

333.6
WA

貿易・直接投資の経済成長に対する効果に 関しての理論的・実証的研究

(課題番号 11430001)

平成11年度～平成13年度科学研究費補助金 (基盤研究 (B) (2))

研究成果報告書

横浜国立大学附属図書館



11444867

平成14年3月

研究代表者 若杉 隆平

(横浜国立大学経済学部 教授)

は し が き

平成11年度から平成13年度の3年間に渡り、文部省科学研究費補助金（基盤研究（B）（2））の交付を受け、「貿易・直接投資の経済成長に対する効果に関しての理論的・実証的研究」という研究課題の下で研究を行った。

貿易・直接投資の経済成長に対する効果を明らかにすることは、学術的観点からみて大きな重要性を持つだけでなく、日本経済の今後を考える上でも極めて大きな重要性を持っている。この問題の研究のために、国際経済学、産業組織論、マクロ経済学などのさまざまな分野の研究者が協力して研究を行い、理論・実証両面で大きな研究成果を挙げたと自負している。この冊子はその研究成果をまとめたものである。

このような研究成果を、具体的な政策提言へ結びつけることは今後の課題としたい。

平成14年3月

研究代表者

横浜国立大学教授

若杉隆平

研究組織

研究代表者	若杉隆平 (横浜国立大学経済学部教授)
研究分担者	國府田桂一 (横浜国立大学大学院国際社会科学部研究科教授)
研究分担者	加納悟 (一橋大学経済研究所教授)
研究分担者	秋山太郎 (横浜国立大学経済学部教授)
研究分担者	塩路悦朗 (横浜国立大学経済学部助教授)
研究分担者	古澤泰治 (横浜国立大学経済学部助教授 平成11年度～平成12年度)
研究分担者	奥村綱雄 (横浜国立大学経済学部助教授、 平成12年度～平成13年度)

交付決定額 (配分額)

	直接経費	間接経費	合計
平成11年度	2,500千円	0	2,500千円
平成12年度	2,100千円	0	2,100千円
平成13年度	1,100千円	0	1,100千円
総計	5,700千円	0	5,700千円

研究発表

(1) 学会誌等

若杉隆平、「イノベーション・技術移転と国際貿易」国際経済学会編『国際経済(投稿号)』第5号、2002年刊行予定。

Furusawa, Taiji "Disagreement Points in Trade Negotiations," (with Quan Wen) forthcoming in *Journal of International Economics*.

Furusawa, Taiji "Adjustment Costs and Gradual Trade Liberalization," (with Edwin Lai) *Journal of International Economics*, 49, 333-361, 1999.

Furusawa, Taiji "The Negotiation of Sustainable Tariffs," *Journal of International Economics*, 48(2), 321-346, 1999.

Shioji, Etsuro "Public Capital and Economic Growth: a Convergence Approach", the *Journal of Economic Growth* 6, 205-227 (2001), Kluwer Publishers.

Shioji, Etsuro "Composition Effect of Migration and Regional Growth in Japan", the *Journal of the Japanese and International Economies* 15, 29-49 (2001), Academic Press.

Shioji, Etsuro "Identifying Monetary Policy Shocks in Japan", *Journal of the Japanese and International Economies* 14, 22-42 (2000), Academic Press.

塩路悦朗「クロス・カンントリー・データによる経済成長の分析：サーベイ」、『フィナ

ンシャル・レビュー』、No. 54、2001年1月。

塩路悦朗「社会資本の生産性効果に非線形性はあるか?」、『エコノミック・リサーチ』No. 9、2000年3月、35-41。

塩路悦朗「日本経済の長期的展望と社会資本」、『ESP』No. 325、1999年5月、23-27。

國府田桂一「モラルハザードと経済成長」、『横浜国際社会科学研究所』2002年、近刊。（劉慶彬と共著）

秋山太郎「技術進歩、成長および失業」、『エコノミア』、1999年11月、第50巻第3号、12-25

秋山太郎「イノベーション、資本蓄積、市場競争および経済成長」、『エコノミア』、2000年5月、第51巻第1号、35-54

(2) 出版物

若杉隆平「直接投資とイノベーション—東アジアの所得格差と経済成長—」（渡辺利夫編『アジアの経済的達成』第3章所収）東洋経済新報社、2001年4月 p67-81

Wakasugi, Ryuhei “Distribution of Imported Products: The Case of Automobiles,” in Distribution in Japan, ed. by Y. Miwa, K. Nishimura and J. M. Ramseyer, Oxford University Press, 2002.

Wakasugi, Ryuhei “An Analysis of Japan’s Changing Import Behavior,” in Analytical Studies in U.S.-Japan International Economic Relations ed by Robert M. Stern, Cheltenham, U.K. and Northampton, MA: Edward Elgar Publishing Inc. forthcoming.

塩路悦朗「日本の地域所得の収束と社会資本」、『循環と成長のマクロ経済学』吉川洋・大瀧雅之編、東京大学出版会、第8章、2000年、p191-210.

目 次

直接投資とイノベーション

ー東アジア諸国の所得格差と経済成長ー 若杉 隆平 1

イノベーション・技術移転と国際貿易 若杉 隆平 15

クロス・カンントリー・データによる経済成長の分析：サーベイ¹
塩路 悦朗 55

Public Capital and Economics Growth : A Convergence Approach
Etsuro Shioji 83

Disagreement Points in Trade Negotiations
Taiji Furusawa • Quan Wen 119

Adjustment Costs and Gradual Trade Liberalization
Taiji Furusawa • Edwin L.-C.Lai 145

モラルハザードと経済成長 劉 慶彬・國府田桂一 179

経済成長の源泉としての社会資本の役割は終わったか 塩路 悦朗 199

ギフト経済におけるリスクシェアリングと経済成長
水島 淳恵・國府田桂一 219

研究、開発および経済成長 秋山 太郎 237

Nonparametric Estimation of Supply and Demand Factors
with Applications to Labor and Macro Economics
Tsunao Okumura 261

直接投資とイノベーション

—東アジア諸国の所得格差と経済成長—

若杉隆平*

横浜国立大学経済学部

* 本論文に用いたデータの収集に関しては、松岡淳子氏（国際東アジア研究センター研究員）の協力を得た。本研究は文部省科学研究費補助金（『貿易・直接投資の経済成長に対する効果に関する理論的・実証的研究』課題番号 11430001）を受けている。これらに対して記して感謝したい。

1. はじめに

東アジア諸国の持続的な経済成長は、20世紀後半における国際経済に見られる特徴として見逃すことのできない現象である。日本、NIES、ASEAN、中国が一定の時間的ラグを伴いながら順次、高い成長を実現してきたプロセスは、これらの諸国間での経済的リンケージに関して、さまざまな素朴な疑問を投げかける。その一つは、経済成長論において指摘する所得水準の高さと経済成長率の間での逆U字型の関係が東アジア諸国に妥当するであろうか、あるいは、経済成長が実現される過程で、東アジア諸国間での所得格差に収斂現象(Convergence)が見られるであろうかという点である。第二は、日本だけでなく、地理的に隣接するNIES、ASEAN、中国が次々と高い経済成長を実現することを可能にしている原因に、貿易取引によるこれら地域間でのリンケージの高まりがどのように影響しているかという点である。貿易の拡大がそれぞれの貿易パートナーの経済成長を促し、所得格差を縮小させる上で有効な効果を有してきたことは、ヨーロッパにおけるEEC形成の過程における分析ですでに指摘されている¹。こうした現象が東アジア諸国の経済成長の過程において見られたであろうか。第三は、東アジア諸国におけるイノベーションの実現に米国・日本の技術的先進国からの技術の移転がどのように影響してきたであろうかという点である。技術的に後発である者が新しい技術知識を入手しようとする時、自らの研究開発投資を行うよりも、既に得られている研究成果を模倣するほうが低コストで済む。東アジア諸国に限らず、かつて米国がヨーロッパ諸国の技術を模倣し、日本が欧米諸国の技術を模倣したように、多くの国々において技術の模倣が活発に行われてきた。この場合、貿易を通じた財の取引、直接投資の交流は技術の模倣にとって重要なチャネルとなる。このようなチャネルが東アジア諸国におけるイノベーションの実現にどのように影響を与えてきたであろうか。

これらの問題に関して、これまでも様々な研究が行われてきた。たとえば最近のものとして、伊藤他(2000)による研究プロジェクトの成果は、近年の新しい成長理論を背景にして、東アジア諸国の経済成長を理論面、実証面で試みたものとして注目すべきものであろう。ただし、実証研究面で、上記のいくつかの論点に十分に答えきれているわけではない。この論文は、東アジア諸国の経済成長に見られる諸特徴が貿易を通じたリンケージによってどのように形成されてきたかを実証的に研究することを目的としている。

この論文で展開される主たる内容は、以下の2つの点である。第一は、東アジア諸国の経済成長と所得格差の収斂に関する実態分析である。ここでは所得格差の収斂を示す係数の時系列変化を追うと同時に、貿易の拡大が成長に与えた影響を分析する。これは第2節において取り扱う。第二は、東アジア諸国の経済成長とイノベーションとの関係についての分析である。貿易の拡大や直接投資の拡大を通じた技術フローによって経済成長がどのように説明

¹ Ben-David(1995)は、EECの貿易自由化の過程に関する実証研究を行っている。1947年にベネルクス関税同盟が発足し、フランス・ドイツ・イタリアが加盟して1957年にEECが設立され、60年代には域内貿易障壁が撤廃された間、これらの国では確実に貿易自由化が進行した。その間、GDPに占める貿易比率は拡大し、EEC加盟国間での1人当たり所得の標準偏差は低下してきたことが指摘されている。

されるかを、パネルデータを用いて実証的に検証する。これは第3節において紹介する。

2. 所得格差と技術移転

2. 1 経済成長と所得格差

東アジア諸国は、第2次世界大戦後、次々と高度経済成長を実現してきた。1960年代には日本が10%を超える経済成長を実現し、1970年代後半から韓国、台湾、香港、シンガポールの4地域が高い成長を実現した。これらの国・地域は文字通り「新興工業経済 (NIES)」と称された。さらに、1980年代後半以降、タイ、マレーシア、インドネシア、中国が高い経済成長率を示してきた。このような東アジア諸国における高い成長率の実現は、開発途上国と先進国との所得水準の収斂 (Convergence) に関する理論的な帰結を実際面で検証する上で有効な研究対象となった。

図1は、横軸をNIES, ASEAN, 中国, 日本, 米国の1980年における1人当りGDP (ドル表示) とし、縦軸を1980年-96年における各国の平均経済成長率として、アジア太平洋経済圏を形成するNIES, ASEAN, 中国, 日本, 米国の11ヶ国の所得水準と経済成長率との関係を示したものである。これら諸国について、1980年における1人当りGDPの平均値は3600ドル、1980年-96年の平均経済成長率は6.8%である。フィリピン、インドネシアの両国では、この平均所得を下回る国であり、しかも、経済成長率が平均値を幾分下回っているため、所得格差が下方に拡大している。他方、シンガポールは、平均所得を上回る国であり、かつ、経済成長率が平均値を超えており、所得格差をさらに上方に拡大させている。しかし、これらの国を除く国々においては、平均所得を下回る国においては成長率が平均成長率を超え、平均所得を上回る国においては成長率が平均成長率を下回ることが示される。

仮に、これらの国々の所得が16年間に期間に一定値に収斂することを仮定すれば、1人当り所得の収斂曲線は、以下のように定義される。

$$r_i(\%) = 100 \frac{y_w^{1996}}{y_i^{1980}}^{\frac{1}{16}} - 1 \quad (1)$$

ここで、 r_i は各国の期間平均の経済成長率、 y_i^{1980} は各国の1980年時点での1人当り所得

水準、 y_w^{1996} は1996年時点で収斂するこの地域における平均所得をあらわす。図1からは、各国の所得水準と経済成長率を示す点は収斂曲線に一致していないことが認められる。この期間における所得が収斂する傾向にあるとしても、それは顕著なものではない。しかし、このような関係が長期間にわたり継続することは、これらの諸国間での所得格差を収束させる

ことになる。

<図 1>

所得格差が収束しているか拡大しているかを，前期における平均値からの所得の乖離に対して当期の乖離幅が縮小しているか拡大しているかによって判定することができる。次の(2)式は，各期の所得の平均からの乖離幅を計測するものである。

$$(y_{i,t} - \bar{y}_t) = \phi (y_{i,t-1} - \bar{y}_{t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

ここで， $y_{i,t}$ は第 i 国の 1 人当たり GDP， \bar{y}_t は NIES，ASEAN，中国，日本，米国の 1 人当たり GDP の平均値を示す。

(2)式において推定された係数 ϕ について， $\phi > 1$ ならば，前期に比べて当期の所得格差が拡大し， $\phi < 1$ ならば，所得格差は収束し， $\phi = 1$ ならば，所得格差は変化しないことを意味する

図 2 は，NIES，ASEAN，中国，日本，米国の 11 ヶ国の 1 人当たり GDP をもとに，1981 年から 97 年までの各時点における ϕ の値を (2) 式に基づき推計し，その推計値を図示したものである。この結果から，1986 年までの間は ϕ の値が 1 を上回り，かつ年を追うごとに増加してきたが，1986 年にピークに達し，それ以降は， ϕ の値は次第に下落しており，1996 年，1997 年には 1 を下回っていることが読み取れる。1996 年以降の時期には所得格差が縮小する過程にあることが認められる。

経済成長理論において経済成長率の変化と所得水準の間には逆 U 字型の関係が存在することが指摘される。東アジア諸国における所得格差の収斂・拡散を示す ϕ の数値の変化は，これらの国々の間で成長をリードする国が雁行形態的に次々と変化する過程においては，各国間の所得水準が拡大し，その後，高い所得水準を実現した国から次第に成長率が減少し，1990 年代後半において各国間の所得格差が収束に向かいつつあることを示していると解釈することができる。

<図 2>

無論，経済成長を通じた所得格差の収束は，国際的に見て必ずしも一般的な現象といえるわけではない。「貧困の罌」からの脱出がままならず，低い経済成長にとどまっている開発途上国は数多く存在するからである。その意味では，東アジア諸国の高成長は，経済理論の意味するところを実証した例外的なケースとも言えよう。

2. 2 貿易と技術移転

NIES, ASEAN 諸国の高成長率の実現は、それぞれの国内での物的資本・人的資本の蓄積とイノベーションの実現によるところが大きい。このうち国際貿易と関連が深い要因に注目する時、成長過程において米国・日本から受ける影響が少なくないことが指摘される。この影響はいくつかのチャンネルを通じて実現される。第一は、貿易の拡大による需要の拡大と技術の移転である。NIES・ASEAN の経済成長はそれぞれの国内での産業構造の変化を伴っている。貿易の拡大は、輸入代替的産業構造から米国・日本等への輸出を拡大する輸出指向型の産業構造に変化したことで加速されてきたことが知られている。このように、米国・日本との貿易の拡大は、東アジア諸国にとって輸出市場を拡大する機会を提供することになった。国際貿易の拡大は新技術の伝播のためのチャンネルを拡大し、外国からの新技術を NIES・ASEAN に対して、豊富に提供することになった。このことは、単に輸入財に体化されている技術をリバースエンジニアリングなどの方法によって入手することを容易にさせるという意味だけではなく、輸出市場におけるニーズに対応した技術が東アジア諸国に流入する上でさまざまなインセンティブを提供する機会となったことも含んでいる。

図 3 は (輸出額+輸入額) /GDP で定義する貿易比率の年次別水準を示したものである。シンガポールが低下傾向にあることを除くと、他の諸国では減少傾向は見られない。すなわち、多くの国において所得の増加以上の大きさで貿易が増加してきたことを意味している。

<図 3>

財・サービスの貿易の拡大とともに、直接投資を通じた外国技術の東アジア諸国への流入を無視することはできない。直接投資は受入国に対して資本を供給するとともに、外国企業の NIES・ASEAN・中国での企業活動を通じてローカル企業や従業員への技術の移転を促す。1980 年代以降、NIES, ASEAN, 中国への直接投資は急速に増加しているが、こうした直接投資の主体供給国は米国・日本である。これらの国からの直接投資の増加は成長を促進する上で、ポジティブな役割を果たしたものと考えられる。この点に関しては、次節において実証的に検証する。

また、東アジア諸国では、直接投資だけでなく、対価を支払った上で技術を輸入するケースが少なくない。例えば、日本が東アジア諸国から受け取る技術料は 1980 年以降、急速に増加している。同様の傾向は米国からの東アジア諸国への技術輸出においても見られるものと思われる。

3. 経済成長と直接投資

3. 1 分析のフレームワーク

1980 年代以降の国際貿易と内生的経済成長に関する理論的発展は、同時期におけるアジア

諸国の持続的な経済発展を説明する上での理論的な基礎を提供している²。内生的経済成長理論において、成長の源泉であるイノベーションは2つのタイプに区分される。一つは、イノベーションが財・サービスの種類数を拡張する対応のイノベーションであり、もう一つは、一定の財・サービスの種類数において、各財・サービスの品質を向上するタイプのイノベーションである。この理論を先進国と発展途上国とのイノベーション・サイクルに適用してみよう。前者の場合には、先進国は研究開発活動によって新しい技術を生み出し、それによって新製品を生産し、先進国と発展途上国に供給する。一定の時間を経て、発展途上国が新製品の生産に関する技術を模倣することにより、もはやその製品は先進国でも発展途上国でも生産することが可能となるため、イノベーションの効果は両地域に行き渡り、イノベーションが生れた時には新製品であったものはもはや新製品ではなくなる。消滅する。なぜならば、発展途上国は先進国よりも賃金率が低いことで定義されるため、同一の技術を入手することが可能となるときには、途上国が財に生産に比較優位を有することになるからである。持続的なイノベーションがあるとすれば、先進国が再び新しい種類の財を生み出すことからスタートする。このモデルでは、先進国で発明された新製品が開発途上国において模倣されると、再びイノベーションの対象として取り上げられることはないという一方通行の性質を持つ。

これに対して、後者の財・サービスの品質を向上するタイプのイノベーションでは、新技術の創生によって先進国で生み出された高品質の財が発展途上国によって模倣され、一旦は、製品の新規性が失われたとしても、その財に関して先進国が再び技術革新を実現することによって、品質を向上させることがあり、そこから新たなイノベーションがスタートする。こうした品質改良タイプのモデルは、ある財に関してイノベーションと模倣が繰り返し、品質改善のサイクルを実現する。Grossman and Helpman(1991)は、このタイプに関して、イノベーション率と技術の模倣率の決定を内生化するモデルを提示する。この場合には、財に種類数を固定化し、先進国と発展途上国の経済規模を所与とし、イノベーションと模倣に関する労働生産性を所与とする等の前提をもうけている。

Grossman and Helpman(1991)においては、財生産は次の(3)式の生産関数によって示される。

$$Y_t = AL_t^\alpha K_t^{1-\alpha}, \quad K_t = \int_0^N x(j)^{1-\alpha} dj \}^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (3)$$

ここで、 L_t は人的資本ストック、 K_t は物的資本ストック、 $x(j)$ はその資本ストックを構成するN種類の各資本量である。

新たな資本 $x(j)$ はイノベーションによって生み出されたとき、その時には固定的費用

² 内生的経済成長理論に関しては、Barro [1990], Barro and Sala-i-Martin [1995], Grossman and Helpman [1990, 1991]に基づいている。これらを概観したものとして若杉[1999]がある。

(F) が必要とされると仮定する。イノベーションによって生み出される資本 $x(j)$ がもたらす利潤は次に示される。

$$\pi(j)_t = \int_t^{\infty} [m(j)x(j) - x(j)]e^{-r(s-t)} ds - F \quad (4)$$

ここで、 r は利子率、 $m(j)$ は資本の限界生産性をあらわす。

資本 $x(j)$ を維持するための費用（資本財価格）を 1 とすると、(4) 式の利潤を最大化する 1 階条件から、 $x(j) = LA^{\frac{1}{\alpha}}(1-\alpha)^{\frac{2}{\alpha}}$ が得られる。また、(3) 式から、資本の生み出す限界生産力は $m(j) = A(1-\alpha)L^{\alpha}x(j)^{-\alpha}$ となるため、 $m(j) = \frac{1}{1-\alpha}$ である³。

イノベーションへの参入自由な条件の下では、新たな資本 $x(j)$ の供給に伴う利潤はゼロであることから、(4) 式より $[A^{\frac{1}{\alpha}}\alpha(1-\alpha)^{\frac{2-\alpha}{\alpha}}L\frac{1}{r}] - F = 0$ となり、

$$r = \frac{A^{\frac{1}{\alpha}}\alpha(1-\alpha)^{\frac{2-\alpha}{\alpha}}L}{F} \quad (5)$$

が得られる。

一方、消費者は異時点間での消費の効用最大化を行うことが仮定されるので、定常成長経路における消費の成長率は利子率 (r) と割引率 (ρ) の差によって示される。また、消費の成長率は経済成長率と等しくなるため、経済成長率 (g) は次の(6)式によって示される。

$$g = a(r - \rho) \quad (6)$$

ここで (5) 式と (6) 式から、経済成長率は、パラメータ、人的資本ストック、イノベーションに必要とされる固定費用によって、以下のように表示される。

³ この式は、新たな資本 $x(j)$ の限界生産力が資本コスト 1 に対するマークアップとなることを示す。

$$g = a \frac{[A^\alpha \alpha (1-\alpha)^{\frac{2-\alpha}{\alpha}} L]}{F} - \rho \quad (7)$$

(7) 式は、経済成長率を決定する要因を分析する上でのミクロ的基礎を提供する。イノベーションを新しい資本財を生み出す活動と考えることができるので、このために必要とされる固定費用に影響を与える要因は、経済成長率を直接的に左右する要因と考えることができるからである⁴。

開発途上国、特に東アジア諸国のイノベーションは、外国からの技術を積極的に輸入することによって実現されてきた。自国内での研究開発投資によってイノベーションに必要な技術知識を生み出すよりも、模倣によってイノベーションを実現するほうが低いコストで済むからである。このことは、かなり多くの国において見られたことであり、1960年代までの日本のイノベーション・プロセスにおいても、同様のことが見られてきた⁵。東アジア諸国の自国内での研究開発に投入される資源の GDP に対する大きさは、最近でも、インドネシアが 0.08%、マレーシアが 0.23%、フィリピンおよびタイが 0.31% であり、先進国と比較して、まだ低い水準に留まっている。すなわち、東アジア諸国のイノベーションは、Barro and Sala-i-Martin [1995], Grossman and Helpman [1991]がモデルで展開するような、技術先進国からの技術の模倣によって促進されてきたとみなすことができよう。

このとき、東アジア諸国への技術知識の流入の主たる経路は、財の輸出入を通じた技術知

⁴ Borensztein et al (1998)は、新たな資本 $x(j)$ は外国技術の模倣を通じて供給され、その時の固定的費用 F は、以下のように決定されることを仮定する。

$$F = F\left(\frac{n^*}{N}, \frac{N}{N^*}\right)$$

ここで、 N は自国企業の技術水準、 n^* は自国内に存在する多国籍企業の技術水準、 N^* は外国の技術水準を示す。多国籍企業の技術水準が自国企業よりも高ければ、自国企業にとっての技術機会が多く、模倣の費用が小さくて済むことから、 $\frac{\partial F}{\partial (n^*/N)} < 0$ となり、自国企業の技術水準が外国よりも高ければ、自国企業にとっての模倣の技術機会が少なくなり、模倣に要する費用が高まることから、 $\frac{\partial F}{\partial (N/N^*)} > 0$ となることを想定する。すなわち、成長率 g に関する各説明変

数の符号条件を次のように想定する。

$g = g\left(\frac{n^*}{N}, \frac{N}{N^*}, L, A\right)$ この実証分析の結果は、外国からの直接投資フローが経済成長率に正の影響を与えること、人的資本ストックの蓄積が経済成長率に性的影響を与えていることを認めている。

