均) α
食料品製造業	0.232	0.170	0.007	0.091
繊維工業、衣服・その他の繊維製品製造業	0.073	0.027	0.036	0.068
パルプ・紙・紙加工品製造業	0.066	0.022	0.035	0.064
出版・印刷・関連産業	-0.245	-0.258	0.091	0.017
化学工業	-0.004	-0.062	0.075	0.086
石油製品・石炭製品製造業	1.363	0.999	0.045	0.540
窯業・土石製品製造業	-0.185	-0.242	0.129	0.083
鉄鋼業	-0.109	-0.127	0.055	0.025
非鉄金属製造業	-0.005	-0.063	0.076	0.085
金属製品製造業	-0.102	-0.113	0.045	0.016
一般機械器具製造業	-0.661	-0.697	0.249	0.051
電気機械器具製造業	-0.521	-0.619	0.285	0.143
輸送用機械器具製造業	-0.446	-0.465	0.161	0.026
精密機械器具製造業	-0.604	-0.705	0.313	0.145
船舶製造・修理業	-0.953	-0.964	0.306	0.012
その他の製造業	-0.136	-0.201	0.123	0.094
卸売業	0.019	-0.035	0.063	0.080
小売業	0.032	0.024	0.0001	0.012
全業種	-0.230	-0.292	0.149	0.089

(注) 実質設備投資の変化の計算方法

実質実効為替レートの場合： $\beta_2\chi + \beta_3\alpha$

実質円ドルレートの場合： $(\beta_2\chi + \beta_3\alpha) \times (-1)$

	β_2	β_3
実質実効為替レートの場合	-3.2	2.8
実質円ドルレートの場合	3.2	-2.1

したとき、実質実効為替レート1%ポイントの円高に対する実質設備投資の増加(%ポイント)を意味する。ここで輸入比率を0.09(全業種の全期間平均)に設定すると、実質設備投資は0.25%ポイント増加することを意味する(2.8×0.09)。したがって、輸出比率と輸入比率を一定と仮定したとき、実質実効為替レートが1%ポイント円高になると、実質設備投資は合計で0.23%ポイント減少する。全業種の実質設備投資の全期間平均(97億円)を用いて金額換算すると、実質実効為替レート1%ポイントの円高に対する実質設備投資の減少は2200万円である。

同様に、実質円ドルレート(Ⅱの推定結果)

を用いて計算すると、全業種では、実質円ドルレートが1%ポイント円高になると、実質設備投資が合計で0.29%ポイント減少することが示される。全業種の実質設備投資の全期間平均(97億円)を用いて金額換算すると、実質円ドルレート1%ポイントの円高に対する実質設備投資の減少は2800万円である。

表4には、1%ポイントの円高に対する実質設備投資の変化(%ポイント)が業種別に示されている。その中でも特に、精密機械器具、船舶製造・修理業、電気機械、一般機械器具、輸送機械は輸出比率が高く、実質実効為替レート(実質円ドルレート)1%の円高に対して、実質設備投資が0.45～0.95%ポイント(0.47～

0.96%ポイント）減少する。一方で、石油製品・石炭製品は輸入比率が高く、実質実効為替レート（実質円ドルレート）1%の円高に対して、実質設備投資が1.36%ポイント（1%ポイント）

増加する。つまり、輸出産業では円高に対して設備投資が大きく減少するが、輸入産業では円高に対して設備投資が大きく増加する。

V. 結論

日本では、為替レートが設備投資に及ぼす効果については、業種別のセミマクロデータを用いた分析ほどであった。本稿では、日本の企業レベルのパネルデータを用いて、円高が企業の設備投資に及ぼす効果を分析し、主に以下のような結果をえた。第1に、輸出比率が高い企業ほど円高が設備投資を減少させる一方で、輸入比率が高い企業ほど円高が設備投資を増加させることが示された。この結果は、輸出比率や輸入比率が高まるとともに、日本企業の設備投資が為替レートの影響を受け易くなることを示唆している。

第2に、円高が設備投資に及ぼす効果は、市場支配力が弱い企業ほど大きく、また資金制約に直面する企業で大きいことが部分的に示された。市場支配力が弱い企業や、資金制約に直面する企業が規模の小さな企業に多いことを考えると、これらの結果は、円高が設備投資に及ぼす効果が規模の小さな企業で大きいことを示唆している。

第3に、推定結果を用いてシミュレーションを行うと、全業種では、実質実効為替レート1%ポイントの円高に対して、実質設備投資が0.23%ポイント減少することが示された。また、輸出比率が高い5業種では、実質実効為替レート1%ポイントの円高に対して、実質設備投資が0.45～0.95%ポイント減少するが、輸入比率が高い石油製品・石炭製品では、実質実効為替レート1%の円高に対して、実質設備投資が1.36%ポイント増加することが示された。これらの結果は、円高が設備投資を減少させるかどうかは、輸出比率と輸入比率の相対的な大小関係に依存することを示唆している。

本稿では、比較的規模の大きな企業（資本金6億円以上）について分析を行なった。しかし、結果が示唆するように、円高が設備投資に及ぼす効果は規模の小さな企業で大きいと考えられる。今後は、中小企業を含むより大きなサンプルを用いて同様の分析を行ないたい。

参 考 文 献

小川一夫, (2007), 「金融危機と設備投資—1990年代における日本の経験—」, 『金融の機能不全』, 勁草書房, 35-63。
徳井丞次・鈴木和志(1990), 「為替レート調整と日米経済の国際競争力」, 『環太平洋経済の発展と構造調整』, 名古屋大学出版, 9-54。
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, 277-297.
Arellano, M. and O. Bover, (1995), “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models,” *Journal of Econometrics*,

- Vol.68, No.1, 29-51.
- Blundell, R. and S. Bond, (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel-Data Models," *Journal of Econometrics*, Vol.87, No.1, 115-143.
- Campa, J.M. and L.S. Goldberg, (1995), "Investment in Manufacturing, Exchange Rates and External Exposure," *Journal of International Economics*, Vol.38, No.3-4 297-320.
- Campa, J.M. and L.S. Goldberg, (1999), "Investment, Pass-Through, and Exchange Rates: A Cross-Country Comparison," *International Economic Review*, Vol.40, No.2, 287-314.
- Goldberg, L.S., (1993), "Exchange Rate and Investment in United States Industry," *Review of Economics and Statistics*, Vol.75, No.4, 575-588.
- Nucci, F. and A.F. Pozzolo, (1998), "Investment and the exchange rate," *Temi di discussione del Servizio Studi*, No.344, Banca d' Italia, Rome.
- Nucci, F. and A.F. Pozzolo, (2001), "Investment and the Exchange Rate: An Analysis with Firm-Level Data," *European Economic Review*, Vol.45, No.2, 259-283.
- Matsubayashi, Y., (2008), "Exchange Rate, Expected Profit, and Capital Stock Adjustment: Japanese Experience," *Discussion Papers*, No.0828, Kobe University.
- Windmeijer, F., (2005), "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators," *Journal of Econometrics*, Vol.126, No.1, 25-51.