⁵ 若杉(1986), Wakasugi(1997)を参照。

識の伝播、直接投資による外国企業の子会社から現地企業への技術知識の伝播、技術輸入契約による外国技術の購入などを想定することができる。これらの値が大きければ大きいほど、東アジア諸国が新しい技術を模倣吸収する機会は増加することになる。その結果、イノベーションを実現するために要する固定費用は低下する。すなわち、(7)式のFの値が低下することになる。固定費用Fを低下させる要因は、成長率gを高める要因となる。

また、新しい技術知識を模倣・吸収する能力は、それぞれの国における人的資本の質の高さ、教育水準の高さ、技術吸収能力の高さ、インフラストラクチャーの整備の程度、経済的安定性などその国特有の条件によって影響される。

このような理論的なフレームワークの下で、東アジア諸国の経済成長率を決定する要因を次の式によりあらわすことができる。

$$g = g \frac{EXPORT + IMPORT}{GDP}, \frac{FDI}{GDP}, \frac{TECHNOLOGY IMPORT}{GDP}, L \quad (8)$$

ここで、Lは、人的資本の質の高さなどを含む各国ごとの特殊的条件をあらわしている。

3. 2 推計方法とデータ

ここでの目的は、前節で取り上げた貿易の活発さ、海外からの直接投資の大きさ、人的資本などの国別特殊要因が東アジア諸国における経済成長を実現する要因として実際にどの程度の効果を有してきたかを実証的に検証することである。ただし、実証研究に際しては、技術の輸入の大きさがもたらす効果については取り上げない。これは技術輸入に関するデータの利用可能性に大きな制約があるからである。日本から東アジアへの技術供与は、日本企業の技術ロイヤルティ受取額を通じて知ることが可能であるが、その他の国からの技術供与については、東アジア諸国の技術対価支払額を斉合的な形で知ることができない。こうした統計値はほとんど整備されていないからである。

このため、実証研究に当たっては、(8)式を変形し、以下のような線形の推計式を用いる。

$$g = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2 + a_3 L \quad (9)$$

ここで、 X_1 はGDPに対する貿易額（輸出額+輸入額）を示し、 X_2 はGDPに対する直接投資受け入れ額を示す。Lはそれぞれの国に特有な条件を示す変数である。

実際の推定は2つの方法によって行う。一つは、すべてのデータをプールした最小二乗法による回帰分析である。この場合、NIESとその他の国との間の経済事情の差異を除外するために、NIESに関するダミー変数を導入する。すなわち、NIESに属する国の場合には $L = 1$ とし、そうでない国に関しては $L = 0$ とする。予想される推定係数の符号条件は、 $a_1 > 0$ 、 $a_2 > 0$ 、 $a_3 > 0$ である。

もう一つの方法は、パネルデータを利用した固定効果モデル (Fixed Effects Model) による推計である。この場合にはそれぞれの国における特殊条件は Fixed Effects として折り込まれる。イノベーションを通じた経済成長の要因は、東アジア諸国内であっても国々の事情によって異なっている。このような国別の特殊要因を除外しても、なお、貿易の拡大や直接投資の流入の増加が東アジア諸国における経済成長の共通的要因となってきたか否かを検証することが必要であるが、パネルデータを用いる固定効果モデルはそのことを可能とする。この場合において、予想される推定係数の符号条件は、 $a_1 > 0$ 、 $a_2 > 0$ である。

つぎに実証研究に用いるデータについて述べておきたい。ここでは NIES(韓国, 台湾, シンガポール), ASEAN(タイ, マレーシア, インドネシア, フィリピン), 中国の合計 8 カ国につき、それぞれ 1982 年から 1997 年の 16 年間にわたる GDP, 直接投資, 輸出額, 輸入額の各データをパネルデータとしたうえで実証分析に用いる。各データの平均と分散を表 1 に要約しておく。なお、NIES 諸国から香港が除外されているのは、直接投資受け入れ額を IMF-IFS においては公表していないからである。

<表 1>

3. 3 実証分析の結果

実証分析の結果は、表 2 において要約される。16 年間 8 カ国におけるデータをプールして行った単純な最小二乗法による推定では、定数項や NIES に関するダミー変数に関しては有意であるものの、説明変数の推計値に関しては、いずれも統計上、有意な結果は得られていない。

他方、パネルデータを用いて、8 ヶ国のそれぞれが有する国別特殊要因を除外した Fixed Effects モデルに基づく分析では、GDP に対する直接投資比率に関する係数は 0.5 で、統計上、10%の有意水準を示し、また、(輸出額+輸入額)/GDP の比率に関する係数は 0.05 であり、同様に 10%の有意水準を示している。これらの結果は、直接投資の対 GDP 比率が 1%ポイント上昇すると、成長率は 0.5%ポイント程度上昇する効果があること、貿易額の対 GDP に対する比率が 1%ポイント増加すると、成長率は 0.05%ポイント程度上昇することをそれぞれ意味している。なお、輸入額/GDP に関する係数は、符号条件は正であり、輸入比率の増加は経済成長を促すことがうかがえるが、推計値に関する統計上の有為性は低い。

<表 2>

この結果からは、それぞれの国固有の特殊的要因を除外したとしても、貿易の拡大と直接投資の受け入れの拡大が東アジア諸国の成長要因として有意な貢献をしてきたことが認められる。

4. おわりに

この論文では、東アジア諸国の経済成長に見られる諸特徴が貿易を通じたアジア太平洋諸国間のリンケージによってどのように形成されてきたかを実証的に検討してきた、その内容は以下の2点にまとめられる。

第一は、東アジア諸国の経済成長と所得格差の収斂に関する分析である。NIES, ASEAN, 中国, 日本, 米国における1980年時点の1人当りGDPの各国平均値(名目)は3600ドル, 1980年-96年の平均経済成長率は6.8%である。一部の国を除けば、この期間を通じて、平均所得を下回る国においては成長率が平均成長率を超え、平均所得を上回る国においては成長率が平均成長率を下回ることが示される。収斂曲線に沿った顕著な所得格差の収斂が見られるわけではないが、長期的には東アジア諸国間での所得格差が収束の傾向にあることが認められる。さらに、前期における平均値からの所得の乖離に対して当期の乖離幅が縮小しているか否かによって所得格差の収束を判定すると、1986年までの間は所得格差が拡大してきたが、1986年以降は所得格差の拡大の程度は弱まり、1996年以降は、所得格差が縮小する過程にあることが認められる。こうした所得格差の収束の傾向が貿易や経済成長の増大とともに見られるのは、東アジア諸国の特徴的事実である。

第二に、東アジア諸国の経済成長が、貿易や直接投資の拡大を通じた技術フローによってどのように説明されるかについて検討した。NIES, ASEAN 諸国の高成長は、外国からの技術を積極的に輸入することによって実現されてきた。このプロセスは、Barro and Sala-i-Martin [1995], Grossman and Helpman [1991]がモデルで展開する技術先進国からの技術の模倣によってイノベーションが促進されてきた過程とみなすことができよう。この場合、技術知識の流入の主たる経路は、財の輸出入を通じた技術知識の伝播、直接投資による外国企業の子会社から現地企業への技術知識の伝播を想定することができる。この論文では、貿易の拡大や海外からの直接投資の流入の増加が東アジア諸国における経済成長を実現する要因として実際にどの程度の効果を有していたかを実証的に検証した。人的資本の蓄積、インフラストラクチャーの整備状況などはそれぞれの国ごとに異なる。こうした8ヶ国の国別特殊要因を固有効果として、パネルデータを用いたFixed Effectsモデルによる分析の結果は、直接投資対GDP比率が1%追加的に上昇すると成長率は0.5%増加し、貿易額対GDPに対する比率が1%増加すると成長率は0.05%増加することを示している。この結果は、各国固有の特殊的要因を除外したとしても、貿易の拡大や直接投資の受け入れの拡大が共通的要因として、東アジア諸国のイノベーションと経済成長を促進する上で有意な貢献をしてきたことを示すものである。

東アジア諸国における持続的な成長は今後も継続することが予想されている。この分析は、米国、日本を含むアジア太平洋地域における貿易の拡大や直接投資・技術移転を通じた相互のリンケージが、成長を実現する上での重要な要素となることを改めて証明している。

参照論文

- Barro, Robert J., "Government Spending in a Simple model of Endogenous Growth," *Journal of Political Economy*, 98, 5(October), part II, S103-S125. ,1990
- Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin, *Economic Growth*, New York, McGraw-Hill, 1995,.
- Ben-David, Dan, "Convergence Clubs and Diverging Economies," *Foerder Institute Working Paper*, 40-95, 1995.
- Ben-David, Dan, "Trade, Growth and Disparity Among Nations," in *Trade, Income Disparity and Poverty*, WTO Special Studies, 11-42, 2000.
- Borensztein, E., J. De Gregorie, and J-W Lee, 1998, "How Does Foreign Direct Investment Effect Economic Growth ?," *Journal of International Economics*, 45, 115-135.
- Grossman, G. M. and E. Helpman, "Trade and Innovation and Growth," *American Economic Review* 80: Paper and Proceedings, 86-91, 1990.
- Grossman, G. M. and Helpman, E., *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge, Mass, The MIT Press, 1991.
- Wakasugi, Ryuhei, "Technological Importation in Japan," in *Innovation in Japan*, Akira Goto and Hiroyuki Odagiri eds. 1997, Oxford University Press.
- 伊藤隆敏他「構造変化を伴う東アジアの成長～新古典派成長論 vs 雁行形態論～」経済企画庁経済研究所編『経済分析』第160号, 2000年1月.
- 若杉隆平『技術革新と研究開発の経済分析』1986年, 東洋経済新報社.
- 若杉隆平「イノベーション・技術移転と国際貿易」国際経済学会編『国際経済』投稿第5号, 1999年.

参照論文

- Barro, Robert J., "Government Spending in a Simple model of Endogenous Growth," *Journal of Political Economy*, 98, 5(October), part II, S103-S125. ,1990
- Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin, *Economic Growth*, New York, McGraw-Hill, 1995,.
- Ben-David, Dan, "Convergence Clubs and Diverging Economies," *Foerder Institute Working Paper*, 40-95, 1995.
- Ben-David, Dan, "Trade, Growth and Disparity Among Nations," " in *Trade, Income Disparity and Poverty*, WTO Special Studies, 11-42, 2000.
- Borensztein, E., J. De Gregorie, and J-W Lee, 1998, "How Does Foreign Direct Investment Effect Economic Growth ?," *Journal of International Economics*, 45, 115-135.
- Grossman, G. M. and E. Helpman, "Trade and Innovation and Growth," *American Economic Review* 80: Paper and Proceedings, 86-91, 1990.
- Grossman, G. M. and Helpman, E., *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge, Mass, The MIT Press, 1991.
- Wakasugi, Ryuhei, "Technological Importation in Japan," in *Innovation in Japan*, Akira Goto and Hiroyuki Odagiri eds. 1997, Oxford University Press.
- 伊藤隆敏他「構造変化を伴う東アジアの成長～新古典派成長論 vs 雁行形態論～」経済企画庁経済研究所編『経済分析』第 160 号, 2000 年 1 月.
- 若杉隆平『技術革新と研究開発の経済分析』1986 年, 東洋経済新報社.
- 若杉隆平「イノベーション・技術移転と国際貿易」国際経済学会編『国際経済』投稿第 5 号, 1999 年.

表2. 東アジアの貿易・投資と成長

推計方法	OLS(1)	OLS(2)	OLS(3)	OLS(4)	Fixed Effects (1)	Fixed Effects (2)
貿易比率	-0.007 (-0.699)		0.008 (0.477)		0.052 * (1.919)	
輸入比率		-0.024 (-1.141)		0.004 (0.126)		0.065 (1.258)
直接投資比率	0.293 (1.166)	0.414 (1.525)	0.553 (1.504)	0.664 (1.669)	0.484 * (1.912)	0.499 * (1.824)
NIESダミー変数			0.063 *** (4.096)	0.067 *** (4.422)		
定数	0.076 *** (11.345)	0.077 *** (11.653)				
調整済みR ²	-0.003	0.004	0.038	0.044	0.319	0.307

(注)*, **, ***は10%, 5%, 1%の有意水準をあらわす.

イノベーション・技術移転と国際貿易*

若杉隆平**

1999. 7

1. はじめに

イノベーションの創出は国によって大きな差異があり、イノベーションを早期に実現する国（技術先進国）とゆっくりとした速さでイノベーションを実現する国（技術後進国）との間には技術水準に格差が生ずる。他方、技術後進国は技術先進国から様々なチャネルを通じて技術を模倣・吸収しようとする。こうして実現される技術移転は、国際間の技術水準の格差を縮小させる。このようなイノベーションによる新技術の開発と移転のサイクルは、国際間での財・サービスの生産効率性に違いを生み出し、そのことは国際間の貿易パターンに変化をもたらす。同時に、新技術の発明や技術の移転により経済成長が促進される。それにより生ずる経済成長の差異は国と国との間の経済厚生上の差異を生み出す。このため、それぞれの国にとって、どのようなイノベーションを生み出すべきか、また、どのような新技術を模倣・吸収するべきかは大きな関心事であり、経済政策上の重要な課題となる。

技術革新と国際貿易との関係は、これまでも多くの応用ミクロ経済学者にとっての関心の対象であり、理論面でも実証面でも数多くの研究成果が生み出されてきた。一方、マクロ経済学の領域では、外生的に取り扱われてきた技術革新を内生化する理論的發展が見られ、内生的経済成長論を形成してきた。こうした内生的経済成長論の中心に位置するイノベーションは、国際経済学と経済成長論の両領域間の繋がりを深める上で、重要な役割を果たしている。このことは、現実に1980年代以降のアジア諸国の経済発展が技術革新・移転と貿易パターンの変化を通じて実現されてきたことに見られる。

この論文は、イノベーション・技術移転と国際貿易の関係について、近年著しい発展の見られる理論面、実証面の研究成果をサーベイすることを目的としている。論文の構成を簡単に述べておく。次節においては、技術知識が経済の外部から与えられる場合におけるイノベーションと貿易パターンに関する議論を取り上げる。第3節では技術知識が経済の

* この研究において、著者は文部省科学研究費補助金基盤研究（B）（2）「貿易・直接投資の経済成長に対する効果に関しての理論的・実証的研究」（研究代表：若杉隆平）（課題番号：11430001）による助成を受けている。

** 横浜国立大学経済学部。E-mail: wakasugi@econ.ynu.ac.jp

内部から生み出される場合について議論する。この場合、技術知識が、イノベーションのための投資から生み出されるのではなく、生産活動を通じた「学習効果」によって生み出されることを想定する。第4節では、北における技術知識の創出と南への移転が直接的なコストを伴って実現される場合について議論する。この場合、創出・移転されるイノベーションのタイプを一定の種類 of 財の範囲内で品質を高めるケースとして取り上げる。第5節では、技術の移転による成長と貿易パターンの変化に関する実証研究を概観する。

2. 技術変化と貿易パターン

2. 1 リカード・モデルと比較優位性

多数財の比較優位性

2種類の財を生産する2国間に消費者の選好、生産要素の賦存状況などに差異がなく、生産技術だけに差異があるとき、それぞれの国は、生産技術の効率性が相対的に高い財に比較優位を有する。両国の財の需要がどちらか一方の財に極端に偏っていない場合には、生産性が相対的に高い方の財を輸出し、そうでない方の財を輸入する。この原理は、財の種類が増加したときにも適用される。Dornbush et al (1977)は、財ごとに1単位の生産を行

うために必要とされる自国と外国の労働投入量をそれぞれ a_i, a_i^* とし、その比率 $\frac{a_i}{a_i^*}$ の大小

関係によって財に順位を付けることで比較優位構造を示す。多種類の財を生産するときの

両国の貿易パターンは、両国間における相対賃金率 $\frac{w^*}{w}$ と1単位の生産に必要なとされる労働

投入量の比率 $M(i) = \frac{a_i}{a_i^*}$ が次の関係を満たすとき、その条件を満たす全ての財を自国が輸

出し、そうでない方の財を輸入することになる。

$$\frac{w^*}{w} > M(i), i = 1 \cdots N \quad (2-1)$$

ここで各財に番号 z を付し、 z は0から1までの区間の値をとるように設定し、消費者の各財 z に関する消費支出のシェア $b(z)$ を一定と仮定すると、自国の生産する財（ここでは第1財から第 z 財までの財）への両国の所得全体に対する支出シェアは、

$$B(z) = \int_0^z b(s) ds \quad (2-2)$$

であらわされる。

自国の生産コスト wL は、自国が生産する財に振り向けられる両国からの支出額に等しい

ので、両国の経済規模を労働量 L 、 L^* でそれぞれあらわすと、 $wL = (wL + w^*L^*)B(z)$ であり、ここから

$$\frac{w^*}{w} = \frac{L}{L^*} \frac{1 - B(z)}{B(z)} \quad (2-3)$$

が導かれる。(2-3) も右辺の値は財の番号 z に関して、減少関数となる。ここから、

$$M(z) = \frac{L}{L^*} \frac{1 - B(z)}{B(z)} \quad (2-4)$$

によって決定される z 番目の財までは自国、 z 番目以降の財に関しては相手国にそれぞれ比較優位があることが示される。すなわち、両国の財生産に関する技術効率性、経済規模及び各財の消費シェアがパラメータとして与えられると、多数財における貿易の比較優位パターンが決定されることになる。

比較優位の動態的変化

Krugman(1986)は、静態的な比較優位の決定メカニズムを発展させ、技術先進国が必然的に技術集約度の高い財に比較優位性を有することを明らかにする。各財は、技術集約度の大きさ(z)の高まりに応じて、1単位の生産に必要とされる労働投入量 a_z が比例的以上に低下するとして特徴づけられる。すなわち、 $a_z = e^{-g(z)}$ とし、 $g(z)$ を z の増加関数と仮定する。ここで、ある時点(t)におけるフロンティアに位置する技術水準を $a_z = e^{-g(z)^t}$ として表わし、貿易する両国の技術水準の高さを、次のようにフロンティアの技術水準に比較してどの程度の時間的遅れを有するかの時間差によって比較することが出来る。

$$a_z = e^{-g(z)(t-m)} \quad (2-5)$$

ここで、ある国の技術水準が技術的フロンティアに近い (m が小さい) 状態のとき、1単位の生産に必要とされる労働投入量はより小さくなり、この国を技術先進国と呼ぶことが出来る。この場合、技術集約度すなわち $g(z)$ の値が大きければ大きいほど、時間差 ($t - m$) であらわされる技術差が比較優位構造を決定する上でますます重要となる。このモデルは、技術先進国が技術集約度の高い財に比較優位性を有することを示すと同時に、技術集約的な財においては、わずかな技術的遅れであっても比較優位構造の決定に大きな影響を与えることを示す。技術集約度の高い財ほど研究開発競争が激しくなるという経験的事実が指摘されるが、このことを理論面から裏付けるものといえよう。

2. 2 技術移転とプロダクト・サイクル

イノベーションと賃金格差

技術先進国（北）で生み出される新しい技術は、時間の経過とともに技術後進国（南）に移転し、その結果、両地域の貿易パターンを変化させる。こうした技術の移転は、財の輸出入、直接投資、人の往来、情報の取引などのさまざまなチャネルを介して行われる。これらの複数のチャネルを介した技術の移転の結果、現実には、新しい財が先進国で発明され、生産・消費されるとともに、他国に輸出され、さらに他国において増加する需要をまかなうために企業は生産の場所を需要地に移動する。その結果、財を生産・供給するプラントは、北から南に移る。このようなサイクルは、古くからプロダクト・サイクル仮説として Vernon(1966)によって指摘されている。

技術先進国における新たな財の発明・生産と技術後進国への技術知識の移転・プラントの移転を外生的に与えた上で、新しい財の開発と生産技術の移転が北と南の経済厚生に与える影響について分析がなされている。

Dixit-Stiglitz(1977)に従って、消費者の効用を差別化された財に関する CES 効用関数によってあらわし、生産される財をイノベーションによって生み出される北の財と技術移転によって南で生産されるようになった南の財とに区別し、各財がそれぞれ 1 単位の労働によって生産されるとすれば、北の財への需要 c_N と南の財への需要 c_S との相対比率 $\frac{c_N}{c_S}$ は北の賃金率 w_N と南の賃金率 w_S によってあらわすことができる。北と南の相対賃金率は、北で生産される財の数 n_N と南に技術移転され生産される財の数 n_S との相対比率によって次のように示される。

$$\frac{w_N}{w_S} = \left(\frac{n_N}{n_S}\right)^{\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{L_N}{L_S}\right)^{-\frac{1}{\sigma}} \quad (2-6)$$

ここで、 σ は 2 財間での消費の代替の弾力性をあらわす。この結果、技術先進国において新たな財 n_N の発明が活発に行われるほど技術先進国の相対賃金率は上昇する。一方、技術移転が活発化し、後進国へ移転される財の数 n_S が多くなるにつれて、技術先進国の相対賃金率が低下する。こうしたことは Krugman(1979)によって示される。

イノベーションと経済厚生

イノベーションが経済厚生に与える影響は、イノベーションが輸出財産業で発生するか、輸入競争財産業において発生するかによって異なった結果をもたらす。これは交易条件の

変化によるものである¹。外国ではイノベーションが生まれず、自国で輸入競争財産業においてだけイノベーションが発生する場合には、技術進歩による生産性上昇に相当する分だけ自国の輸入競争財産業に従事する労働者の賃金率が上昇し、その結果、自国の輸出財価格が上昇する。このため自国の交易条件が改善し、外国の交易条件は悪化する。これに対して、自国の輸出財産業にイノベーションが起きる場合には、輸出財価格が低下し、自国の交易条件は悪化する。

この結果を、先に述べた Krugman(1986)による比較優位の動態的変化モデルに適用することができる。図 1 において、横軸に技術集約度(z)の大きさに沿って並べた財の種類、縦

軸に自国と外国の相対賃金率 $\frac{w^*}{w}$ をそれぞれ表示し、自国と外国との生産技術の相対的効率

性を示す $M(z)$ 曲線 $M(z) = \frac{a(z)}{a^*(z)}$ と、相対賃金率 $\frac{w^*}{w}$ を両国の所得が自国の生産する財(z)

の消費に対して向けられるシェア $B(z) = \int_0^z b(s)ds$ の関数で表わされる $S(z)$ 曲線を示す。

$S(z)$ 曲線は相対賃金率と自国で生産される財の範囲との均衡条件を示し、(2-3) 式であらわされる。

図 1

ここでは、財の技術知識集約度が高まるほどイノベーションによる生産性の上昇がより大きく現れることが仮定されているため、技術的に進んでいる国は技術的に高度なセクターに比較優位を有している。その結果、この国でのイノベーションの効果は輸出財部門においてより大きく発生する。

ここで、自国でイノベーションが発生すると、自国の生産する財の生産性が上昇し、図 1 に示すように $M(z)$ 曲線が下方にシフトし、 $M'(z)$ 曲線となる。この結果、自国の輸出財の相対価格は低下すると同時に、自国で生産する財の範囲は z から z' に拡大する。他方、外国の交易条件が改善し、経済厚生は増大する。また、自国の生産性上昇幅が相対賃金率の上昇幅よりも大きいため、財価格の低下に伴って財価格で測った実質賃金率が上昇し、自国の利得も増加することになる。

¹ 2 財×2 要素モデルにおいて Hicks 中立型技術進歩、資本増大型技術進歩、労働増大型技術進歩のそれぞれが交易条件に与える影響は一樣でない。詳細は、Findlay and Grubert(1959)に示されている。

これに対して、技術的に遅れていた外国が何らかの理由から模倣・吸収によって技術的に追いついてきたケースは、 $M(z)$ 曲線を上方にシフトさせることによって表わすことができる。この時には、輸入財に偏向したイノベーションが発生することになる。その結果、外国における財の生産の範囲が拡大し、外国での相対賃金が上昇し、経済厚生は増大する。一方、技術的に先進的な自国では技術的な格差が縮小し、これまで輸出財であった財の一部が輸入財に変化し、財の価格が低下することで経済厚生は増加する。ただし、イノベーションが発生する以前から輸入されていた財の価格が上昇する結果、交易条件が悪化し、そのことが経済厚生を悪化させる要因となる点に留意することが必要である。

3. 学習効果と比較優位の変化

それぞれの国における技術水準が初期に与えられた状態で長期間にわたり維持されることは、現実には考えにくい。たとえば、財を生産する過程で学習効果がはたらくことによって技術知識が蓄積され、そのことが生産の効率性を向上させることは”Learning by Doing”として知られている。こうしたことが発生する時には、それぞれの国における生産のパターンは内生的に変化する。ここでは、内生的ではあるが、直接的な R&D 費用を要しない学習効果によるイノベーションを取り上げる。

3. 1 学習効果と特化パターン

ある国における第 i 財の生産関数を次のようにあらわす。

$$Y_i = A_i(Q_i) \frac{L_i}{a_i} \quad (3-1)$$

ここで、 L_i は投入される生産要素（労働）であり、 a_i は本来的技術水準、すなわち初期に 1 単位あたりの財生産に必要とされる労働投入量、 Q_i は累積生産量である。累積生産量の大きさは各財の生産に関する経験の豊富さを示す指標である。生産が累積し、経験が豊富になるほど技術知識が蓄積されるため、技術的効率性が累積生産量に対して一定の比率 δ_i で高まると考えることができる。この経験による技術水準の向上を $A_i = \delta_i Q_i$ で表わす。と

ここで $Q_i = \int_{-\infty}^t Y_i(s) ds$ より、

$$\frac{\dot{A}_i}{A_i} = \frac{\dot{\delta}_i}{\delta_i} + \frac{Y_i}{Q_i} \quad (3-2)$$

となる。(3-1)、(3-2) 式から、

$$\frac{\dot{A}_i}{A_i} = \delta_i \frac{L_i}{a_i} \quad (3-3)$$

が導かれる。(3-3)式は、学習効果による技術変化率が初期の技術水準 a_i と財の生産に投入される労働量 L_i 、技術水準の向上の程度をあらわす係数 δ_i によって決定されることを意味する。

自国が x 財を生産し、外国が y 財を生産すると仮定し、自国と外国のそれぞれにおいて生ずる学習効果による技術効率性向上の比率を $S = \frac{A_y^*}{A_x}$ により表わすと、

$$\frac{\dot{S}}{S} = \frac{\dot{A}_y^*}{A_y^*} - \frac{\dot{A}_x}{A_x} = \delta_y \frac{L_y^*}{a_y^*} - \delta_x \frac{L_x}{a_x} \quad (3-3)$$

である。ここで A_y^* は Y 財を生産する外国における学習効果を示す。

$\frac{\dot{S}}{S} > 0$ であること、すなわち、 y 財の生産に伴う学習効果が x 財の生産に伴う学習効果を上回ることが予知されていると、その国では、静態的な比較優位性でなく学習効果による動態的な比較優位性の変化を考慮したうえで、財の生産パターンを決定する。

ところで、貿易前の生産性格差が規定する比較優位パターンと貿易後の累積生産量の増加による動態的な比較優位パターンとが同一の場合には、貿易は経済成長を一層促進することになる。しかし、両者が異なり、累積生産量の増加の過程で比較優位パターンを転換するときには、経済成長は低下することになる。

国際貿易を行う両国間では、学習効果によって高まった技術知識が財貿易を通じて両国間で自由に移転するような事態を想定することができる。自国の生産に関する学習効果(Q_i の増大)が生み出す技術知識は外国にもそのまま利用されるし、外国での生産の学習効果(Q_i^* の増大)が生み出す技術知識は自国にそのまま利用される。こうした場合には、それぞれの国における累積生産量に違いがあつたとしても、その効果は、それぞれの国における財の生産性に均等に影響を与えるため、生産性はともに高まり、両国の比較優位構造には何らの影響も与えない。

次に、貿易開始前の比較優位性と貿易開始後の比較優位性とを比較してみよう。貿易の効果は、財の生産パターンを変更することを可能とするかどうかの違いにあらわれる。貿易開始当初、自国は x 財、外国は y 財の生産に特化していると仮定しよう。そのような特

化パターンは当初の相対的技術水準によって決定される。ところが、自国も外国と同じように y 財の生産に特化すると仮定した時、自国と外国の両方の生産増加に伴う学習効果が得られる。その時の y 財の学習効果が自国が x 財の生産を行うことから得られる学習効果を上回る時には、自国が x 財から y 財に生産の特化パターンを変更することで、自国はより高い生産効率を得ることが可能となる。他方、外国が x 財の生産に特化し、その学習効果が、自国と外国が共に y 財の生産に特化すると仮定した時の累積生産量の増加による学習効果を上回る時には、自国が x 財から y 財に生産の特化パターンを変更することで、もしそうでなければ自国と外国が x 財の生産から得られたであろう学習効果がもたらしたであろう分だけ、生産の効率性は低いレベルに留まってしまう。このことは国際貿易によって生産の特化パターンの変更が可能となるような場合、変更の仕方によっては、却って生産性が低くなる可能性があることを意味している。

3. 2 学習効果と貿易政策

自国と外国との間で技術知識が自由に移転する場合には、生産の累積による学習効果は、それぞれの国における財の生産性に均等に影響を与えるため、生産性は均等に高まり、両国の比較優位パターンには何らの影響も与えない。しかし、実際には、国と国との間、産業と産業の間での技術知識の伝播は、かなり制約されている。ここでは技術知識の伝播が一国内に制約される場合を想定しよう。

それぞれの国における生産は、貿易開始時に決定される比較優位パターンに沿って行われるため、一旦決定された貿易パターンは固定したままで、それぞれの国において生産を特化した財において生産性が上昇する。この結果、図 2 に示すように、自国と外国との生産技術の相対的効率性 $\frac{a_i}{a_i^*}$ を示す $M(z)$ 曲線の傾きは急になる。すなわち、自国が生産する

財の範囲 $[0, z]$ において、 $\frac{a_i}{a_i^*}$ の値はより小さくなり、外国が生産する財の範囲、すなわち

z 番目以降の財においては $\frac{a_i}{a_i^*}$ の値はより大きくなる。一旦決定された貿易パターンは固定

され、両国間の各産業の技術格差は拡大の一途をたどることになる。

図 2

ここで、規模の等しい多くの国が存在し、そのいくつかの国は x 財を生産し、それ以外

の国が y 財を生産する経済を想定する。この経済を構成する各国において、両財の生産を開始する時の技術知識ストック $\frac{A_x}{A_y}$ に差異があり、それぞれの国は、図 3 に示すような特化パターン²の列を構成すると仮定しよう。この特化パターンは、初期の技術知識ストックの差によるものである。

図 3

同じ経済規模を有し、x 財または y 財の生産をする小国が多数存在する経済において、財の生産による学習効果が両財で異なる場合には、生産量の増加とともに各国の貿易パターンが変化することになるか否かが Lucas(1988)によって示される。例えば x 財の生産に関する学習効果が y 財の生産に関する学習効果を上回ると仮定しよう。x 財の累積生産量の増加とともに、相対生産性が増加し、x 財の相対価格は低下する。その結果、x 財の生産から y 財の生産へ生産パターンを転換する国が出現することが予想できる。仮に生産パターンを x 財の生産から y 財の生産に転換する国があるとすれば、その国は、x 財の生産と y 財の生産の境界でかろうじて x 財の生産に優位性を有していた国である。この国が生産パターンを転換するのは、x 財の相対価格の下落率がその国の x 財の生産性上昇率を上回る場合である。x 財と y 財に関する消費者の選好を CES 関数によって表現するとき、財の相対価格は財の消費量の相対比率と両財の代替の弾力性によって規定される。代替の弾力性が 1 を超えるときには、両財の価格変化率の差が生産性上昇率の差を上回ることはないため、学習効果によって貿易パターンが変化することはない²。

学習効果が生産の効率性を高めることが分かれば、比較優位パターンを自国にとって有

² 消費者の効用関数を $U = (C_x^\alpha + C_y^\alpha)^{\frac{1}{\alpha}}$ とするとき、 $\frac{p_x}{p_y} = \left(\frac{C_x}{C_y}\right)^{\alpha-1} = \left(\frac{Y_x}{Y_y}\right)^{\frac{1}{\sigma}}$ 。ここで、p

は財の価格、C は消費量、Y は生産量、 $\sigma = \frac{1}{1-\alpha}$ で定義される代替の弾力性を表わす。

また、生産関数は $Y_i = A_i \cdot \frac{L}{a_i}$ 、 $A_i = \delta_i Q_i$ 、 $i = x, y$ 。ここで Q_i は累積生産量をあらわす。

$\hat{Y}_i = \hat{A}_i$ から、相対価格の変化は $\hat{p}_x - \hat{p}_y = \frac{\hat{A}_y - \hat{A}_x}{\sigma} = \left[\left(\frac{\delta_y}{a_y} - \frac{\delta_x}{a_x}\right)L\right] \times \frac{1}{\sigma}$ として、生産性

の変化の差で表わされる。 $\sigma > 1$ の場合には、相対価格の変化が生産性の相対的变化を上回ることはない。

利となるように国は補助金・関税などの産業政策によって自国の財生産量を増加させようとする。仮に、 x 財に生産を特化させて輸出を行う方が y 財に生産を特化するよりも高い実質所得の増加が見込める時には、短期的な損失があったとしても学習効果を発揮するまでの間 x 財産業の生産にてこ入れし、貿易パターンを変更する方がその国にとって有利となる場合があることは既に知られている。Kurgman(1987)による”Narrow Moving Band”の議論は、わずかな生産性の低さのために競争優位性を有する財の範囲に含まれない財に的を絞って、補助金を与えることによって生産の学習効果を発揮させ、次々に競争優位性を有する財の範囲を拡大・移動させるとともに、自国の賃金率、輸出財価格を上昇させ、交易条件を改善することによる経済利益を得ることが可能となることを示している。しかし、このような限定された範囲の財に補助金を与えて、順次、自国が優位性を有する財の範囲を拡大する政策がいつまでも継続するわけではない。輸出財の種類を拡大することによって自国の賃金率が上昇する結果、産業政策によって自国に競争優位性を与えるための費用をますます高いものにするからである。

3. 3 技術伝播と学習効果

技術格差を埋める上で重要な役割を果たす技術伝播(spillover)については、さまざまな観点から検討が行われている。Jaffe(1986)は技術特性の類似する企業間での技術移転がそうでない企業間での場合よりも効率的に行われることを「技術スペース」という概念を用いて明らかにし、これをさらに発展させた Branstetter(1996)は、技術伝播がもたらす経済効果を国内企業と国際企業の間で比較し、後者が小さくないことを指摘する。

Grossman and Helpman (1990a)は、ある産業部門において生み出される技術が他の産業部門に伝播する現象に注目し、こうした現象が国際貿易と経済厚生に与える影響を分析する。ここで、 x 財と y 財の2部門からなる一国の経済において、生産の累積による学習効果が働くのは一方の産業部門(x 財部門)のみであるが、その生産性の上昇の効果は広く他の産業部門(y 財部門)に対して、 x 財部門と同等の効果を及ぼすように技術が産業間で伝播する場合を想定する。このようなケースにおいて、貿易が行われると x 財の生産が一層増加し、それにともない x 財生産による学習効果がさらに発揮され、生産の効率性は高まる。その成果は技術伝播を通じて y 財部門の生産性を向上させる。 x 財の生産に比較優位を有する国は、 y 財の生産に比較優位を有する国よりも、学習効果による技術革新の伝播を通じて両部門の生産性を高めることが可能となる。他方、 y 財産業に生産を特化する国において y 財産業を育成しようとする試みは、学習効果による利益を実現することができない分だけ経済厚生を損ねることになりかねない。

ところで、学習効果は無限に生産の効率性を高め続けるわけではない。現実には、同じ財の生産の繰り返しによる学習効果がいずれは消滅してしまう。しかしながら、現実にはイノベーションが長期間にわたり継続することに関して、Young(1991)、Stokey(1991)は、技術の伝播(spillover)がその鍵を握っていることを指摘する。すなわち、ある財の生産過程で高められた技術知識が他部門に伝播してゆくことにより他部門の技術革新を押し上げるため、ある財での学習効果に限界があったとしても長期的に生産性の持続的上昇が実現されることを指摘する。これは技術情報の有する外部性に着目した議論とあって良いだろう。すなわち、ある財の生産による学習効果が生み出す技術向上は、その財の生産の効率性を高めると同時に、次の新たな財の生産の効率性を高める効果を有すると考える。この財の生産における学習効果は限度があるが、その技術が無償で他部門に移転することを想定する。ただし、その技術情報が有効である範囲に関して多少の限定を付しておくことが必要である。

たとえば、品質が階層的に異なる財(Quality ladder)に関するイノベーションを例にとる。ある時点で実際に生産されている財の品質を第 $i-1$ 番目の品質として順位を付ける。この第 $i-1$ 番目の品質の財においては、生産増加の結果、学習効果が生じて技術が改善される。生産に伴う学習効果が第 $i-1$ 番目の品質財の生産効率を高めるとともに、技術伝播を通じて、さらに高い品質水準を有する i 番目の財を生産する技術効率を高める。 i 番目の品質財が需要され、かつ、第 $i-1$ 番目の品質財における学習効果が限度に達するとき、 i 番目の品質財の生産効率の向上は、 i 番目の財の生産に伴う学習効果だけによって実現される。この学習効果は第 i 番目の品質財における生産の学習効果が限度に達するまで継続する。同時に、その技術はもっと高い品質水準を有する $i+1$ 番目の財の生産効率を高める技術として伝播する³。

このような設定の下で、品質の改善分 λ を消費財に折り込んだ消費者の効用関数を次のように定義する。

³ Grossman & Helpman (1991c)において、ある財の生産の学習効果がもたらす2つの技術向上効果（自らの財の生産効率の向上と技術伝播による他の財の生産効率の向上）は、

$A_i = A_0 + \beta \min(Q_{i-1}, \bar{A} - A_0) + (1 - \beta) \min(Q_i, \bar{A} - A_0)$ によって表わされている。ここでは、第 i 財の生産技術は第 $i-1$ 財の生産が行われな限り生み出されない。また、

$\min(Q_{i-1}, \bar{A} - A_0) = Q_{i-1}$ の状態は、第 $i-1$ 財の生産による学習効果が限度 $(\bar{A} - A_0)$ にまで未だ達していない状態を表わす。逆に、 $\min(Q_{i-1}, \bar{A} - A_0) = \bar{A} - A_0$ となるとき、第 i 財の技術の向上には、もはや第 $i-1$ 財の生産の学習効果がもたらす技術の伝播は影響しない。

$$u = c_0^{1-\mu} \left[\sum_{i=1}^{\infty} \lambda^i c_i \right]^{\mu} \quad (3-1)$$

ここで、 $\lambda > 1$ 、 $\mu > \frac{1}{2}$ を前提とする。技術水準の高い $i+1$ 番目の財の価格が i 番目の財の価格の λ 倍となる時には、消費者は i 番目の財から技術水準の高い $i+1$ 番目の財へ消費を乗り換える。市場において第 $i+1$ 財の価格が第 i 財の価格の λ 倍となるとき、 $i+1$ 番目の財の生産が i 番目の財の生産に対して競争的となるのは、第 $i+1$ 財の生産効率が第 i 財の $\frac{1}{\lambda}$ に達する場合である。すなわち、第 i 財の生産による学習効果の結果が技術伝播により第 i 財から第 $i+1$ 財に伝播し、第 $i+1$ 財の生産性が向上し、市場で供給するための条件が成り立つ時、第 $i+1$ 財が市場に出現し、第 i 財は第 $i+1$ 財によって代替される。このようにある産業から次の産業への技術伝播が続く限り、生産性の上昇は持続する。

こうした学習効果による技術革新の連鎖が行われる時、時間の経過とともに両国間の技術格差は拡大する。自国が外国に比較して技術水準に遅れを取っている場合には、自国は学習効果を生み出す財の生産を中止する。他方で、技術的に進んでいた外国は、そのリードを更に拡大し、学習効果を有する財を次々と生産することになる。ただし、外国から学習効果を生み出す財を輸入することによって、自国が貿易利益を得る可能性はある。

3. 4 技術革新の「蛙飛び現象」と貿易パターン

学習効果が貿易の比較優位を将来にわたって固定的なものにするとの指摘がある一方、イノベーションの歴史を見ると、比較優位を有する国が次々と変遷してきたことが指摘される。例えば、半導体生産に関する最初の生産技術がアメリカ企業において開発されるが、その後には、技術を追いかけてきた日本企業によって、さらに優れた新技術が実用化され、日本企業は一旦、アメリカ企業を追い越し、技術においてリードする国となった。しかし、それは長続きせず、一旦追い越されたアメリカ企業は再び新たな技術を開発・実用化し、技術的優位性を回復するといった例が見られる。このように 2 国間で技術優位国とそれを追う技術追随国の立場が交代するという現象は、これまでの技術優位性の固定化とは異なっている。この理論的説明は Brezis et al (1993)により与えられる。

2 国における消費者はニュメール財(c_0)と差別化された財(c_i)を消費し、その効用は、

(3-1) 式で示されるように, Cobb-Douglas 型の関数で与えられる⁴. ニュメレール財の生産技術については, 1 単位の労働により 1 単位の財が生産可能であり, 学習効果は発生しないこと, 従って両国で同一の生産性を有することを仮定する. また, 差別化された財については, 1 単位の労働により第 i 財を A_i 単位生産することが可能となり, この生産効率性は財の累積生産量によって高まることを仮定する. さらに, 差別化された財についての累積生産量の増加に伴う生産技術は差別化された他の財の生産技術の向上へのスピルオーバー効果を有するものとする. そのときの各財の生産量の増加に伴う生産効率を上昇させる学習効果には, 次のような上限 \bar{A} が存在することを仮定する.

$$A_i = A_0 + \min(Q_i, \bar{A} - A_0) \quad i \leq j \quad (3-2)$$

ここで, 新しい $j + 1$ 番目の財の生産に必要とされる技術が利用可能になるとき, 当初の生産技術の下での第 $j + 1$ 財の価格は, 1 (単位労働費用)/ A_0 (単位労働が生み出す財生産量)となる. 一方, 第 $j + 1$ 財が出現する直前の高品質財 (第 j 財) の生産技術は, 学習効果がすべて発揮され尽くしている状態にあることから, $A_j = A_0 + (\bar{A} - A_0)$ より, 1 (単位労働費用)/ \bar{A} (単位労働の財生産)となる.

消費者にとって第 $j + 1$ 財の効用は第 j 財の効用の λ 倍であることから, 第 $j + 1$ 財の価格が第 j 財の価格の λ 倍であれば, 消費者は両財を無差別に需要する.

以上から, 第 $j + 1$ 財が市場で購入される条件を次のように示すことができる.

$$\frac{1}{A_0} < \frac{\lambda}{\bar{A}} \quad (3-3)$$

このようなイノベーションによる生産・消費の変化は 2 国間の貿易に影響をもたらす. 自国は差別化された j 財の生産に特化し, その財を $1/\bar{A}$ (単位労働の財生産)の生産性の下で生産する. 自国には L の労働量が存在し, その賃金率を w と仮定する. 外国は, ニュメレール財の生産に特化する. 外国には L^* の労働量が存在し, 賃金率を w^* ($= 1$) とする.

ニュメレール財の貿易の均衡条件から自国賃金は, $w = \frac{\mu L^*}{(1 - \mu)L}$ となる. また, j 財を生産する経験を有しない外国と, 生産の経験を有する自国との間での j 財の生産費用に関して, $\frac{w^0}{A_0} > \frac{w}{\bar{A}}$ が成立することは, 両国の財生産の特化パターンを満たす条件となる.

⁴ $u = c_0^{1-\mu} \left[\sum_{i=1}^{\infty} \lambda^i c_i \right]^{\mu}$, $\lambda > 1$, $\mu > \frac{1}{2}$,

ここで、 $j+1$ 財の生産技術が新たに開発されることを想定しよう。仮に、 $\lambda > \frac{\bar{A}}{A_0}$ であり、

新たな財に十分に高い価格付けがなされる場合には、自国であっても、外国であっても、いずれの国においても、その財の生産は利益をもたらす。どちらの国が新たに開発された財の生産を行っても不思議ではない。また、一旦その財が生産されると、学習効果が発揮され貿易パターンは固定化する。

しかし、 $\lambda < \frac{\bar{A}}{A_0}$ のように、新たな財の価格がそれほど高くない場合には、その財を生産

するかどうかは、それぞれの国における生産費用、すなわち賃金率との関係で決定される。

自国では、新たな財 1 単位に要する費用 $\frac{w}{A_0}$ は、市場で消費者が支払う価格 $\lambda \frac{w}{A}$ を上回る

ため、生産されることはない。他方、第 j 財を生産していない外国では、新たな財の生産費用は $\frac{1}{A_0}$ である。

消費者が財を購入する条件は、 $\frac{1}{A_0} < \lambda \frac{w}{A}$ で表わされ、これが成立する場合には外国が第

$j+1$ 財を生産して利益を得る。これをパラメータで表わすと次のような条件式によって表わすことができる。

$$\frac{\bar{A}}{A_0} < \lambda \frac{\mu L^*}{(1-\mu)L} \quad (3-4)$$

外国において新たな財が生産されることになれば、低価格で新しい財が供給され、その結果、自国賃金は低下する。ただし、外国賃金よりも高い水準である限りは、自国は第 j 財に生産を特化し、外国はニュメレール財と第 $j+1$ 財の生産を行う⁵。

ここで、第 $j+1$ 財の生産における学習効果を考慮すると次のようなサイクルを考えることができる。外国における第 $j+1$ 財の生産による学習効果は、第 $j+1$ 財の価格を低下させ、自国で生産される第 j 財の需要を減少させる。その結果、自国の賃金率 w が 1 まで低下すると考えよう。この時、自国はニュメレール財の生産を開始し、外国は第 $j+1$ 財の生産のみを行う。この結果、外国の賃金率は上昇し、自国の賃金率 1 を上回る。低賃金である外国にお

⁵ 自国の j 財価格の λ 倍が外国の生産する $j+1$ 財の価格に一致する条件

いて新たな財の生産に着手するような条件が満たされているときには、新たな財の開発は低賃金国で実現し、その結果、それまで低賃金国であった外国の賃金率は上昇し、それまで高賃金国であった自国の賃金とがやがて逆転する。そして、さらに新たな財(第 $j+2$ 財)の開発と生産は、今度は自国から始まる。このように、自国と外国との間で新たな財の開発と生産が繰り返し交互に実現される。このメカニズムは、新しい財の生産に比較優位を有する国が固定化するわけではないことを示す。

このような「蛙飛び現象」に関して、Ohyama and Jones (1993)は、技術的にリードしている国は、新しいイノベーションを生み出す研究開発活動に関しても生産的であり、そのことは研究開発に要する資源の賦存において比較優位性を有することが理由となっていることを指摘する。このことは「蛙飛び現象」が成立する可能性が限定されたものであることを意味する。

4. 技術移転と内生的成長

技術先進国(北)で生み出される新技術は、時間が経過するにつれて技術後進国(南)によって模倣される。北のイノベーションが停滞したり、南の模倣が北のイノベーションを上回る早さで実現するときには、やがては北と南の技術格差は収束する。こうした技術革新と模倣のサイクルに関する分析には、イノベーションが外生的要因によって決定されることを前提としたものが多く見られる。一方、イノベーションを内生的要因によって説明するモデルにおいて、イノベーションの経済的利益がそれを実現する経済主体によってすべて占有される場合には、イノベーションの限界収益が逡減し、やがてはイノベーションが行われなくなることが指摘される。こうした場合には、イノベーションと技術の模倣のサイクルがもたらす経済成長はやがて停滞することになる。

しかし、現実の経済を観察すると、そうしたことは必ずしも見られず、イノベーションは持続している。こうした現実に対して、イノベーションの生み出す成果は、それを生み出す経済主体に経済的利益をもたらすだけでなく、その経済の誰しもが利用することができる共通的な知識ストックとなり、その知識ストックは新しい技術革新を実現する際に必要とする要素投入を減少させるという「外部経済効果」を有する場合には、イノベーションが枯渇することはないという理論的説明がなされる。このような考え方は、これまで外生的に取り扱ってきたイノベーションを内生化し、しかも長期的な経済発展プロセスを説明する。これは内生的経済成長理論として、Romer(1987), (1990), Barro(1990), Barro

$$\lambda \cdot \frac{w}{A} = \frac{1}{A_0} \text{ より, } w = \frac{\bar{A}}{\lambda A_0} > 1 \text{ となる.}$$

and Sala-i-Martin. (1995), Aghion and Howitt(1998)等において示される。とりわけ Grossman and Helpman(1990b), (1991a), (1991b), (1991c), (1991b)は、内生的成長が国際貿易に与える影響に注目し、理論的分析を発展させる。

イノベーションのタイプとして、しばしば取り上げられるのは、財の種類を拡大することで示されるタイプ(variety model)のもと、財の種類を一定として、各財の品質水準を高めることで示されるタイプ(quality model)のものである。前者の場合にはイノベーションによってきたが新しい種類の財を生み出し、生産する。その一部の生産技術は南に移転され、南で生産される。南での財の生産によって雇用されなくなった北の労働力は研究開発に投入され、新たな種類の財を生み出す。このように、北での財の開発・生産、南での技術の移転・生産のプロダクトサイクルは一方向である。これに対して、南によって模倣され、品質面ではもはや真新しいとは言えなくなった製品であっても、次の時期に北によって新たなイノベーションが生み出され、製品の品質が飛躍的に向上することは大いにありうることである。こうしたイノベーションと模倣の関係は、北におけるイノベーションが製品の種類数を増加させ、その製品群を対象に南において模倣が行われるという一方向でのイノベーションと模倣のモデルとは異なり、ある財に関して「イノベーションによる高品質財の生産」→「模倣による陳腐化」→「その財に関する更なる品質改善」といったように、製品の品質向上と模倣のプロダクト・サイクルとして捉えることが可能である。Grossman and Helpman(1991c)は、こうしたイノベーションと模倣の連鎖を内生的成長モデルに適用し、北と南の持続的な成長メカニズムを説明する。

4. 1 イノベーションと定常均衡

家計の行動

北と南の両国における家計部門は同一の行動をとり、家計部門を構成する各消費者は次のような効用関数と一定の所得制約の下で、品質の異なる各種の財の消費から得られる瞬時的効用を最大化する。

$$\log D(t) = \int_0^1 \log [q_m(j)x_{mt}(j)]dj \quad (4-1)$$

ここで、 $q_m(j)$ は第j財の品質水準をあらわす。品質は0からmまでの間で一定の幅を有しており、 $q_0(j)=1$ とすると、 $q_m(j)=\lambda^m$ で表示することができる。各財は差別化された完全代替財であり、かつ、その効用を対称的なものとして消費者が評価すると仮定する。各財の代替の弾力性は1であり、家計は財を購入するに当たり、品質で調整された価格が

最も低い財を均等に購入する。したがって、品質 m の財に対する需要量 $x_{m_i}(j)$ は、各時点での支出額 $E(t)$ とその財の価格 $p_{m_i}(j)$ によって、次のように与えられる⁶。

$$x_{m_i}(j) = \frac{E(t)}{p_{m_i}} \quad (4-2)$$

さらに、家計は次のように異時点間の効用を最大化する。

$$\max U_t = \int_t^{\infty} e^{-\rho(\tau-t)} \log D(\tau) d\tau \quad (4-3)$$

$$s.t. \int_t^{\infty} e^{-\rho(\tau-t)} p_0(\tau) D(\tau) d\tau = E(t)$$

ここで、 E は総支出額、 p_0 は財価格をあらわす。

定常均衡において各時点の支出が一定となることから、動学的に最適な家計支出経路

$$E(\tau) \text{ は } \frac{\dot{E}}{E} = \frac{\dot{p}_0}{p_0} + \frac{\dot{D}}{D} = r - \rho \text{ となる。ここで、} r \text{ は家計にとっての利子率、} \rho \text{ は主観的割引率をあらわす。}$$

各時点での家計支出フローが一定値となる定常均衡 ($E(\tau) = 1$ と記すことができるような状態) においては、 $r = \rho$ が成立する。

財市場の均衡条件

財市場における生産者の価格を議論するために、イノベーションにより実現した最高品質 q_m (高品質財) と、その財よりも 1 段階低い品質 q_{m-1} (低品質財) の 2 種類の品質に注目しよう。高品質財は低品質財に比べて λ 倍 ($\lambda > 1$) の品質サービスがあると考え、 $q_m = \lambda q_{m-1}$ で定義され、全ての財にこのルールが適用されるとき、各財の品質は以下の式で定義される。

$$q_m(j) = \lambda^m q_0 \quad (4-4)$$

差別化された各財は代替財であり、供給者は市場で Bertrand 競争を行うこととする。低品質財が非負の利潤の保証される最低価格 w で供給されるとき、最高品質 q_m の財に対する消費者の需要は、 $p_m(j) > \lambda w$ の場合はゼロ、 $p_m(j) = \lambda w$ の場合は品質 q_{m-1} の財と競争的、 $p_m(j) < \lambda w$ の場合は品質 q_{m-1} の財への需要はゼロとなる。このような高品質財に対する消費者の需要は図 4 で表わされる。

⁶ この場合、財の需要の価格弾力性は 1 となる。

図 4

ただし、この財の需要の価格弾力性が 1 であるため、C 点よりも大きな数量を供給する理由はない。このため、品質 q_m の財の供給者が設定する価格は $p_m(j) = \lambda w$ （正確には、 $p_m = \lambda w - \varepsilon$ ）、品質 q_{m-1} の財の供給者が設定する価格は $p_{m-1}(j) = w$ となる。この結果、品質 q_m の財の供給者の利潤 π は、次のように表わされる。

$$\pi = (p - w)x = (\lambda - 1)w \frac{1}{p} = 1 - \frac{1}{\lambda} \quad (4-5)$$

研究開発の市場均衡条件

各財の品質改善をもたらすイノベーションは、独立的なポワソン過程に従って発生すると仮定する。このイノベーションの実現には労働の投入が必要であるが、イノベーションの実現には不確実性が伴うため、期間 dt に τ の研究開発集約度でイノベーションに資源を投入するとき、品質改良が成功する確率を τdt であると仮定する。この τ の研究開発集約度を達成するために $a\tau$ 単位の労働投入が必要であるとする。こうしたイノベーションへの資源の投入は、品質改良に成功するときに得られる期待利益 $v\tau dt$ と研究開発コスト $w a \tau dt$ とが等しいとき、すなわち $v = wa$ の場合に行われる。なお、イノベーションのための研究開発集約度 τ は、品質改善の速度を規定するものであり、イノベーション率と解釈することができる。

ある時点で高品質財を供給する企業（先導的企業）は、さらに高品質を求めて追加的なイノベーションを行うときの利潤は次のように表わされる⁷。

$$\bar{\pi} = (p - w)x = (\lambda^2 - 1)w \frac{1}{\lambda^2 w} = 1 - \frac{1}{\lambda^2} \quad (4-6)$$

先導的企業が追加的なイノベーションによって得る利潤の増分 $\frac{1}{\lambda}(1 - \frac{1}{\lambda})$ は、追隨的企業が

イノベーションによって得る利潤 $1 - \frac{1}{\lambda}$ を上回ることはないため、先導的企業が追加的な研究開発を行うことはない。従って研究開発は常に追隨的立場にある企業によって行われる。

⁷ さらに高い品質の財に対して消費者の支払う価格 $p = \lambda^2 w$ より、市場の需要量は $\frac{1}{\lambda^2 w}$ である。

研究開発の利益裁定条件

イノベーションへ参入することは自由である。従って、イノベーションに参入するかどうかは他の投資機会との比較において決定される。研究開発に参入するときの条件は、先導者以外の者が研究開発に失敗するとの仮定の下で先導者となることにより得られる財市場での利潤とキャピタル・ゲインの合計から先導者以外の者が成功するときに先導者の地位を失うことによる損失を差し引いた利得が、品質改良のための研究開発に投入される機会費用と均等化することで示される。

$$(1 - \tau dt)(\pi dt + \dot{v} dt) - v \tau dt = v r dt \quad (4-7)$$

これを簡単化して、

$$\pi + \dot{v} - \tau v = vr \quad (4-8)$$

が得られる。

労働市場の需給均衡条件

労働市場の需給均衡式は、研究開発へ投入される労働需要量 $a\tau$ と財の生産に投入される労働需要量 $\frac{1}{\lambda w}$ の合計と産業の労働供給量 L とが均等化する条件から、次のように表わされる。

$$a\tau + \frac{1}{\lambda w} = L \quad (4-9)$$

$\pi = 1 - \frac{1}{\lambda}$, $r = \rho$, $\tau > 0$ のときの $v = wa$, (4-8) 式, (4-9) 式から、イノベーション率 τ とイノベーションがもたらす企業の市場価値 v を同時に決定する微分方程式と補助条件が、次のように導かれる。

$$\frac{\dot{V}}{V} = \left(1 - \frac{1}{\lambda}\right)V - (\tau + \rho) \quad \text{ここで } V = \frac{1}{v} \quad (4-10)$$

$$\tau = \begin{cases} \frac{L}{a} - \frac{1}{\lambda} V & V < \frac{\lambda}{a} L \\ 0 & V \geq \frac{\lambda}{a} L \end{cases} \quad (4-11)$$

ここから、品質改善イノベーションを伴う動学的均衡は、 $\frac{\dot{V}}{V} = 0$ となるようなイノベーション率 τ とイノベーションが生み出す市場価値 V の組合せとして、内生的に決定される。

4. 2 イノベーションと模倣のサイクル

ある国内でイノベーションにより生み出される高品質財が、その国に存在する競争企業のイノベーションによってさらに高い水準の品質を有する財が生み出されることによって優位性が失われ、あるいは、他国の企業によって模倣されることによって、技術上の優位性を失うことはしばしば現実に見ることができる。前節の内生化された品質改善のイノベーションの過程に模倣の過程を加えることによって、現実への説明力をより高めることができる。

イノベーションと模倣の企業戦略

ここでのイノベーションは、新たな種類の財が生み出されるタイプのイノベーションと異なり、財の種類数は一定であるが、各財の品質がイノベーションにより向上するタイプのものとして定義される。最先端の品質を生み出すイノベーションは北の企業によって行われ、南の企業は専らその模倣を行うことを想定する。財を供給する企業は、(1) 北の追従的企業によるイノベーションに直面しながら高品質財を供給する企業、(2) 南の企業による模倣に直面しながら高品質財を生産する企業、(3) 北の高品質財の生産技術を模倣することにより、供給する企業の3タイプのいずれかに分類される。(1)(2)のタイプは北の企業に該当し、(3)のタイプは南の企業に該当する。

特定の品質を備えた財とそれを生産する企業とは1対1の対応関係にあると仮定すると、財の数を企業数としてとらえ、(1)、(2)、(3)の各企業数をそれぞれ n^{NN} 、 n^{NS} 、 n^S として、次のようにあらわすことができる。

$$n^{NN} + n^{NS} + n^S = 1 \quad (4-12)$$

北の労働賃金率を w^N 、南の労働賃金率を w^S であらわし、 $w^N > w^S$ と仮定する。また、生産関数、消費者需要、市場競争に関する前提条件として、各財の代替の弾力性、需要の価格弾力性は1であること、生産に要する限界費用は賃金率に等しいことを仮定する。企業間での競争戦略を Bertrand 競争下での”Limit-Pricing”を仮定すると、3種類の各企業の戦略は以下のようにあらわされる。

(1)の企業は、自己の高品質財の価格を、北の低品質財の価格 w^N に品質格差 λ を反映した水準に設定するため、価格 λw^N の下で $\frac{1}{\lambda w^N}$ の数量を供給し、 $\pi^{NN} = \frac{\lambda w^N - w^N}{\lambda w^N} = 1 - \frac{1}{\lambda}$ の瞬時的利潤を得る。

(2)の企業は、自己の高品質財の価格を、南の低品質財の価格 w^S に品質格差 λ を反映した水準に設定するため、価格 λw^S の下で $\frac{1}{\lambda w^S}$ の数量を供給し、 $\pi^{NS} = \frac{\lambda w^S - w^N}{\lambda w^S}$ の瞬時的利潤を得る。

(3)の企業は模倣の結果、価格 w^N の下で $\frac{1}{w^N}$ の数量を供給し、 $\pi^S = \frac{w^N - w^S}{w^N}$ の瞬時的利潤を得る。このとき、複数の企業が同時に模倣をすることはない。

この場合、ある時点で最高品質の財を生産している企業が追加的品質改善を行うことによって得られる報酬は、低品質財を生産する企業が品質改善によって得る報酬を下回るので、品質改善の研究開発は、低品質財を生産する企業によって行われる。また、イノベーションや模倣にはコストがかかるので、北の複数企業が同一の高品質財の生産を行うためのイノベーションや模倣に研究開発投資をすることはない。

研究開発の市場均衡条件

イノベーションに要する研究開発投資の市場均衡条件について述べておこう。 τ^N は、期間 dt において北の企業によるイノベーションの成功する確率を $\tau^N dt$ と仮定したときの研究開発投資の集約度、 τ^S は、期間 dt において南の企業によって模倣された財に関して北の企業による新たなイノベーションの成功する確率を $\tau^S dt$ と仮定したときの研究開発投資の集約度、 m は、期間 dt において南の企業による模倣の成功する確率を $m dt$ と仮定したときの研究開発投資の集約度とする。

また、高品質財の開発を経験した先導的企業と高品質財の開発を経験しない追隨的企業との間で研究開発の生産性に差があることを仮定する。先導的企業は追隨的企業よりも多くの技術知識を蓄積していることから、研究開発の生産性が高い。前者と後者のイノベーションを実現するための研究開発に要求される投入労働量を、それぞれ a_L と a_F とするとき、要求される投入労働量は $a_L < a_F$ となることを想定する。

ここで、各企業の研究開発投資に関する市場均衡条件を示す。南の企業によって模倣された n^S の財を対象として北の先導的企業が新たなイノベーションを実現するために研究開

発を行う ($\tau^S > 0$) とき,

$$v^{NS} = a_L w^N \quad (4-13)$$

が成立し、北の企業によって供給されている n^N の高品質財を対象に、北の追隨的企業がそれを凌ぐ品質を実現するイノベーションへの研究開発を行う ($\tau^N > 0$) とき,

$$v^{NN} = a_F w^N \quad (4-14)$$

が成立する.

また、 a_m を北の企業によって開発された財の技術を模倣するための南の企業による研究開発への投入労働量とする。この場合、北の企業によって発明された n^N の財を対象に、その技術を模倣するための研究開発が南の企業によって行われる ($m > 0$) とき,

$$v^S = a_m w^S \quad (4-15)$$

が成立する.

研究開発の利益裁定条件

イノベーションのための研究開発投資を行う企業は、開発される高品質財の生産による利潤、研究開発による企業の市場価値に相当するキャピタル・ゲインを得る⁸。一方、一定の確率の下で、競争相手が新たなイノベーションや模倣を実現する結果、自らの財の市場価値がゼロとなることを同時に予想しておかなければならない。従って、研究開発投資に関する収益とその投資に要する機会費用が均衡する条件式は、次のように表わされる。

(1) の企業については、

$$\frac{\pi^{NN}}{v^{NN}} + \frac{\dot{v}^{NN}}{v^{NN}} - (\tau^N + m) = r^N \quad (4-16)$$

(2) の企業群については、

$$\frac{\pi^{NS}}{v^{NS}} + \frac{\dot{v}^{NS}}{v^{NS}} - (\tau^N + m) = r^N \quad (4-17)$$

(3) の企業群については、

$$\frac{\pi^S}{v^S} + \frac{\dot{v}^S}{v^S} - \tau^S = r^S \quad (4-18)$$

ここで、 r^N は北の利子率、 r^S は南の利子率をそれぞれ表わす。

⁸ 新しく生み出される高品質財の市場価値であり、これは研究開発投資の総額に等しい。

労働市場の需給均衡条件

北における労働需要は、(i)南の企業によって模倣された n^S の財を対象として新たなイノベーションを実現するための研究開発への労働投入量、(ii)北の企業によって供給されている n^N の高品質財を対象に、それを凌ぐ品質を実現するイノベーションへの研究開発への労働投入量、(iii)北の企業の追い上げを受ける n^{NN} の高品質財の生産への労働投入量、(iv)南の企業の追い上げを受ける n^{NS} の高品質財の生産への労働投入量の合計量であり、北の労働市場の需給均衡式は以下のように示される。

$$a_L \tau^S n^S + a_F \tau^N n^N + \frac{n^{NN}}{\lambda w^N} + \frac{n^{NS}}{\lambda w^S} = L^N \quad (4-19)$$

南における労働需要は、(i)北の企業によって供給されている n^N の高品質財を対象に、それを模倣するための研究開発への労働投入量、(ii)南の企業が模倣した財の生産への労働投入量の合計量であり、南の労働市場の需給均衡式は以下のように示される。

$$a_m m n^N + \frac{n^S}{w^N} = L^S \quad (4-20)$$

4. 3 イノベーションと模倣の定常均衡

定常均衡においては、各企業群の財の数(n^{NN} , n^{NS} , n^S)が固定的であること、イノベーション率、模倣率が一定であること、時間を通じた家計の支出が変化しないこと、したがって時間選好率 ρ が利子率に等しい($r^N = r^S = \rho$)ことが、それぞれ満たされる。

南における財の数 n^S が一定となる条件は、南の企業の財を対象とする北の企業による新たなイノベーションの発生と北の財を対象とする南の企業による模倣の増加とが均衡する条件によってあらわされる。従って、

$$\tau^S n^S = m n^N, \quad \text{ここで } n^N = n^{NN} + n^{NS} \quad (4-21)$$

北の財の数が一定となる条件は、北の財 n^{NS} を対象とする北の企業による新たなイノベーションの発生と南の企業による北の財 n^{NN} を対象とする模倣の増加とが均衡する条件によって示される。従って、

$$\tau^N n^{NS} = m n^{NN} \quad (4-22)$$

経済全体のイノベーション率 $\tau^N n^N + \tau^S n^S$ を τ 、模倣率 $m n^N$ を μ 、北と南の相対賃金

$\frac{w^S}{w^N}$ を ω で表示するとき、市場均衡条件及び定常均衡を示す関係式 (4-21), (4-22) を用いて、北と南の労働需給均衡式を、それぞれ (4-23), (4-24) で、各企業群の利益裁定条件式を、それぞれ (4-25), (4-26), (4-27) で表わすことができる。

$$a_F(\tau - \mu) + a_L\mu + \frac{n^N(1 - \mu/\tau)}{\lambda w^N} + \frac{\mu n^N}{\tau \lambda \omega w^N} = L^N \quad (4-23)$$

$$a_m\mu + \frac{1 - n^N}{w^N} = L^S \quad (4-24)$$

$$\frac{(1 - (1/\lambda\omega))}{w^N} n^N = a_L(\rho n^N + \tau) \quad (4-25)$$

$$\frac{(1 - 1/\lambda)}{w^N} n^N = a_F(\rho n^N + \tau) \quad (4-26)$$

$$\frac{(1/\omega - 1)(1 - n^N)}{w^N} = a_m[\rho(1 - n^N) + \mu] \quad (4-27)$$

先導的企業と追隨的企業の間に研究開発の生産性に大きな差異がない場合には、両者は共に研究開発を行うため、イノベーションと模倣のパターンは複雑であり、様々な可能性が考えられる⁹。このため、自由貿易は南の企業の技術模倣の可能性を高めるが、そのことが北のイノベーションを活発化するかどうかは一義的には言えない。

一方、追隨的企業の研究開発の生産性が先導的企業の研究開発の生産性を顕著に下回り、研究開発が先導的企業のみにより実施される場合には、模倣は北の財を対象として行われる一方、イノベーションは南の企業が生産する財のみを対象にして行われる。この場合には $\tau^N = 0$ となり、イノベーションと模倣のパターンはより簡単なものとなる。すなわち、イノベーション率 τ と模倣率 μ との関係は $\tau = \tau^S n^S = \mu$ で表わされ、この場合の定常均衡条件は $\tau^S n^S = m n^N$ を満たす。

この結果、(4-25), (4-27) は、イノベーション率 τ 、模倣の確率 m 、外生的に与えられるパラメータの関数によって、それぞれ次のように表わされる。

$$\left(\frac{L^S - a_m\tau}{m - \tau} - \frac{L^N - a_L\tau}{\tau} \right) \frac{m}{a_L} = \rho + m \quad (4-25')$$

⁹ n^{NS} と n^S の両方の財を対象にイノベーションが行われ、様々な組み合わせが発生する。

$$\left[\frac{\lambda(L^N - a_L \tau)}{\tau} - \frac{L^S - a_m \tau}{m - \tau} \right] \frac{m}{a_m} = \rho + \frac{\tau m}{m - \tau} \quad (4-27')$$

両式を簡単化して、

$$\left(\frac{L^S - a_m \tau}{m - \tau} - \frac{L^N}{\tau} \right) \frac{m}{a_L} = \rho \quad (4-28)$$

$$\left[\frac{\lambda(L^N - a_L \tau)}{\tau} - \frac{L^S}{m - \tau} \right] \frac{m}{a_m} = \rho \quad (4-29)$$

が得られる。

(4-28), (4-29)において、北と南の経済規模、イノベーションの労働生産性、模倣の労働生産性が与えられるとき、イノベーション率 τ と模倣確率 m は内生的に決定される。ここで、(4-28)式をNN線、(4-29)式をSS線として、両者を図示することにより、イノベーション率 τ と模倣確率 m の均衡点を観察することができる。(4-29)式において、イノベーション率 τ と模倣確率 m の変化は同じ方向であるためSS線は右上がりとなる。一方、(4-28)式において、両者の変化の方向は定まらないため、NN線は右上がりのケース(図5)と右下がりのケース(図6)の2様に描かれる。定常均衡におけるイノベーション率 τ と模倣確率 m は、両図のE点で示される。

図5・図6

4. 4 多国籍企業と技術吸収

(4-28), (4-29)両式のパラメータの変化によって、経済条件の外生的変化がイノベーションと技術移転・模倣にどのような影響を与えるかを分析することが可能である。Grossman and Helpman(1991c)は、北と南、それぞれの経済規模(L_N , L_S)の拡大、イノベーションや模倣のための研究開発投資への補助金政策などが定常均衡における北のイノベーション率、南の模倣確率に与える影響を分析する。これと類似の手法によって、北から南へ生産プラントを移動する多国籍企業の存在が定常均衡における北のイノベーション率、南の模倣確率にどのような影響を与えるかを分析することができる。

これまでの議論は、北と南の企業はそれぞれ独立の存在であったが、ここでは企業の多国籍化によって北の企業が南の企業になる事態を想定しよう。南の企業は北の技術を一方的に模倣する存在であるが、多国籍企業が南に存在することは、この模倣の効率性を著し

く高める効果を有すると解釈することができる。現実には、多国籍企業の存在は北から南への技術移転の橋渡しとしての役割を果たしている例は少なくない。こうした多国籍企業の存在は、(4-28) および (4-29) 式のパラメータ a_m の値が低下することにより、イノベーション率 τ と模倣確率 m にどのような変化が生ずるかという問題として捉えることができる。

パラメータ a_m の減少は、図5、図6に示されるように、(4-28) 式で示される NN 線を左右のいずれにもシフトする可能性がある。一方、(4-29) 式で示される SS 線を左にシフトする¹⁰。このため多国籍企業の存在は、イノベーション率 τ と模倣率 μ を高める場合があるが、逆に低下させる場合もあり、その影響は一義的には決まらない¹¹。

こうしたパラメータ a_m の変化は、多国籍企業の存在がもたらす影響を分析するときにも有効であるとともに、南の模倣の効率性を規定する様々な外生的な要因を検討するときにも応用することができる。例えば、教育やトレーニングを通じて南の人的資源の質が向上することにより、北の技術に対する南の吸収能力を高めることができるが、このことはパラメータ a_m の低下と解釈することができる。

5. 実証研究

イノベーション・技術移転が経済成長と比較優位パターンに与える影響を実証分析した研究成果は数多い。特に、近年の東アジア諸国の工業化、高い経済成長率、貿易構造の著しい変化に注目と関心が向けられ、それを契機に直接投資による多国籍企業の活発化と技術の移転を対象とする実証研究が数多く行われている。こうした研究成果のうち、外国企業からの技術輸入、貿易を通じた技術移転、知的所有権の保護、模倣を行う側での技術吸収能力、人的資本の蓄積と技術移転に関連した研究成果をサーベイする。

外国企業からの技術スピルオーバー

¹⁰ (4-28) 式 $\left(\frac{L^S - a_m \tau}{m - \tau} - \frac{L^N}{\tau}\right) \frac{m}{a_L} = \rho$ が成立する条件下で、 τ を一定として、パラメータ a_m を減少させるとき、 m の変化は、増加・減少のどちらもありうる。

また、(4-29) 式 $\left[\frac{\lambda(L^N - a_L \tau)}{\tau} - \frac{L^S}{m - \tau}\right] \frac{m}{a_m} = \rho$ が成立する条件下で、 τ を一定として、パラメータ a_m を減少させるとき、 m が増加することはない。

¹¹ イノベーション率 τ と模倣率 μ とは $\tau = \tau^S n^S = \mu$ の関係にある。

イノベーションと模倣とがそれぞれ別の企業によって行われることは稀であり、多くの場合には両方が同時に行われる。このため、企業の技術知識ストックの蓄積の要因を計測する場合には、(1) 企業自らの研究開発投資、(2) 技術ライセンスを通じた外国企業からの技術輸入、(3) 企業の属する自国内産業全体からの技術知識のスピルオーバー・吸収、(4) 企業の属する外国企業からの技術知識のスピルオーバー・吸収に区分することが必要となる。Rakesh and Fikkert (1996)は、インドの企業別年別のパネルデータ、次のような生産関数を設定し、外国企業の技術が自国の経済成長に対してもたらす貢献を推計している。

$$Q_{it} = Ae^{\lambda} C_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} M_{it}^{\theta} K_{it}^{\gamma} e^{\epsilon_{it}} \quad (5-1)$$

ここで、Qは生産量、Cは物的資本ストック、Lは投入労働量、Mは中間財投入量、Kは知識資本ストックをあらわす。ここで資本ストックは

$$K = f(KO_{it}, KP_{it}, KD_{it}, KF_{it}) \quad (5-2)$$

で定義される。ここで、KOは自国企業のR&D投資によるもの、KPは技術ライセンス契約による技術輸入、KDは国内企業からの技術スピルオーバー、KFは外国企業からの技術スピルオーバーである。(5-2)式の知識資本ストックについて、一般化されたレオンチェフ型線形関数により具体化し、それを含む生産関数(5-1)を推計する¹²。この結果、外国企業からの技術知識のスピルオーバーと技術吸収が自国企業の生産性向上に貢献することを検証している。

輸入財を通じた技術移転

技術知識の模倣・移転は輸入財を通じて行われることは、歴史的・経験的事実から知ることができるが、Coe and Helpman (1995), Coe et al (1995), Keller (1996)は、このことを実証研究によって明らかにする。これらの研究では、生産性の上昇が自国の研究開発と財の輸入を通じた外国技術ストックの移転によって決定されるとし、次の関係式をもとに実証分析を行う。

$$F_{it} = f(S_{it}, M_{it}) \quad (5-3)$$

ここで、 F_{it} は生産性上昇率、 S_{it} はR&D投資による技術知識ストック、 M_{it} は外国企業か

¹² 知識ストックは $K_{it} = \gamma_s K_{s_{it}}^{\frac{1}{s}} + \gamma_{sh} K_{s_{it}}^{\frac{1}{s}} K_{h_{it}}^{\frac{1}{h}}$ であらわされる。ここで、s、hはそれぞれ、自企業の研究開発投資による技術知識ストック、技術ライセンスを通じて入手した外国企業の技術知識ストック、企業の属する自国内産業全体の技術知識ストック、企業

らの吸収する技術知識ストックである。これは、 $M_{it} = m_{it} \log(m_{fit} S_{fit}^\alpha)$ で定義される。 m_{it} は自国の輸入性向、 m_{fit} は自国輸入に占める f 国のシェア、 S_{fit} は f 国の R&D 投資による知識ストックをあらわす。

Keller (1996) は、こうしたモデルに基づき 国別時系列パネルデータを利用した推計により、輸入財を通じた技術移転が生産性の上昇に有意に寄与していることを示す。

知的所有権の保護と技術移転

多国籍企業がある国に直接投資を行うかどうかの決定に影響を与える要因として、受入国の経済条件、市場規模、市場の開放度、工業化の程度などが指摘される。この分野においては、多国籍企業による投資先別立地選択の諸要因に関して Conditional Logit モデルを用いた分析が Yamawaki(1993)、深尾(1996)、深尾・岳(1997)、若杉(1997)によって示されている。

技術革新的な外国企業の直接投資において、知的所有権の保護の程度を無視することはできない。Lee and Mansfield (1996) はこの点に注目し、直接投資フローと知的所有権の保護の程度を次のような関数によりあらわしている。

$$I_i = f(W_i, K_i, M_i, F_i, S_i, O_i, d_i) \quad (5-4)$$

ここで、 I_i は米国企業による第 i 国への直接投資フロー、 W_i は知的所有権の保護の程度、 K_i は市場規模、 M_i は国別ダミー、 F_i は直接投資ストック累積額、 S_i は工業化率、 O_i は市場開放度、 d_i は時期別ダミーをあらわす。この研究は、16 カ国・6 産業に関する 3 時点でのデータをプールし、受入国における知的所有権の保護の低さが米国から当該国への直接投資フローを低い水準にとどめていることを示している。Lee and Mansfield (1996) は、さらに企業別データにより、直接投資フローの構成が知的所有権の保護の程度によって、どの程度影響されるかを、次の関数としてあらわす。

$$F_{ij} = g(W_i, K_i, d_j) \quad (5-5)$$

ここで、 F_{ij} は j 企業の直接投資のうちで、製造部門・研究開発部門以外の部門のシェアであり、 d_j は企業別ダミー変数である。この推計結果から、受入国における知的所有権の保護の低さが研究開発集約度の低い部門（たとえば、流通、販売、初歩的な生産工程、組立工程）への直接投資の比率を高める影響を与えることを明らかにしている。知的所有権の保護の程度が高くすることは南の模倣を困難にするため、北への技術的キャッチアップ

の属する産業に分類される多国籍企業の技術知識ストックをあらわす。

の過程にある南の国では知的所有権の保護の程度を緩める傾向にある。しかし、このことはかえって技術の出し手である北の企業の行動を消極的にさせ、高い水準の技術の移転を困難にする可能性のあることを意味する。

技術格差と技術吸収能力

北の技術を南が模倣・移転するとき、北の技術水準と南の吸収能力との差が吸収の効率性を左右する Kokko and Zejan (1996) は、自国企業と外国企業の間で技術格差が極端に大きいことは、外国企業からの技術知識の移転においてかえって非効率となることを示している。この研究では、労働生産性の上昇を次に示す関数によって説明を行っている。

$$P = f\left(\frac{K}{L}, U, PAT, N, S, F\right) \quad (5-6)$$

ここで、 P は労働生産性、 $\frac{K}{L}$ は資本労働比率、 U はプラントの稼働率、 PAT は外国企業に対する特許支払料、 N は従業者に占める管理者の比率、 S は産業全体に示す企業・プラントのシェア、 F は産業全体に占める外国企業のシェアである。

Kokko and Zejan (1996) は、企業別データにもとづいて、自国企業と外国企業の労働生産性の格差が大きい産業と小さい産業に区分して各説明変数の労働生産性に与える影響を推定する。前者の場合には、自国市場における多国籍企業のプレゼンスが自国企業の労働生産性の向上に与える効果に有意性が見られないという実証分析の結果を示している。このことは、両国企業間での技術格差があまりにも大きい場合には、技術の吸収・模倣に著しく高い費用を要するため、北から南への技術移転がうまく進まない可能性を意味している。

人的資本の蓄積と技術移転

南の技術模倣は、北の企業からの技術提供機会をもとにしているが、同時に北の技術への南の技術吸収能力にも依存する。Teece(1977)は、技術移転に要する費用が、移転される技術の特性の他、南の研究開発の経験、過去の技術移転の経験、企業規模、南の経済水準等の技術吸収能力によって決定されることを実証分析によって明らかにした。

Ramachandran(1993)は、Teece(1977)のモデルをもとに、現地企業による株式出資比率の程度が技術吸収コストに有為に影響を与えることをインド企業の個別データを利用して実証分析を行っている。Wakasugi(1998)は、Ramachandran(1993)の分析と同様の手法を用いて、現地企業の出資比率の高さが技術吸収の効率性を高めることを確認するとともに、

南の言語、教育、関連部品産業の存在などの要因が技術移転コストに大きな影響を持つことを、東アジア地域へ直接投資を行う日本企業の主要な技術移転プロジェクトを対象に実証分析している。これらの実証分析はいずれも、対象とする企業データが十分に大きなサンプル規模を有していないこと、分析のモデル・推計式がアドホックであることなどにおいて、検討すべき余地が残されていた。

Borensztein et al (1998)は、Romer(1990)、Grossman and Helpman(1991a)、Barro and Sala-i-Martin(1995)によって定式化されているモデルに沿って、多種類の資本財の合成からなる物的資本と人的資本とを生産要素とする生産関数をもとに、外国企業の技術提供機会の大きさと吸収能力としての自国における人的資本の蓄積の大きさが、自国産業・経済の成長率をどのように決定することを実証的に明らかにする。

この分析においては、次のような生産関数を前提とする。

$$Y_t = AH_t^\alpha K_t^{1-\alpha}, \quad K = \int_0^N x(j)^{1-\alpha} dj \quad (5-7)$$

ここで、 H_t は人的資本ストック、 K_t は物的資本ストックとし、 $x(j)$ はそのストックを構成する多種類の資本量である。第 j 番目の資本の量 $x(j)$ は、資本が生み出す限界生産力 $m(j)$ と資本レンタルが均等化するように決定される。

新たな資本 $x(j)$ の供給は外国技術の模倣によって行われ、そのためには固定的費用が必要とされる。この費用は以下のようにあらわされる。

$$F = F\left(\frac{n^*}{N}, \frac{N}{N^*}\right) \quad (5-8)$$

ここで、 F は技術を模倣するための固定費用、 N は自国の資本財の種類数であらわされる技術水準、 n^* は自国内の多国籍企業の資本財の種類数であらわされる技術水準、 N^* は北の先進国の資本財の種類数であらわされる技術水準を意味する。

自国の資本財種類数に対する多国籍企業の資本財種類数の比率が高ければ、自国企業にとっての技術機会が多く、新しい資本財を生み出すときに要する固定費用が小さくて済む

ことから、 $\frac{\partial F}{\partial (n^*/N)} < 0$ となり、先進国の資本財種類数に対する自国の資本財種類数の比

率が高ければ、自国企業にとっての模倣の技術機会が少なく、新しい資本財を生み出すと

きに要する固定費用が高まることから、 $\frac{\partial F}{\partial (N/N^*)} > 0$ となる。

新たに生み出される資本 $x(j)$ の利潤は次に示される。

$$\pi(j)_t = \int_t^{\infty} [m(j)x(j) - x(j)]e^{-r(s-t)} ds - F\left(\frac{n_t^*}{N_t}, \frac{N_t}{N_t^*}\right) \quad (5-9)$$

ここでは新たな資本 $x(j)$ の維持費用を 1 としている。(5-9) 式の利潤最大化条件から、

$$x(j) = HA^\alpha(1-\alpha)^{\frac{2}{\alpha}}$$

なお、ここでは H は外生的と仮定している¹³。

資本の生み出す限界生産力 $m(j) = A(1-\alpha)H^\alpha x(j)^{-\alpha}$ から、

$$m(j) = \frac{1}{1-\alpha}$$

技術模倣への参入自由な条件の下では、新たな資本 $x(j)$ の供給に伴う利潤はゼロである

ことから、(5-9) 式より $[A^\alpha \alpha (1-\alpha)^{\frac{2-\alpha}{\alpha}} H \frac{1}{r}] - F = 0$ となり、

$$r = \frac{[A^\alpha \alpha (1-\alpha)^{\frac{2-\alpha}{\alpha}} H]}{F} \quad (5-10)$$

を得る。

一方、消費者は異時点間の消費に関する標準的な効用関数を前提とし、それを最大化す

るよう行動する。定常均衡状態における消費の増加率 $\frac{\dot{c}}{c}$ は産出量の増加率、すなわち経済成長率 g に等しく、その値は以下のように導き出される。

$$g = a(r - \rho) \quad (5-11)$$

ここで、 a は定数、 r は利子率、 ρ は割引率を示す。(5-11) 式から、

$$g = a \left\{ \frac{[A^\alpha \alpha (1-\alpha)^{\frac{2-\alpha}{\alpha}} H]}{F} - \rho \right\} \quad (5-12)$$

が得られ、被説明変数である成長率 g に関する各説明変数の符号条件は、次のように想定される。

¹³ H が内生的であるときには、推計式においては、 H の初期値とパラメータが入る。他方、 H を外生的とする場合には、 H を初期値として一定値を仮定するか、各時点で H は変化するものとして外生的に与えられるか、のいずれかを仮定する。

¹⁴ この式は、新たな資本 $x(j)$ の限界生産力が資本の維持費用 1 に対するマークアップとなることを示す。

$$g = g\left(\frac{n^*}{N}, \frac{N}{N^*}, H, A\right) \quad (5-13)$$

Borensztein et al (1998)は、この式において、 $\frac{n^*}{N}$ を GDP に対する外国からの直接投資フローの比率、 $\frac{N}{N^*}$ を 1 人当たりの GDP により代理し、次の推計式を導く。

$$g = c_0 + c_1\left(\frac{FDI}{GDP}\right) + c_2\left(\frac{FDI}{GDP} \cdot H\right) + c_3H + c_4\left(\frac{GDP}{P}\right) + c_5A \quad (5-14)$$

ここで、 $\frac{FDI}{GDP} \cdot H$ は多国籍企業による直接投資フローと自国の教育水準を示す変数との交叉項、 $\frac{GDP}{P}$ は 1 人当たりの GDP、A は市場の特性を示すコントロール変数を示す¹⁵。この推計結果から、外国からの直接投資フローや教育による人的資本ストックの水準が経済成長率に正の影響を与えることを示す。

6. 結び

イノベーションと技術移転、国際貿易に関する理論面・実証面での分析は、近年、目覚ましい発展を見せている。この論文では、イノベーションと技術移転・模倣が国際貿易や成長にどのような影響をもたらすかを分析した研究成果をサーベイした。理論面での研究成果はイノベーション・技術移転のメカニズムを明快に提示する一方、イノベーションや技術移転に関する理論モデルが想定する前提条件と現実との間には、埋められるべきギャップが存在する。南の企業は一方向的に模倣するのではなく、外国からの技術の模倣・移転と自国内での研究開発投資とを関連させ、最適なイノベーション戦略を行う。また、北と南の間には、北でイノベーションの研究開発投資をし、その成果を南で自らが利用して財を生産する多国籍企業が存在する。こうした多国籍企業の存在は、両国で財の生産とイノベーション・模倣の両方を同時に行う主体である。これらについての理論分析は分析過程をさらに複雑なものとするであろうが、モデルを現実さらに一步近づけることになろう。

一方、実証分析は、北と南のイノベーション率・模倣率・経済成長率、北と南の比較優位構造を解明する上で、もう一つの有効な手段である。この論文でも見たように、理論分

¹⁵このモデルでは、消費財を 1 種類としたモデルで分析しているのに対して、Grossman and Helpman (1991a)は、2 財(知識集約財と労働集約財)×3 要素(中間財、知識ストック、労働)からなるモデルにおいて、知識ストックと労働を特殊的要素として扱っている。その上で、成長率の決定を知識ストックと労働の要素によって説明を行っている。

析の成果を踏まえた実証研究への重要性と関心が、近年、一段と高まっている。ただし、この分野での実証研究には国別・企業別の財生産、貿易、研究開発、技術取引、直接投資などのマイクロ・データが必要とされる。近年、成長の著しい東アジア諸国に多くの関心が集中しながらも実証分析が必ずしも多くないのは、分析に必要なデータセットが十分な形で提供されていないことによるところが大きい。実証分析への取り組みとともに、データを提供する環境条件の改善がこの分野での研究を進める上での課題である。

【参考文献】

- Barro, Robert J. ,1990,"Government Spending in a Simple model of Endogenous Growth," *Journal of Political Economy*, 98, 5(October), part II, S103-S125.
- Barro, Robert J. and Xavier Sala-i-Martin, 1995, *Economic Growth*, New York, McGraw-Hill.
- Borensztein, E., J. De Gregorie, and J-W Lee, 1998,"How Does Foreign Direct Investment Effect Economic Growth ?," *Journal of International Economics*, 45, 115-135.
- Brezis, E.S., P. R. Krugman, and D. Tsiddon, 1993, "Leapfrogging in International Competition: A Theory of Cycles in National Technological Leadership," *American Economic Review* 83: 1211-1219.
- Coe, David T. and E. Helpman, 1995, "International R&D Spillover," *European Economic Review* 39: 859-887.
- Coe, D., E. Helpman and, A. Hoffmaister, 1995, "North-South R&D Spillovers," NBER working paper no. 5048.
- Dixit, Avinash K. and Joseph E. Stiglitz. 1977,"Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity," *American Economic Review*, 67, 3(June), 297-308,
- Dornbusch, R., S. Fisher, and P. A. Samuelson, 1977,"Comparative Advantage, Trade and Payments in a Ricardian Model with a Continuum of Goods," *American Economic Review* 67: 823-839.
- Grossman, G. M. and E. Helpman, 1990a, "Trade and Innovation and Growth," *American Economic Review* 80: Paper and Proceedings, 86-91.
- Grossman, G. M. and Helpman, E., 1990b,"Comparative Advantage and Long-Run Growth," *American Economic Review*, 80, 796-815.
- Grossman, G. M. and Helpman, E., 1991a, *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge, Mass, The MIT Press.
- Grossman, G. M. and Helpman, E., 1991b,"Trade, Knowledge Spillovers and Growth," *European Economic Review* 35, 517-526.
- Grossman, G. M. and Helpman, E., 1991c,"Quality Ladders and Product Cycles," *Quarterly Journal of Economics*, 106, 557-586.
- Grossman, G. M. and Helpman, E., 1991d,"Technology and Trade," In G. Grossman and K. Rogoff, eds., *Handbook of International Economics*, vol III, Amsterdam, North-Holland.
- Jeong-Yeon Lee and Edwin Mansfield, 1996,"Intellectual Property Protection and U.S.

- Foreign Direct Investment," *Review of Economics and Statistics*, No2. 181-186.
- Keller, Wolfgang, 1996, "Multinational Enterprises and the Process of International Technology Diffusion," mimeo.
- Kokko, Ari, Ruben Tansini and Mario C. Zejan, 1996, "Local Technological Capability and Productivity Spillovers from FDI in the Uruguayan Manufacturing Sector," *Journal of Development Studies*, 32, No4, 602-611.
- Krugman, P. R., 1979, "A Model of Innovation, Technology Transfer, and the World Distribution of Income," *Journal of Political Economy* 87: 253-266.
- Krugman, P. R., 1986, "A 'Technology Gap' Model of International Trade," in: K. Junglenfelt and D. Hague, eds. *Structural Adjustment in Developed Open Economies*: 35-49 (Macmillan Press, London).
- Krugman, P. R., 1987, "The Narrow Moving Band, the Dutch Disease, and the Competitive Consequence of Mrs. Thatcher: Notes on Trade in the Presence of Dynamic Scale Economies," *Journal of Development Economics* 27:41-55.
- Lucas, R. E. Jr., 1988, "On the Mechanism of Economic Development," *Journal of Monetary Economics* 22: 3-42.
- Rakesh and Fikkert, 1996, "The Effects of R&D, Foreign Technology Purchase, and Domestic and International Spillovers on Productivity in Indian Firms," *Review of Economics and Statistics*, 187-199.
- Ramachandran, Vijaya, 1993, "Technology Transfer, Firm Ownership, and Investment in Human Capital," *Review of Economics and Statistics*, 664-670.
- Romer, Paul M., 1987, "Growth Based on Increasing Returns Due to Specialization," *American Economic Review*, 77. 2(May), 56-62.
- Romer, Paul M., 1990, "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*, 98, 5(October), part II, S71-S102.
- Stokey, N., 1991, "Human Capital, Product Quality, and Growth," *Quarterly Journal of Economics* 105: 587-616.
- Teece, David J., 1977, "Technology Transfer by Multinational Firms: The Resource Cost of Transferring Technological Know-how," *The Economic Journal*, 87, 242-261.
- Vernon, R., 1966, "International Investment and International Trade in the Product Cycle," *Quarterly Journal of Economics* 80: 190-207.
- Wakasugi, Ryuhei, 1999, "Determinants of Technology Transfer: An Empirical Study of Japanese Firm," *New World Order Series*, Vol. 16, B.R. Publishing.

- Yamawaki, Hideki, 1993, "Location Decisions of Japanese Multinational Firms in European Manufacturing Industries," in K. Hughes, ed., *European Competitiveness*, Cambridge, U. K.: Cambridge University Press.
- Young, A., 1991, "Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade," *Quarterly Journal of Economics* 105: 369-405.
- 深尾京司, 1996, 「海外か国内か：我が国製造業の立地選択に関する実証分析」『経済研究』47 卷 1 号.
- 深尾京司・岳希明, 1997, 「電機メーカーの立地選択」『三田学会雑誌』90 卷 2 号, 11-38.
- 若杉隆平, 1997, 「日本企業の直接投資：市場要因と企業特殊的要因の実証分析」『三田学会雑誌』90 卷 2 号, 39-58.
- 若杉隆平, 1999, 「イノベーション・技術移転と国際貿易」 Discussion Paper Series, Center for International Trade Studies, Yokohama National University, 99-J-02.

図 1

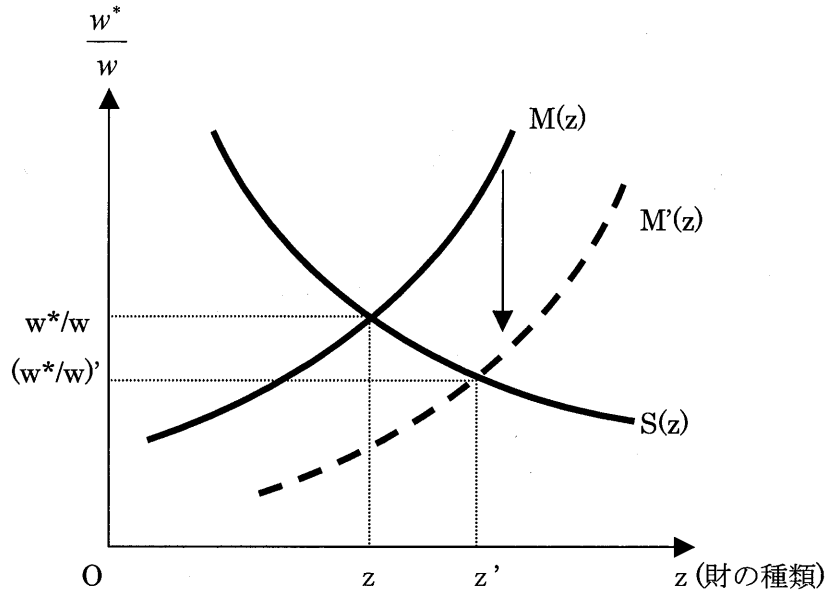


図 2

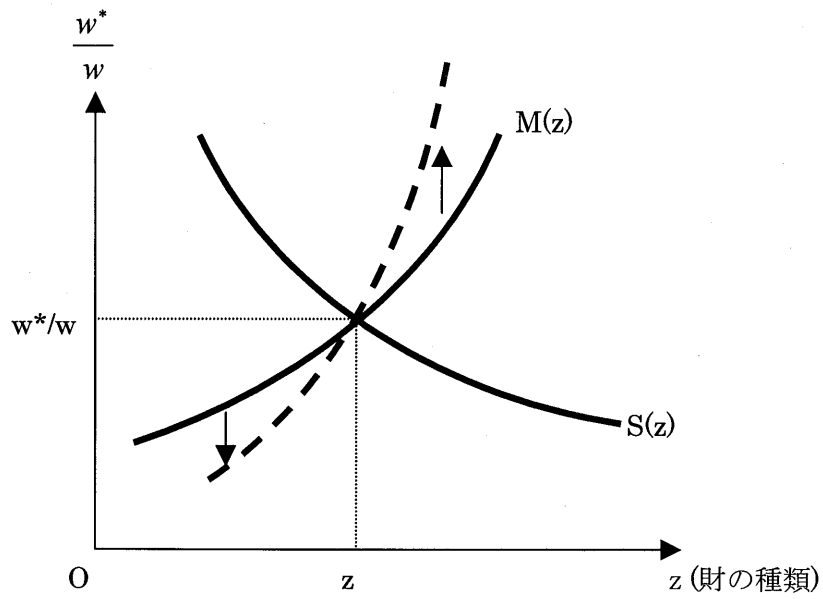


図3

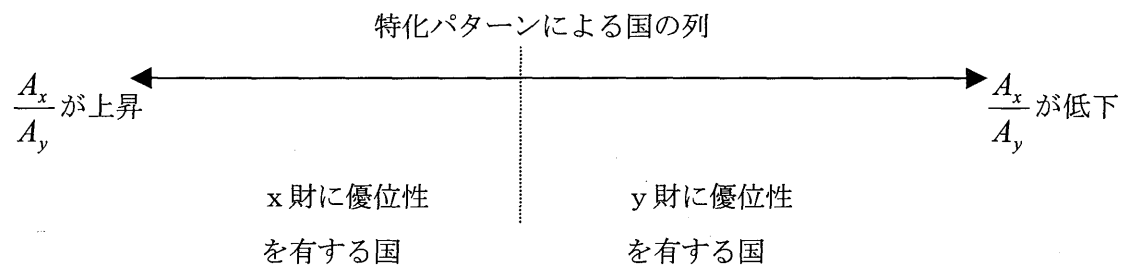


図4

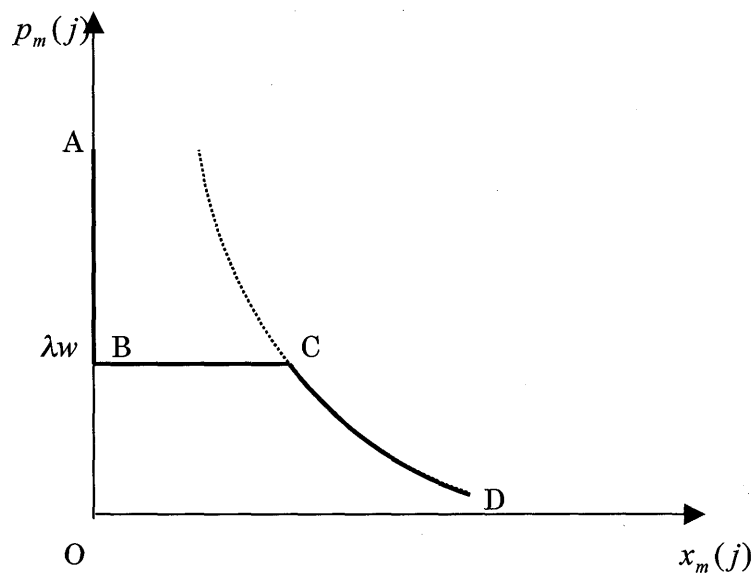


图 5

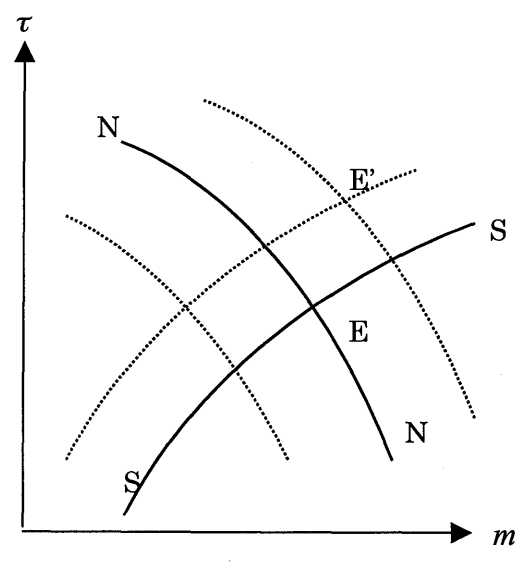
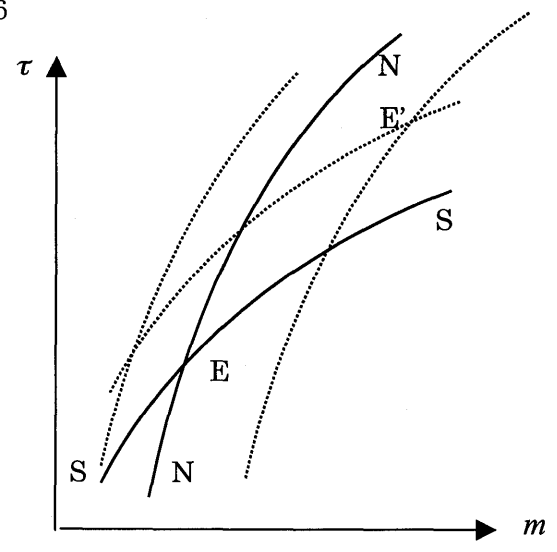


图 6



クロス・カンントリー・データによる経済成長の分析：サーベイ¹

塩路悦朗²

I. はじめに

この論文は近年の経済成長論におけるクロス・カンントリーのデータを用いた分析をサーベイする。この分野の研究は膨大なものであるが、ここでは「経済政策や制度は長期的な成長率に影響するか？」を主要なテーマとし、この問題意識にダイレクトに関係した研究に限定したサーベイを行う。

経済政策や制度が長期的な成長率に影響する、という考え方は世界銀行の世界観に色濃く反映されている。例えば World Bank (1994)では、多面的な情報を統合することで「経済政策（の善し悪し）指標」と「制度の質指標」の二つを作成し、「よい」政策、「よい」制度を持つ国ほど成長率は高くなるし、援助を与えたときの効果も大きい、と述べている。この「経済政策指標」はインフレ率、財政黒字の対 GDP 比、Sachs and Warner (1995)の貿易に対する開放度指数（後述）の3つをある方法で結合したものである。一方、「制度の質指標」は法治主義の徹底度、官僚機構の質、腐敗度の3つを結合したものである。これらを総合するに、世界銀行の代表的な考え方は、(i) 開放的な貿易政策をとり、(ii) 節度のあるマクロ経済政策をとり、(iii) 政治制度から恣意性を排除した国ほど成長しやすい、ということである。これに加え、最近の世界銀行経済成長研究グループの研究を見ていると³、(iv) 金融制度の発達度、及び (v) 社会がどのくらいサブ・グループごとに（典型的には ethnic group ごとに）分断されているか、またその分断を乗り越え、構成員の間の信頼（いわゆる”social capital”）がどのくらい醸成されているか、の二つが重視されつつあることがわかる。後者については World Bank (2000)でも言及されている。こういった見方は世界銀行が遂行する援助政策、特に援助対象国に対する政策提言に大きな影響を及ぼすであろう。したがって、世界銀行をはじめとする援助機関に多額の出資を行っている我が国にとってはこれらの考え方の妥当性を検証することは重要である。特にこれまでの援助政策の見直しが進んでいる現状ではなおさらである。また、我が国が独自に行う援助政策の今後を決定する上でも、こうした見方がどのくらい信頼できるものなのかを知ることは有意義である。

以上のような問題意識に基づき、この論文では次の5つのカテゴリーに属する変数に焦点を当てて分析する。

- (1) 経済の開放度・貿易政策
- (2) 金融市場の発達
- (3) マクロ経済運営

- (4) 政府の質
- (5) 法的・社会的なインフラストラクチャー

どのカテゴリーにも共通する問題は計測の難しさである。例えば、経済の開放度を国際間で比較するにはどうしたらよいのか。ましてや政府の質などという漠然としたものをどうすれば測れるのか。本論文ではこの点を中心に既存の研究を紹介していきたい。この論文は以下の各節から構成されている。まず第Ⅱ節でクロス・カントリー分析の大まかな枠組みを説明し、第Ⅲ節ではこういった分析に通常含まれる説明変数（上記5つのカテゴリー以外のもの）を概観する。第Ⅳ～Ⅷ節がこの論文の主要な部分であり、ここでは上記5種類の変数に関する諸研究を紹介する。第Ⅸ節で結論を述べる。

Ⅱ. クロス・カントリー・データによる成長分析

Ⅱ-1. アプローチ

クロス・カントリー・データを用いた経済成長の分析は Kormendi and McGuire (1985) や Barro (199?) に端を発し、80年代末以降精力的に行われている。この時期にこうした研究が盛んになった理由は3つ考えられる。まず第1に、成長が減速したサハラ以南アフリカと順調な成長を遂げた東アジアの間の格差が注目を集め、このようなことが生じる理由を明らかにすることに関心が集まったこと。第2に、Summers and Heston (1988, 1991) の GDP データなど、諸国間で（ある程度）比較可能なデータの整備が進んだこと。第3に理論分野における内生的成長モデルの開発である。それ以前の新古典派的成長モデル (Solow (1956) など) においては長期的な一人あたり生産の成長率は外生的な技術進歩率が決定することになっていた。もしそうであるとするれば、経済政策がその決定に関与する余地はない。しかし、内生的成長モデルは長期的な成長率の決定に政策が関与しうる可能性を明らかにした。そこで、本当にそのような効果が存在するのかをデータから明らかにしようとする試みが盛んになったと考えられる。

この種の分析では、典型的には、成長率の長期平均を左辺に、それを説明する（と考えられる）変数を右辺においた、次のような回帰式を推定する。

$$\gamma_i = c + a_0 \cdot y_{i0} + a_1 \cdot x_{1i} + a_2 \cdot x_{2i} + \Lambda + u_i, \text{ ただし } \gamma_i \equiv \frac{1}{T} \cdot (y_{iT} - y_{i0}) \quad (1)$$

ここで i は第 i 国の変数であることを表す下付き文字である。左辺の γ_i はこの国の第 0 年から第 T 年にかけての平均的な一人あたり GDP の成長率を表している。ここで GDP は、諸国間の物価水準の違いを調整するため、Summers and Heston (1988, 1991) の、各国の GDP を購買力平価レートを用いてドル換算したデータを用いるのが通例である。 y_{i0} 、 y_{iT} は第 0 年及び第 T 年におけるこの国の一人あたり GDP を対数表示したものである。

右辺には、定数項 c に続いて、初期における一人あたり GDP (対数表示) y_{i0} が含まれている。それに続く x_{1i} 、 x_{2i} などは、左辺の変数に影響を与える可能性があると考えられる変数である。最後の u_i は誤差項である。この式を典型的には最小二乗法を用いて推定する。なお、上の例では被説明変数は一人あたり GDP 成長率であったが、最近の研究対象はこれにとどまらず、投資率、一人あたり資本ストックの成長率、技術進歩率 (全要素生産性=TFP(Total Factor Productivity)成長率) なども被説明変数として採用されることが増えている。このタイプの分析については、以下で述べる2点が大きな問題となる可能性が高く、留意する必要がある。

II-2. ロバストネス

第1のポテンシャルな問題点は結果のロバストネスである。次節以降で見ると、この分野では非常に多くの変数が経済成長を説明する変数の候補としてあげられている。例えば Sala-i-Martin (1997a) は代表的なものとして62個の変数をとりあげており、これまで公表された全ての研究で取り上げられた変数を総合すると、その数は大幅にそれを上回ると考えられる。それに対してデータが利用可能な国の数は多くても100強であり、自由度の問題から、全ての変数を同時に回帰式の右辺に含めることは不可能である。そこでほとんどの研究者は次のようなアプローチをとることになる。いまある研究者がXという変数の経済成長に対する影響を回帰分析を使って検証したいと思っているとしよう。この時、この人はXに加えて一部の「典型的」と考えられる説明変数のセットを右辺に入れて分析を行うことになる。もし仮にXが他の説明変数と独立であれば問題は生じないが、現実にはそういうことはあまりなく、しばしばそのうちのいくつかとは大きな相関を持ちうる。困ったことに、この時には、Xに関する分析結果は他にどのような説明変数を加えるかで変わってくる。従ってある追加的説明変数のセットを用いたときにXの係数が有意に正だったとしても、この結果は別の追加的説明変数のセットを用いたときには変わってしまうかもしれない。このような場合には当初のXに関する結果は「ロバストではない」ことになる。この問題を最初に正面から取り上げたのは Levine and Renelt (1992) である。彼らは Extreme Bounds Test と呼ばれる検定法で、説明変数のロバストネスを検証した。これは簡単に言えば、Xの係数のロバストネスを見るのに、追加的説明変数のセットをいろいろ変えて回帰分析を行ってみて、係数の有意性が常に保たれるかをチェックするものである。Levine and Renelt の基準は試された全ての追加的説明変数のセットのもとで係数が同一符号で有意の時のみ、その結果をロバストと呼ぼう、というものである。彼らは、この厳しい基準のもとでは、ほとんど全ての変数はロバストではない、という結論を報告している。この結果をまともに受け止めると、クロス・カントリーの成長分析を行うこと自体が無意味であるということになりかねない。Sala-i-Martin (1997a, b) は Levine and Renelt の基準を厳しすぎると批判し、より緩やかな基準に基づいたテストを行っている。その結果、「政治的暗殺の数」をはじめとする多くのよく知られた変数がロバストではないものの、「法治主義」などかなり多くの指標がロバ

ストである、という結論が報告されている。このようにロバストネスの問題は深刻になり得、近年の研究になるほどこの点に関して詳細な検証がなされる傾向にはある。にもかかわらず、Levine and Renelt や Sala-i-Martin と同じくらいの徹底度で研究結果をチェックした論文はあまり見当たらないのが実状である。

II-3. 内生性

もう一つのポテンシャルな問題は説明変数の内生性である。すなわち、我々は回帰式の右辺に含まれる変数が外生変数であるという前提の下で最小二乗法を用いた分析を行うが、実際には経済変数の中には明らかに外生変数、と考えられるものは少ない。典型的な例は投資率である。あとで述べるようにこの変数の係数は普通有意に正となるが、これは必ずしも「投資率の増加が成長率の増加をもたらす」という関係を示しているとは言いきれない。逆に、何らかの他の要因で高成長を遂げている経済では投資の収益率が高まって、それが投資を誘発する、という関係を表している可能性がある。この場合には真の因果関係は逆向きに働いていることになる。この問題を軽減するために時に行われるのは、説明変数として期間平均の代わりに期初の値を使うことである。例えば、被説明変数が1960年から1990年の成長率であったとすると、説明変数としてこの間の平均投資率をとる代わりに、1960年時点の投資率をとることである。もちろん、この方法で内生性の問題を完全にクリアすることはできない。例えば、1960年時点ですでに企業が今後の成長を予想していたとすると、今後の収益率の増加を見越してその時点から多額の投資を行う、という可能性もありうるからである。この場合にもやはり因果関係は成長から投資へ、という方向で流れていることになる。こういったポテンシャルな問題にもかかわらず、筆者はこの解決法がたいいていの場合にはかなりの程度内生性の問題を解消しうる、と考える。もう一つの解決法は、教科書的な作法に従って操作変数法を用いることである。問題となるのは、経済成長に対して完全に外生的であってしかも説明変数と高い相関を持つというような、理想的な操作変数は現実にはめったに存在しないことである。

III. スタンダードな説明変数

この節では、この種のクロス・カンツリー分析ではほとんどの場合に上の回帰式の右辺に加えられる諸変数を取り上げる。これらについてはBarro and Sala-i-Martin (1995)などで詳しく触れられており、またこの論文の主たる関心の対象ではないので、ここでは簡単に言及するにとどめる。

III-1. 初期の一人あたり GDP

例えば、先の例のように被説明変数が1960-90年の一人あたりGDP成長率であったとすると、1960年時点の一人あたりGDP(対数値)が説明変数の一つとして用いられる。この変数の係数を見ることによって、一人あたりGDPに「収束」⁴ないしは「平均回帰」の傾向があるかどうかを検証する。もしこの係数が有意に負であれば、いったん(定数

項及びその他の説明変数から決定される) 長期平均からはずれた GDP は、次第にそこへ向かって戻っていく傾向があることになる。経験的には、以下に述べる3種類の変数を回帰式の右辺に加えた場合には、この係数は有意に負となることが知られている。

Ⅲ-2. 投資率

多くの経済成長モデルによれば GDP にしめる投資の率が高いほど成長率は高くなる。例えば Solow (1956)のモデルでは投資率の増加は定常状態への移行過程での成長率を高める。事実、多くの実証研究によれば投資率の係数は有意に正である。

Ⅲ-3. 教育

最近の経済成長理論における一つの大きな流れは物的資本の蓄積だけでなく人的資本の蓄積も重要だということである(Uzawa (1965),Lucas (1988))。その中でもっとも重視されているのが教育という形での人的投資である。フローとしての教育「投資率」は、通常、初等または中等教育への就学率で測られる。一方、ストックとしての人的資本の量は Barro and Lee (1993)が計測した、初等・中等・高等教育それぞれの卒業者が総人口に占める割合のデータが用いられることが多い。もう一つ比較的によく用いられるのが識字率である。これらの変数は有意に正の係数を持つことが知られている。

Ⅲ-4. 人口成長率

Solow (1956)などの成長モデルによれば、一人あたり GDP の成長率は人口成長率の減少関数であるはずである。このことは右辺の説明変数に人口成長率ないしは出生率を含めたクロス・カントリー分析によって確認されている。

Ⅲ-5. 投資財の相対価格

一部の途上国では、市場に対する政府の介入によって相対価格に歪みが与えられ、投資財価格が極端に高くなっており、これが成長にマイナスの影響を与えていると考えられる。この効果の大きさを見るために、投資財と消費財の相対価格がしばしば説明変数として用いられる。

Ⅲ-6. 政治的安定性

一般に政治的に不安定な国は成長率が低くなると考えられている。クロス・カントリー分析の結果はこれを支持するものとなっている。政治的不安定性の代理変数としては使われる変数は一年あたりの革命・クーデターの数、人口 100 万人あたりの年間平均の政治的暗殺の数などである。

Ⅲ-7. 地域ダミー

しばしば用いられるのが、サハラ以南アフリカ諸国のダミー変数である。その係数は多くの場合有意に負となる。これはすなわち、他のどの変数によっても説明しきれない何らかの理由によって、これらの国々の成長率が低くなっていることを意味している。なぜそうなるのかを明らかにすることは、成長論の今後の大きな課題である。このほか、

ラテン・アメリカ・ダミー、東アジア・ダミーなどがしばしば用いられる。

IV. 経済の開放度と貿易政策

IV-1. 理論的背景

貿易が成長率を恒久的に上昇させる、という考え方は Rivera-Batiz and Romer (1991)によって打ち出された。彼らのモデルにおいては、2つの国が鎖国して独立に R&D (研究開発) を行っていた場合と比べ、貿易を行ったときの方が成長率が高くなる。ただし注意すべきは、彼らの結論は理論的にさほど一般性を持ったものではない点である。例えば、Matsuyama (1992)では、近代部門と非近代部門からなる2部門経済モデルを考えている。近代部門では学習効果(learning by doing)が働き、そこでは生産量が多いほど技術は速く進歩する。一方、非近代部門では技術は停滞している。さて、近代部門に比較優位を持った先進国と非近代部門に比較優位を持った後進国が貿易を開始したとしよう。この時、後進国は非近代部門の生産を増やし近代部門の生産を減らすであろう。このため、技術進歩率は低下してしまう。このように、理論的には、貿易が成長率を上昇させるという考え方は当然のこととは言えないのである。

IV-2. 貿易量に基づく指標

ある国が貿易に対してどのくらい開放的であるかを測るにはどうしたらよいであろうか。最も簡単なやり方は、「開放度」を GDP にしめる貿易量 (輸出、輸入、あるいは輸出+輸入) の割合として定義する方法である。この割合は国民経済計算のデータからすぐに計算できる。この変数を用いた研究は初期のものを中心に数多く存在する(Rodrik (1995)参照)。最近でも例えば King and Levine (1993a)や Knack and Keefer (1997)などはこの変数を用いている。これらの研究においては、この変数は有意に正となっており、貿易の盛んな国ほど成長率が高い、という主張を一応は裏付ける結果となっている。しかしこのような単純なアプローチには批判が多い。当然ながら、経済に占める貿易の比重が高いからといって、その国の政策が貿易に対して開放的であるとは限らない。ヨーロッパの小国は距離的に近い所に経済大国が多いので、それらの国々との貿易量が多くなる傾向がある。しかし、こういった理由によって結果的に貿易量が多いからといって、その国の貿易政策が特に貿易推進的であるとは限らないであろう。

もう一つ比較的簡単に作成できる指標は期間内における輸出の伸び率である。例えば Kormendi and Meguire (1985)は輸出の対 GDP 比率の増加を説明変数として用いている。しかしこの指標には深刻な内生性の問題がついてまわる。つまり、輸出の成長と所得の成長が正の相関を持っているからといって、それは前者が後者を引き起こしていることには必ずしもならない。例えばある国で輸出産業における技術革新が輸出の増大と所得の増大を同時にもたらしたとしよう。この時輸出と所得の成長は正の相関を持つことになるが、これは輸出の増大が所得の増大を「引き起こした」とは言えない。

IV-3. 貿易政策の指標1：観察可能な変数に基づく指標

多くの経済学者は、当然のことながら、貿易量のような多様な要因に左右される変数に頼らず、貿易政策そのものの指標を開発したいと考えた。そのような最初の研究となり、後に大きな影響力を持ったのが Dollar (1991)の研究である。彼は各国の貿易政策の閉鎖度を実質為替レートの過大評価率と変化率の二つによって測ることを提案した。前者は為替レートの購買力平価からの乖離率⁵をパーセントで表し、1976年から1985年までの平均をとったものである。後者は同じ期間におけるこの乖離率の変動係数である。例えば長期にわたって国内価格が国外価格を大幅に上回っているような国では、関税などの貿易政策によって歪みが生じていると推測される。前者の変数はこのような考えに基づいて貿易政策の閉鎖度を測ろうとするものである。一方、後者の変数は、実質為替レートがあまり変動すると貿易に携わるもののインセンティブを低下させ、貿易を阻害する、という理由で加えられている。Dollarはこの二つの変数が一人あたりGDPの成長率に対して有意に負の影響を持つことを示している。

現実経済がある種の理想的な状態からどれくらい乖離しているかをもって貿易政策の歪み具合の指標としよう、という考え方は Edwards (1992)にも共通している。スタンダードな貿易理論によれば、完全競争の下では各国の貿易パターンは要素賦存比率によって決定される。しかしもし貿易政策に歪みがあれば、貿易パターンはこの理論から予測されるパターンから外れるであろう。してみれば、現実の貿易パターンが理論的なパターンからどれだけ外れているかを見ることによって、各国の貿易政策がどのくらい歪みを持っているかがわかるはずである。この考えに基づいた指標を開発したのが Leamer (1988)である。彼は各国の産業別の貿易量を被説明変数、要素賦存量を説明変数とする回帰分析を行った。この分析における残差項が、経済の開放度を表すと解釈される。Edwardsはこの指標をクロス・カントリーの成長分析に導入し、開放的な国ほど有意に早く成長する傾向があることを発見した。Edwards自身が認めるように、この指標の問題点は全貿易量のうち要素賦存量で説明できない部分をすべて貿易政策の表われであると解釈している点である。現実には国民の選好なども貿易量に影響しうる。Rodrik (1995)は例として、Leamerの指標によればモロッコ・インドネシア・コートジボアールなどがアメリカやカナダと同じくらい開放的であることになってしまう、という点を指摘し、この指標の信頼性に疑問を投げかけている。また、Edwardsの分析にはきわめて限られた数の説明変数しか用いられておらず、結果がロバストであるかどうかにも疑問がある。

より直接的に観察可能な変数によって貿易政策を測ろう、という試みも存在する。代表的なものとしては、平均関税率、数量的制限のカバレッジ（どの位の品目に対して制限が存在するか）、関税徴収率（総輸入額に対する関税収入額の比率）があげられる。これらを用いた研究としては Edwards (1998)がある。彼は平均関税率と関税徴収率はTFP成長率に有意に負の効果を持つが、数量制限についてはその係数は負だが有意ではない、という結果を示している。なお、これ以外では Anderson (1994)が関税率を加重平均して得られる指標を導出している。ただしこの指標は計算に必要とする情報量が多く、23カ国についてしか計算されていない。

これと関連して、非常にポピュラーな変数として外国為替の闇市場プレミアムがあげられる。この変数は一人あたり GDP の成長率に対して有意に負の効果を持つことがしばしば観察されている(Easterly (1993)、Edwards (1992, 1998)、Barro and Sala-i-Martin (1995) など)。この変数がしばしば貿易に対する閉鎖度の指標と考えられる理由は次の通りである。一部の国内産業を優遇するために政府が取りうる一つの有力な手段は外国為替を実勢よりも安いレートで優先的に割り当てることである。これによってその産業では割安の価格で外国から原材料等を輸入できる。この時には経済のほかの部門で外国為替に対する超過需要が発生し、闇市場においてプレミアムつきで取引されることになる。このプレミアムは政府が市場に加える歪みが大きいほど大きくなるであろう。

貿易政策を評価する上での問題は、政策には、観察可能な側面に限っても、上記のような多面性があることである。したがって、そのほんの一側面だけを捉えた単一の指標によって経済の開放性が測れる保証はない。できれば多様な指標を結合した統一的な指標を得ることが望ましい。そこで Sachs and Warner (1995)は5つの指標をもとにした開放度指標を提案した。彼らはある年においてある国が開放的であるかどうかを0か1の値をとる指標で表すことを考えた。この基準では、次の5つの条件すべてを満たした国のみが開放的であると判断される。それは、数量制限がカバーする範囲が貿易の40%以下であること、平均関税率が40%以下であること、外国為替の闇市場プレミアムが20%以下であること、社会主義体制をとっていないこと、主要な輸出財について国家独占がしかかれていないこと(marketing board が存在しないこと)、である。このうち一つでも満たしていなければその国は閉鎖的であると判定される。この指標を使って彼らは次のような推定結果を示している(カッコ内はt値)。

$$g = (const) - 1.269 LGDP + 2.450 OPEN + 2.568 SEC + 0.308 PRIM \\ (-3.765) \quad (5.403) \quad (1.385) \quad (0.335) \\ - 6.107 GOV - 0.090 REVCOU - 1.699 ASSASSP - 1.020 PRI + 5.662 INV \\ (-1.906) \quad (-0.119) \quad (-1.251) \quad (-2.656) \quad (1.708)$$

ここで、左辺の g は一人あたり実質 GDP の成長率(%表示、1970年から1989年の平均)である。右辺は、 $const$ が定数項(値は省略)を、 $LGDP$ が初期の一人あたり GDP(対数)、 $OPEN$ が彼らの開放度指標、 SEC が中等教育就学率(1970年)、 $PRIM$ が初等教育就学率(同)、 GOV が政府支出の対 GDP 比率、 $REVCOU$ が革命とクーデターの数(1970年から1985年までの平均)、 $ASSASSP$ が政治的暗殺数(同)、 PRI が投資財価格の世界価格からの乖離(1970年)、 INV が投資率(1970年から1989年までの平均)である。サンプル数は79、修正済み決定係数は0.538である。上記の結果は、他の条件一定にして、貿易に対して開放的な国の方が閉鎖的な国よりも年率約2%速く成長する、という結果を示している。この研究の問題は指標の作り方に恣意性があること、及び各国を開放的グループと閉鎖的グループに単純に二分してしまうことであろう。

IV-4. 貿易政策の指標2：主観的な指標

上記のような、観察可能なデータのみには頼るのではなく、多面的な貿易政策の開放度を

主観的に評価してやろう、という研究もある。Edwards (1998)は3種類の指標を取り上げている。それらは World Bank (1987)、Johnson and Sheehy (1996)、Michaely 他(1991)である。いずれも、研究者が各国の貿易政策に関する自分の知識をもとに作成した、主観的な指標である。Edwardsはこのうち前2者がTFP成長率に対して有意で、期待された効果を持つことを示している。これらのアプローチには各国に関する細かい知識を生かして多面的な要素を統合した指標を作ることができるという利点がある。しかしその一方で作成過程に恣意性が入り込むという批判は免れない。例えば World Bank の指標は1963-1973年の韓国の貿易政策を「非常に開放的」としたが、これに対しては早くから多くの経済学者が、韓国の開発政策においては政府による介入が非常に重要であったとして、疑念を呈している(Edwards (1993))。

IV-5. Frankel and Romer (1999)の操作変数法アプローチ

これまでIV-3とIV-4で紹介してきた諸論文は、貿易政策を直接評価する指標さえ作れば、政策が経済に及ぼす効果を測定することは可能だ、という考え方に基づいていた。しかし、貿易政策はそれ自体が内生変数である。ある国の保護的貿易政策は、貿易収支の危機的状況を救うために打ち出されたものかもしれないし、腐敗した政府がレントを稼ぐために課したものかもしれない。そういった場合には、データの表面に表れる貿易政策と成長の関係をいくら正確に測っても、その関係は実は貿易政策を裏で支配している変数の成長に対する影響を表しているに過ぎないのかもしれない。その場合には、推定された関係を用いて、例えば、「もし世界銀行が(外生的に)貿易保護を撤廃させたらどうなるか?」といった疑問には答えることはできないことになる。これに対し、Frankel and Romer (1999)は問題設定を変更し、貿易政策とは無関係に外生的な理由で貿易量が増加したときに成長率がどう変わるかを計測しようとしている。彼らは貿易相手国からの距離などの地理的要因が各国の貿易量に有意な影響を与え、しかも経済的な要因に対しては外生的である点に目をつけた。そしてこれらの地理的変数を操作変数として、貿易量が一人あたり所得(成長率ではない)に与える影響を計測した。その結果、その影響は有意に正であり、係数の大きさは操作変数を使わずに単に最小二乗法を用いた場合とほとんど変わらないことが示された。

IV-6. 技術革新と貿易

ここで、いままで紹介してきた流れからはやや外れるが、技術革新に果たす貿易の役割を追求した研究を紹介しておこう。この分野におけるパイオニア的研究はCoe and Helpman (1995)である。彼らは、上に挙げた一連の研究に見られた、どんな相手とでもともかく貿易すれば技術が進歩して経済も成長する、という単純な考え方から一段議論を進歩させている。彼らによれば、貿易がどの程度技術革新を促進して成長に寄与するかは、貿易相手国の技術水準に依存するはずである。すなわち、同じ量を輸入するのでも、技術水準の低い国から輸入するよりは、技術水準の高い国から優れた製品を輸入した方が、相手国からより多くのことを学ぶことができるはずである。したがって、貿易に伴う技術の伝播は、単に貿易の総量によって測ることはできない。この考えに基づき、Coe and Helpmanは国別に「貿易相手国のR&Dストック」データを構築した。これは、

各国の貿易相手国の技術水準（それまでの R&D 支出の蓄積で測られる）をその国からの輸入が総輸入に占める比率で加重した和をとったものである。彼らは自国の R&D ストックとともに、貿易相手国の R&D ストックもその国の全要素生産性(Total Factor Productivity, TFP)の成長率に有意に正な影響を持つことを示したのである。ただしこの研究に対しては Keller(1998)の批判が存在する。彼は各国の貿易相手国の技術水準を輸入比率で加重して和をとる代わりに、乱数を発生させて得られたウェイトで加重した和をとることを試みた。驚いたことに、このように何の根拠もなく作られた変数もやはり全要素生産性の成長率に有意に正の影響を持つことが示された。つまり、ウェイトはなんでもよい、ということになる。そうであるならば Coe and Helpman は貿易が技術伝播の媒介となることを示したことはない。一方、Keller (1999)は中間財（機械類）の貿易に限って分析を行い、技術的なリーダー国からの輸入比率が高い国ほど全要素生産性の成長率が高くなる、という結論を得ている。

IV-7. 評価

以上のように、この分野では、貿易政策のより優れた指標を導くにはどうしたらよいか、というテーマを中心に研究がなされてきた。しかしその結果として、貿易政策に関してあまりに多くの指標が提示され、どれを使ったらよいかわからない、より正確には、どの指標も単一では不十分、といった現状になってしまっている。この状態に対応するため、Edwards (1998)は、一つの回帰式を推定するのにできるだけ多くの指標を交代で試してみ、どれを使っても結果はほぼ同じ、ということをもって貿易政策の影響のロバストさを示そうとしている。また彼の研究では、主成分分析によって指標間の共通の変動をデータから抽出しよう、という試みも為されている。この分野の研究ではまた、回帰式の右辺に含まれる貿易政策指標以外の説明変数のセットが変化したときの結果のロバストさ、という問題も完全に解決されたとは言いがたい。たとえば Rodriguez and Rodrik (1999)のサーベイは、Dollar (1991)の研究結果が、このような意味で脆弱なものであることを示している。しかも、仮にこれらの問題をクリアできたとしても、IV-5 で取り上げられた内生性の問題を回避することは容易ではない。

このように、どんなに工夫を凝らした貿易政策の指標を作成しても、信頼性、ロバストネス、内生性といった問題をクリアするのは至難の技であるように思われる。筆者の考えでは、今後進むべき方向は、貿易政策自体を測ることに対するこだわりを捨て、Frankel and Romer (1999)のように外生的な貿易量の変化があったときに経済がどう反応するかを研究することである。もちろん、こういった外生的な変化と、貿易政策の変更が同じ影響を持つという保証はない。しかし、前者の影響を測定できれば、それと後者の影響の関係は理論的に求めることが可能であろうと期待される⁶⁷。

V. 金融の発達度

V-1. 理論的背景

金融と成長の関係に関する議論をまとめた最もスタンダードなサーベイはLevine (1997)である。ただし、V-3の株式市場に関する議論についてはあまり触れられていない。

金融の発達が進化を促進する、という考え方は古くから見られる。また、実は因果性は逆であって、経済の成長が金融の発達を促すに過ぎないのだ、という考え方も同じくらい古くから存在する。詳しくはLevineのサーベイを参照されたい。Levineは金融機関・金融市場のもたらす便益として次の5つをあげている。(1) リスクのヘッジ、分散、プーリングを容易にする、(2) 資源配分を効率化する、(3) 経営者の努力をモニターし、企業の効率的運営をコントロールする、(4) 貯蓄を投資のために動員する(死蔵させない)、(5) 財・サービスの交換を容易にする。ただし、Levine自身が注意を促しているように、これらの便益が存在するからといってそれらが経済成長率の上昇につながるものであるかどうかは、理論的には必ずしも明らかではない。

V-2. 金融仲介機関

この分野の研究は、金融仲介機関の発達が進化成長率に与える影響を計測する、ということからスタートした。この目的のために今日的なクロス・カントリー分析をはじめて行ったのはKing and Levine (1993a)であろう。彼らは金融仲介機関の発達という漠然とした概念をデータから測るために、4種類の指標を用いた。第1にLLYと呼ばれる変数であるが、これは銀行(中央銀行を含む)預金をGDPで割ったものである。この値が高いほど金融仲介が発達していると見なされる。この変数はしばしば「金融の深度(financial depth)」と呼ばれている。第2はBANKで、これは民間銀行の供与する信用の量を民間銀行・中央銀行の両者が供与する信用の量で割ったものである。これは、民間銀行の方が中央銀行よりも上に述べた金融仲介の5つの便益を発揮しやすいであろうという考えに基づいている。第3はPRIVATEであり、民間部門に供与された信用を信用供与の総額で割ったものである。第4の変数はPRIVYと呼ばれ、民間企業に対する信用供与のGDPに対する比率である。後2者の指標は、信用を民間企業に供与する銀行の方が、公的企業などを相手に行っている場合と比べて、借り手のモニタリングなど金融仲介の5つの便益を発揮しやすいであろう、という考えに基づいている。このように、彼らの取り上げた変数は一応もつとらしい説明をつけることはできるものの、本当に金融仲介の発達度を測っているといえるのか、若干怪しいものばかりである。例えば第1の変数「金融の深度」については、金融技術の発達した国ほど民間主体が流動性の高い資産に頼らなくなり、かえってその値が低下する可能性がある、という批判が存在する(De Gregorio and Guidotti (1995))。しかしすべてはほかに取りやすいデータがないためのやむを得ない選択であるとも見ることもできるであろう⁸。King and Levineはこれらの変数をクロス・カントリーの回帰分析に含め、そのいずれもが一人あたりGDPの成長率・一人あたり資本ストックの成長率・投資率・技術進歩率のすべてに対して有意に正の効果を持っていることを示している。例えば、次のような推定結果が示されている(カッコ内は標準誤差)。

$$g = (const) - 0.016 LGDP + 0.013 LSEC + 0.070 GOV$$

$$\quad \quad \quad [0.003] \quad \quad \quad [0.002] \quad \quad \quad [0.035]$$

$$+ 0.037 PI - 0.003 TRADE + 0.028 LLY$$

$$\quad \quad \quad [0.031] \quad \quad \quad [0.006] \quad \quad \quad [0.007]$$

ここで、左辺の g は一人あたり実質 GDP の成長率(1960年から1989年の平均)である。右辺は、 $const$ が定数項を、 $LGDP$ が初期の一人あたり GDP(対数)、 $LSEC$ が中等教育就学率(対数、1960年)、 GOV が政府支出の対 GDP 比率(1960年)、 PI がインフレ率(同)、 $TRADE$ が輸出+輸入の対 GDP 比率(同)、 LLY が先の金融の深度(同)である。サンプル数は57、決定係数は0.61である。上記の結果は、他の条件一定にして、金融が発達している国ほど成長率が高くなることを示している。なお、King and Levine (1993b)も類似した分析を行っている。

De Gregorio and Guidotti (1995)は上記の PRIVY に近い変数を用いて、サンプルを分割した回帰分析を行っている。そこでは金融仲介の発達が発達した国にもたらす正の効果は低・中所得国で特に強く、高所得国では有意ではないことが示されている。この結果は、高所得国では銀行以外の金融仲介の手段が発達してくるので銀行部門の大きさが決定的な意味を持たなくなってくることを示していると思われる。また彼らは1970~1980年代のラテン・アメリカにサンプルを限るとこの変数の係数が有意に負に転じてしまうことを示している。彼らはこの結果を、銀行に対する規制が充分でないところで金融が自由化されるとかえって経済に害を及ぼすということの証拠であると述べている。

V-3. 株式市場

近年のこの分野の研究の焦点は金融仲介機関から株式市場に移ってきている。この分野における最初の本格的な研究は Atje and Jovanovic (1993)である。彼らは株式市場の発達度を株式取引額の対 GDP 比率で測っている。そしてこの変数が一人あたり GDP の成長率に対して有意に正の影響を持つことを示している。彼らはその一方で銀行部門の発達度の指標として民間・政府系銀行の供与する信用の対 GDP 比率を前出の変数と同時に回帰式の右辺に含めて、この変数が一人あたり GDP の成長率に対して有意な影響を持たないことを示している。もっとも、彼らの研究には、回帰式の右辺から初期の一人あたり GDP や就学率などの重要な変数が抜け落ちているという問題点がある。

これに対して、複数の指標を使って、通常のカロス・カントリー分析の枠組みにより忠実な研究を行ったのが、Levine and Zervos (1996,1998)である。彼らの1996年の論文では4つの変数が取り上げられている。まず株式市場の規模を表す変数としては(1)上場されている株式の総価値の対 GDP 比率を用いている。株式市場の流動性を表す変数としては(2)株式のターンオーバー率(取引価額の株式総価値に対する比率)と(3)取引価額の対 GDP 比を用いている。また自国の株式市場が国際的な株式市場にどれだけ統合されているかを示す指標として、次のような(4)CAPM統合指標を考えている。CAPM(資本資産評価モデル)によれば、もし統合が完全であれば、自国で上場されているある株式の超過収益率(R_i とする)は世界市場ポートフォリオの超過収益率(P とする)

のみによって (平均的には) 説明されるはずである。すなわち、

$$R_i = a_i + b \cdot P + e_i$$

と書け (ただし a_i は定数、 e_i は平均 0 の攪乱項)、しかも

$$a_i = 0$$

でなくてはならない。逆に、 a_i が 0 から離れているほど、世界市場への統合が進んでいないことになる。Levine and Zernov の CAPM 統合指標は、まず各国の各銘柄について上の式を推定し、 a_i の推定値の絶対値の平均を国別に取ったものである。彼らの 1996 年の論文では以上 4 指標の平均を株式市場の発達度の代理変数として分析を行っている。一方、1998 年の論文ではこれに加えて以下の 2 変数を用いている。(5) APT 統合指標: APT (裁定評価理論) によれば、もし自国の市場が世界市場と完全に統合されていれば、世界市場の超過収益率の変動を説明する共通因子のみで自国の超過収益率を説明することができるはずである (上述の CAPM 統合指標に関する式と同じ意味で)。したがってこの理論からの現実の乖離を (4) の場合と同じようにして測ることで、世界市場への統合の進み具合を測ることができる。最後に取り上げられる指標は (6) 株価のボラティリティである。これらの変数に共通した問題はデータの利用可能な国の数が限られていることである。

彼らの 1998 年の論文では、(1)、(2)、(3) が一人あたり GDP、一人あたり資本ストック、技術水準それぞれの成長率に対して有意に正の影響を及ぼすことが示されている。一方、これらの変数の貯蓄率に対する影響は統計的に有意ではない。これに対し、(4)、(5)、(6) はいずれの被説明変数にも有意な影響を持たない。

もう一つ問題となる点は、これらの株式市場変数が IV-2. で紹介した銀行部門変数と高い相関を持つことである。両者の関係については Demirgüç-Kunt and Levine (1996) が詳細に分析している。したがって単に株式市場変数の係数が有意であるというだけでは、その影響が本当に株式市場から来ているのか、それとも金融部門全般の発達から来るのか分からない。この問題を回避するため、Levine and Zernov (1998) では上記の株式市場変数と同時に必ず IV-2. で紹介した PRIVY を回帰式の右辺に加えている。その結果、株式市場変数(1)、(2)、(3) は銀行部門変数が右辺にあっても有意性を失わないこと、つまり株式市場の発達は銀行部門の発達とは別の経済効果を持つことが示されている。一方、PRIVY の係数は一部を除いて正で有意である。

V-4. 金融抑圧

これまで紹介してきた文献とは別に、政府による金融抑圧 (Financial repression) の経済成長に対する効果に関する分析もいくつか見られる。この分野のサーベイとしては Fry (1997) があげられる。金融抑圧は利子率や外国為替を含む金融価格に無差別に歪みを与える行為として定義される (Fry (1997), p. 754-755)。代表的なものとしては利子率に上限を設定する政策があげられる。Roubini and Sala-i-Martin (1992) は金融抑圧の入った成長モデルを展開している。このモデルでは、政府は代替的金融資産の発達を阻害すること、及び利子率を低く抑えることで民間の貨幣(現金)に対する需要を大きくすることができ

る。これは政府にとっての貨幣発行益の増加につながる。彼らは1980年代の平均実質利子率が-5%以下の国について1、それ以外の国では0の値をとるダミー変数を定義し、この変数が一人あたりGDP成長率に対し有意に負の影響を持つことを示している。Easterly(1993)も同様な結果を得ている。

V-5. 評価

このようにこの分野の研究の発展には目覚ましいものがある。にもかかわらず、金融の発達が経済成長を促すという確固とした証拠が挙げられたとは思われない。第1の問題は、用いられている変数がすべて代理変数に過ぎないことであろう。例えばGDP比で見て銀行部門や株式市場が大きいからといって、金融部門が効率的に機能しているとは限らない。第2の問題は内生性である。上記の結果はすべて、将来的に経済成長が期待される国ではそれを見越して金融取引が活発に行われるようになる、という逆の因果性の表われに過ぎないかもしれない。例えばある国は現在は貧しいが何らかの理由で(例えば技術水準が高い、豊かな鉱物資源が最近発見されたなど)今後急速な成長が期待されているとしよう。この時にはこの国の株式総額はGDPに比べて大きなものになるであろう。その後この国が実際に高い成長を遂げたとしても、それをもって株式市場の発達が成長をもたらしたとは言えないであろう。

しかし筆者の考えでは、これらの研究の最大の弱点は、理論的に言って、これらの変数が必ずしも経済成長に正の影響を与えると考える根拠がもともと薄弱である点である(ただし政府によるあからさまな金融抑圧は別である)。De Gregorio and Guidotti(1995)が述べているように、金融部門の拡大が経済成長に対してプラスかどうかは本来ケース・バイ・ケースであるはずである。Levine and Zernov(1998)らの研究が必ずしも説得力を持たないのは、銀行規制など他の経済条件との相互依存関係を無視して、金融部門の拡大が常に経済成長にとって有益かどうかのみを問題としているからである。むしろ、ある場合には金融部門の拡大は成長に貢献するが、別の場合には逆にマイナスに働く、と言った形で結論を出してくれた方が、よほど信憑性が高くなるのに、と感じるのは筆者だけではないであろう。金融自由化の優等生と考えられてきた東アジアにおける通貨危機の勃発はこういった無条件の金融拡大・自由化礼賛論を一度に押し流す可能性がある。しかしこれが今度は逆に無条件の金融規制礼賛論に反転する事態は避けられなくてはならないであろう。Levine and Zernovらの研究結果は、少なくとも彼らの用いたサンプル期間においてはかなりロバストなものであるように見える。これから求められる研究は、これまでの研究の蓄積を踏まえ、どのような時には金融自由化が経済成長を促進し、どのような環境のもとでは自由化が望ましくないのかを実証的に明らかにしていくことであろう。この点で注目すべきは、Levine(1997a, b)による、金融部門の発達と法制度の間の関係に関する研究である。これについてはあとで述べたい。

なお、クロス・カンツリー・データ以外を用いた分析としてはArestis and Demetriades(1997)やDemetriades and Hussein(1996)による、四半期データを用いた時系列分析がある。しかしこういった手法は、変数間の短期的な関係を調べるには適しているが長期的な因

果関係を検証するには不適切であると筆者は考える。一方では、マイクロデータを使った興味深い研究として Jayaratne and Strahan (1996) と Rajan and Zingales (1998) がある。前者はアメリカの州別データを用いて、各州内の金融機関に対する規制緩和(Bank holding company による支店網展開の許可)が州生産成長率の増加をもたらしたことを示している。また彼らは規制緩和が貸し出し量の増加ではなく、不良債権の減少などの形での貸し出しの質の向上をもたらしたことを示している。後者は41カ国の産業別データを用い、外部金融に依存する傾向の強い産業ほど、金融部門の発達した国においてそうでない国よりもより速く成長する傾向があることを示している。

VI. マクロ経済政策

分別のある(prudent な)マクロ経済政策が経済成長にとって重要であるという考え方も存在する。政策が prudent であるとは、財政赤字・物価水準・対外債務がコントロール下におかれており、無制限に膨張しつづけていない状態を指す。また、為替レートが均衡レートに比べて大幅に過大評価されたレベルでペッグされていないことも条件の一つに加えることができる。比較的早くから使われてきたマクロ経済政策の指標には政府消費の対GDP比がある。この変数は一人あたりGDP成長率に有意に負の効果を持つことがしばしば確認されている(Barro and Sala-i-Martin (1995)など)。また、先にIVでみた外国為替の闇市場プレミアムも、公式レートが過大評価になっているほどプレミアムが大きくなりやすいことから、マクロ経済政策の一つである為替政策の歪みの指標であるとも考えることもできる。

マクロ政策が成長に影響するという考え方ををもっとも明確に打ち出したのが Fischer (1991)である。彼は次のような推定結果を示している(カッコ内はt値)。

$$g = (const, SSA, LAC) - 0.52 LGDP + 11.16 INV + 2.51 PRIM$$

$$(-5.90) \quad (3.91) \quad (2.69)$$

$$- 4.75 INF + 0.17 SUR - 0.33 DEBT$$

$$(-2.70) \quad (4.34) \quad (-0.79)$$

ここで、左辺の g は一人あたり実質GDPの成長率(%表示、1970年から1985年の平均)である。右辺のカッコ内の項は、定数項、サハラ以南アフリカダミー、ラテンアメリカダミー(値は省略)が含まれていることを表している。 $LGDP$ が初期の一人あたりGDP(対数)、 INV が投資率、 $PRIM$ が初等教育就学率(1970年)である。2行目の3変数が各国のマクロ経済政策の指標であり、順に、 INF がインフレ率(1970年から1985年の平均)、 SUR が財政黒字の対GNP比率(同)、 $DEBT$ が対外債務の対GNP比(1980年)である。サンプル数は73、修正済み決定係数は0.60である。この結果は、対外債務は被説明変数に対して有意な影響を持たないものの、インフレ率は有意に負、財政黒字は有意に正の影響を持つことを示している。高インフレが成長率を低下させるという結果は Barro (1997)によっても得られている。一方、Fischer (1993)では、1961年から88年までのクロス・カント

リーと時系列のデータをプールして、一人あたり GDP、資本ストック、生産性それぞれの成長率に対して様々なマクロ政策変数がどのような影響を与えるかを検証している。その結果、インフレ率とインフレ率の標準偏差は3つすべてに有意に負の影響を、外国為替の闇市場プレミアムは資本ストックと生産性の成長率に対して有意に負の影響を持つことが示されている。

Ⅶ. 政府

Ⅶ-1 政府の質

経済成長論の中には政府の質が成長率に大きな影響を与えるという根強い考え方がある。例えば、企業間で結ばれた契約に違反があったときに、法に基づいた処罰が行われる保証がない社会では、本来双方にとって(また社会にとって)有益であるはずの契約も結ばれなくなってしまう可能性がある。また政府が腐敗していて、賄賂を贈る企業に有利な政策をとるような場合には、生産性の高い企業が必ずしも市場で生き残らない可能性がある。また、政府が恣意的な判断で企業をつぶしたり国有化したり、あるいは企業間で結ばれた契約を無効にしてしまうような経済においては、企業は生産的活動に力を入れる代わりに官僚とのこねを作るなどの非生産的活動に時間を注ぐようになるかもしれない。こうした直観を計量経済学的に検証するためには、政府の質を測る指標が必要である。そのために最もよく用いられているのが Knack and Keefer (1995)の指標である。彼らはコンサルティング会社から発行されている International Country Risk Guide をもとに、次の5つの指標を作成している。(1)法治主義の指標、(2)政府の腐敗度指標(贈収賄の頻度など)、(3)官僚制の質の指標(政治家のプレッシャーからの独立性など)、(4)政府により資産が没収・国有化されるリスクの指標、(5)政府による契約の否認または修正の可能性の指標。(1)、(2)、(3)は0から6までのスケールで測られており、6に近いほどより(投資家にとって)望ましいことになる。(4)、(5)は0から10までのスケールで測られており、10に近いほど望ましい。データは多くの場合1982年から始まっている。法治主義「度」などに関する客観的なデータが存在するわけもなく、当然ながらこれらの指標の作り方は主観的である。にもかかわらずこれらを使う経済学者の論理は、そのもとになっている International Country Risk Guide を参考にして実際に多くの投資家が大事な自分のかねの投資先を決めているからには、このデータは信頼性のあるものに違いない、というものである。Knack and Keeferはこの指標を使って次の結果を示している(カッコ内はt値)。

$$g = (const) - 0.692 LGDP + 5.051 SEC - 0.532 PRIM \\ (-4.055) \quad (3.286) \quad (-0.617) \\ - 4.289 GOV - 0.892 PRI + 0.092 ICRG \\ (-1.051) \quad (-2.3) \quad (3.420)$$

ここで、左辺の g は一人あたり実質 GDP の成長率(1974年から1989年の平均)である。右辺は、 $const$ が定数項(値は省略)を、 $LGDP$ が1970年の一人あたり GDP(対数)、 SEC が中等教育就学率(1970年)、 $PRIM$ が初等教育就学率(同)、 GOV が政府支出の対 GDP 比率

(1974年から1989年の平均)、PRIが投資財価格の世界価格からの乖離(1974年)、ICRGが上記5つの指標の和(1982年)である。サンプル数は97、決定係数は0.291である。上の結果は政府の質が成長に有意に正の影響を持つことを表している。一方、Barro and Sala-i-Martin (1995)は上記の5つの指標を、和をとらずに個別に右辺に含めた分析を行っている。その結果、(1)の法治主義指標の係数は有意で正という結果を得ている。しかし一方、それ以外の変数は有意ではない、という結果となっている。よってこれらの指標の重要性に関しては、更なる追試を待たなくてはならない。

関連した研究としてはMauro (1995)もあげられる。彼の分析はBusiness International社のカントリー・リスクに関する指標に基づいている。この指標は同社が各国にいる特派員から得た情報をもとに作成したものであり、やはり主観性の強い指標である。Mauroは数多い指標の中から(1)法システム指標(企業を取り巻く法環境の効率性と清廉さ)、(2)官僚による規制(外国企業が許認可を得る際の規制の厳しさ)、(3)腐敗の3つの指標を取り上げている。データは1980年からのものである。これらはすべて、値が高いほど質が高いことを表している。彼はこの3つの平均を「官僚制の効率性」指標と呼び、この指標が1960年から85年の平均投資率及び一人あたりGDPの平均成長率に対し有意に正の影響を持つことを示している。この結果は(3)の腐敗度指標のみを用いた場合にも大きな変更を受けない。問題となるのは、被説明変数が1960-85年の期間のものであるのに対し、説明変数が期間の終わり近くに当たる1980年のデータをもとにしていることである。したがって説明変数の内生性の問題が深刻になっている可能性がある。Mauroはこの点を考慮して、操作変数を用いた推定も行っている。操作変数は後で述べるETHNICである。その結果、内生性を考慮しても推定結果は大きく変化しないことが示されている。

なお、Hall and Jones (1999)は一人あたりGDPの成長率ではなくレベルを説明する回帰分析の右辺にKnack and Keefer (1995)の指標とSachs and Warner (1995)の経済の開放度の指標の2つを平均したものを含め、これを社会的インフラストラクチャーの指標と呼んでいる。彼らの分析はこの指標が有意に正の係数を持つことを示している。

Ⅶ-2 民主主義

上記のような論理を拡張すれば、政治制度が民主的であるほど成長率が高くなる、という可能性も考えられる。民主的な国ほど、政治家の行為に対する国民からのチェックが働きやすいと期待される。したがって独裁的な政治家が恣意的に経済に介入して資源配分に歪みを発生させる余地は少なくなるはずである。また、Barro (1997)が述べているように、非民主的な政府のもとでは独裁者が法外な課税を行って税収を着服したり効率の悪いプロジェクトに投資してしまう、という可能性もある。だがその一方では、民主主義は成長率を低下させる、という理論的な可能性も存在する。やはりBarroが述べているように、民主主義のもとでは民衆の支持を集めるために富者から貧者への富の再分配がより大規模に行われる可能性がある。このような政策は所得増加のインセンティブを弱めることを通じて成長率を低める可能性がある。したがって理論的には民主主義と経済成長の関係は不確定であり、実証的に検証するしかない。このような目的のためにし

ばしば用いられるのが Gastil (1987 他)の作成した2つの指標である。一つは(1)政治的権利の指標であり、これは参政権の広がり、及び選挙で選ばれたものが実際にどのくらい重要な意思決定に参加できるかを測るものである。もう一つは(2)民衆の自由の指標であり、これは言論・集会の自由などの基本的人権がどのくらい保障されているかを測るものである。どちらも極めて主観的に作成された指標であり、1 から 7 までの値をとる。値が 1 の時がもっとも民主的な状況に対応する。Barro (1997)はこの指標をスタンダードなクロス・カントリーの回帰分析に説明変数として含めた分析を試みている。二つの指標の間の相関が非常に高いため、彼は(1)のみを用いて分析を行っている。彼はまずこの指標を線形の形で右辺に含めた分析を行っている。この場合には、その係数は有意にならないことが示されている。次に彼は、民主度の効果が非線形的である可能性を考慮して、この指標とこの指標の2乗の項を同時に入れることを試みた。その結果、1次の項の係数は正、2次の項の係数は負でいずれも有意という結果が得られた。これはすなわち、民主度が低い段階では民主化は成長を促進するが、ある程度以上民主化が進むと効果は逆転する、ということである。Barroによればこの転換点は大体1994年におけるマレーシア・メキシコの水準である。

VIII. 法と社会

世界銀行のいわゆる Structural Adjustment Program が 1980 年代から 90 年代前半にかけて必ずしも十分な成果をあげなかった、という反省は、政策見直しの気運を生じさせた。特に、それまでの援助政策があまりに単純に市場化、自由化のみを求めすぎてきたのではないかと、という議論が出てきている。これは必ずしも自由化そのものの価値を否定するものではなく、むしろそのための前提条件を問い直そうとする動きである。市場は真空の中に成立しうるものではなく、それを支える法的・社会的な枠組みが確立していなくては自由化は成功し得ないのではないかと、というわけである。そこで近年の研究はどのような法・社会が経済成長の前提条件となるのかを問う研究が盛んになってきている。このような傾向は、経済開放と自由化による成功の模範例と見なされてきた東アジアにおける経済危機と成長の減速によってますます強まってくるのではないと思われる。ここではそのような研究をいくつか取り上げる。法とか社会といったものは経済変数と比べて客観的なデータを得るのが難しい。諸研究がこの問題をどのようにして処理しているのかを紹介する。

VIII-1. 法制度（私的所有権の保護）

各国の法制度を統計的な検証が可能となるような形で国際比較する、という難しいテーマを経済学の立場から取り上げたもっとも重要な論文は La Porta, Lopez-Silanes, Shleifer and Vishny (1998)であろう。この論文自体は経済成長に関するものではないが、あとで見る Levine の諸論文がこのデータを使っているので、紹介したい。この論文は対象を会社法及び倒産・更生に関する法律に限って分析を行っている。データの利用可能性の問題

から、対象国は49カ国に限られている。かなりの数の指標が取り上げられているが、それらは大きく3つに分けることができる。(1)株主の権利に関するもの：株主総会の際に郵便で投票することが認められているか、株主総会の時期に株式を売買することが認められているか、などであり、大半は0か1の値をとるダミー変数である。(2)債権者の権利に関するもの：これは倒産などの時に残された資産に対して債権者がどの位強い優先権を持つかを測るものであり、やはり大半はダミー変数である。(3)法の執行に関するもの：その国で契約がどの位政府によって尊重されるかであり、その大半は前節で取り上げた Knack and Keefer (1995)の政府の質に関する指標である。その中で一つ注目すべきは会計基準の質に関する指標である。これは企業の会計報告書にどれだけ多くの事項が記載されているかを測ったものである。これらの報告書を通じて投資家が必要な情報を得ることができなければ、企業に対して契約の実行を強制することはできない。質の高い会計制度は良好なコーポレート・ガバナンスの基礎となると考えられる。La Portaらはこれら3種類の法の質を表す変数と、各国の法の起源を表す変数の間の関係を検証している。後者は各国の法律を英国法、フランス法、ドイツ法、スカンジナビア法の4系統に分類したものである。その結果、英国法系の国では株主・債権者の権利が強く保護されているのに対し、フランス法系の国では保護がもっとも弱い、という結果を得ている。ドイツ法系、スカンジナビア法系はその中間である。法の執行に関する変数については、フランス法系の国がもっとも弱いという傾向が見られるものの、各国の一人あたりGDPの差によって説明される部分が多い、としている。

Levine (1997a, b)はこのような権利の保護の有無が金融仲介の発達に大きな影響を及ぼし、この影響を通して経済成長に影響を及ぼしていると主張している。Levineは前述の研究で使用された数多くの指標の中から3つのカテゴリーに入るものを取り上げている。その第一は、債権者の権利に関する3つの指標である。債権者の権利がより保護されている国では金融仲介がよりスムーズに進むと考えられる。第二に、法の執行に関わる指標のうち、法治主義指標と没収リスクの指標を、契約の履行が保証されているかどうかを表す指標として取り上げている。第三のカテゴリーは二つの論文で異なっている。1997年論文では、会計基準の質に関する指標が取り上げられている。一方、1998年論文では、各国の法の起源を表す変数が取り上げられている。既に見たように、英国法は債権者の権利をもっとも強くする傾向があり、これは金融仲介を促進する効果を持つのではないかと考えられる。Levineがこの変数に注意を払っているのは、各国の法律の特徴は主に過去にどの国によって占領・植民地化されたかによって決まったために、その後の経済的な状況の変化に対しては完全に外生的であると考えて差し支えない、と彼が判断したためである。

Levineはまず、以上3種類の変数が金融仲介機関の発達に対して、期待されるような方向で、有意な影響を持つことを示している。すなわち債権者の権利が保護されていて政府が契約を重んじる国ほど金融仲介機関が発達する傾向がある。また、英国法系の国はフランス法系の国よりも発達した金融仲介機関を持つ傾向がある。金融仲介機関の発達度を表す変数としては、1997年論文ではV-2で紹介した4種類の変数を交代で用いて

いるのに対し、1998年論文では PRIVY のみに焦点を当てている。以上を明らかにした上で、Levine はこれらの金融仲介機関変数を説明変数の一つとし、一人あたり GDP 成長率、一人あたり資本ストック成長率、生産性成長率のいずれかを被説明変数としたクロス・カントリーの回帰分析を行っている。ただ、V-2 で紹介した諸研究と違い、Levine は金融仲介機関変数が内生的である可能性を認識し、上記の法と契約に関する3種類の変数を操作変数として GMM を用いて分析を行っている。これは各国の法的環境は経済状況の変化によって簡単には影響を受けない外生変数であるという考えに基づいている。特に、法の起源に関する変数は先に述べた理由から外生性が強いと考えられ、理想的な操作変数であるととらえられている。分析の結果は、法的な要因を背景とした金融仲介の拡大は経済成長に対して有意に正の効果を持つ、ということを示している。

Ⅷ-2. 社会の分断

前節まで見てきたように、いろいろな経済政策が成長を阻害する悪質な政策として考えられてきた。そしてこれまで成長率の低かった国、特にサハラ以南アフリカ諸国がこうした「悪い」政策をとってきたことも事実である。しかし、ではなぜこれらの国はわざわざこうした「悪い」政策を選択したのだろうか。その根源的要因として Easterly and Levine (1997) が指摘したのがこれらの国々の社会が多くの ethnic group の間に分断されている、という事実である。よく知られているように、これらの国々の間の国境線は西洋諸国によってかなりの程度恣意的に決定されたために、一つの国の中に様々な ethnic group が混在してその間の勢力争いが激しくなる傾向がある。このような状況下では、経済政策の選定に当たって効率性よりもグループ間の利害関係が重視される可能性があり、最適でない政策が選ばれやすいと考えられる。Easterly and Levine はこのような一国内の ethnic diversity を測る代理変数として、旧ソ連が作成した「ランダムに選ばれた二人の人間が別のエスニック・言語グループに属している確率」を用いている。彼らが ETHNIC と名づけたこの変数はスタンダードなクロス・カントリーの回帰分析において一人あたり GDP の成長率に対して有意に負の影響を持つことが示されている(サンプルはデータ利用可能な全ての国について1960年代、70年代、80年代のデータをプールしたものである)。またこの変数は外国為替の闇市場プレミアム、金融の深度、財政黒字の対 GDP 比、物的インフラストラクチャー(電話の普及率で測られる)といった変数に対しても、成長を妨げる方向で有意な影響を持つことが示されている。また Easterly and Levine は ETHNIC 以外にも「公式言語を話さない人口の割合」、「最もよく使われている言語を話さない人口の割合」、「国民の中からランダムに選ばれた二人が違った言語を話す確率」といった代理変数も試しており、似たような結論を得ている。

しかし、スタンダードなクロス・カントリー回帰分析における各説明変数のロバストさを検証した Sala-i-Martin (1997a) では、この ETHNIC 変数はまったくロバストではないことが示されている。彼によれば、いろいろ説明変数の組み合わせを変えて回帰分析を行ったときに、ETHNIC の係数が有意になったのは全体の1%にも満たなかった。Easterly and Levine の分析とはサンプルが異なるので、直接比較するわけには行かない。にもかかわらず、彼の結果は、ETHNIC の重要さが強調される前に、いましてロバストネスの追試

的検証が行われる必要があることを示唆しているといえよう。

さて、もし ethnic diversity のような今さら変更不可能な要因が途上国の貧困の原因であるとしたら、貧困を解消する方法はなく、状況は絶望的であるように思われる。しかし、最近の Easterly (2000)の研究は政治制度を改善すればそれによって ethnic diversity の悪影響を軽減することができる可能性を示している。この目的のために、彼は先の Easterly and Levine の研究と同じような回帰式の右辺に、ETHNIC、Knack and Keefer (1995)の 政治の質の指標(ICRG)だけでなく、両者の交差項すなわち ETHNIC×ICRG の項を加えている。結果は以下の通りである(カッコ内はt値)。

$$\begin{aligned}
 g = & (60s, 70s, 80s, SSA, LAC) + 0.100 LGDP - 0.008 LGDP^2 + 0.009 LSCH \\
 & \quad (3.92) \quad \quad (-4.62) \quad \quad (1.62) \\
 & -13.763 ASSASSP + 0.011 LLY - 0.018 BMP + 0.179 SUR + 0.004 PHONE \\
 & \quad (-1.53) \quad \quad (1.69) \quad \quad (-3.27) \quad \quad (4.30) \quad \quad (1.76) \\
 & + 0.001 ICRG - 0.039 ETHNIC + 0.005(ICRG * ETHNIC) \\
 & \quad (0.64) \quad \quad (-2.16) \quad \quad (1.98)
 \end{aligned}$$

ここで、左辺の g は一人あたり実質 GDP の成長率(10年代ごとの平均)である。右辺の第1項のカッコ内は、各10年代ごとのダミー、サハラ以南アフリカのダミー、ラテンアメリカダミーが含まれていることを示している(値は省略)。LGDP が一人あたり GDP の対数値(各10年代ごとの初期値)、LSCH が1+平均在学年数の対数値(同)、ASSASSP が政治的暗殺の数(各10年代ごとの平均) LLY が金融の深度(同)、BMP が1+外国為替の闇市場プレミアムの対数値(同)、SUR が財政黒字の対 GDP 比(同)、PHONE が労働者100人あたりの電話数の対数値である。サンプル数は171である。交差項の係数が有意に正であることから、Easterly の当初の主張を裏付ける結果となっている。右辺にはかなり多くの変数が増えられているものの、この研究にはまだロバストネスの点で疑問が残る。例えばなぜ投資率が含まれないのか、あるいはなぜデータの利用可能性の高い就学率を用いずにデータがあまりない平均在学年数を用いているのか、といった疑問が浮かぶ。とはいえ、とりあえずは、政策的努力によって ethnic diversity の悪影響を克服できる可能性を示した結果となっている。

スタンダードなものとはややアプローチが異なるが、この系統で注目すべきは Rodrik (1999)である。彼は Easterly, Kremer, Pritchett and Summers (1993)に従い、各国の1960-75年と1975-1989年間の成長率の差異を説明するのは何かを分析している。Easterly らの結論はそのかなりの部分は外的ショック(交易条件の変化率によって測られる)によって説明される、というものであった。これに対し Rodrik は交易条件変化率の係数がその理論的に予想される効果に比べてあまりに大きいことを指摘した。そして彼は社会内に対立があるときには外的なショックは所得分配上の争いを引き起こし、直接的効果以上に成長率を低下させるのではないかと、いう仮説を立てた。また彼は、政治的制度の質が高いところでは争いをうまく調整することができ、外的ショックの悪影響を抑えることができるのではないかと、考えた。彼はこの仮説を検証するため、(交易条件変化

率) \times (社会内の対立の深さ) \times (政治制度の質の低さ)という交差項を右辺に含めてみた。社会内対立の代理変数としては先のETHNICが、政治制度の指標としてはKnack and Keefer (1995)の民主度の指標が用いられている。その結果、彼は次のような推定結果を得ている(カッコ内は標準誤差)。

$$g = (\text{const}, \text{SSA}, \text{LAC}, \text{EA}) - 0.57 \text{ LGDP} - 0.69 g_{-1} - 1.33 (\text{交差項})$$

$$[0.15] \quad [0.15] \quad [0.33]$$

ここで、左辺の g は 1975 年から 1989 年までの一人あたり実質 GDP の平均成長率である。右辺の第 1 項のカッコ内は、定数項、サハラ以南アフリカダミー、ラテンアメリカダミー、東アジアダミーが含まれていることを表している(値は省略)。LGDP は 1975 年の一人あたり GDP(対数)、 g_{-1} が 1960 年から 1975 年にかけての一人あたり実質 GDP の平均成長率、最後の(交差項)は上に掲げた 3 変数の交差項である。サンプル数は 92、決定係数は 0.57 である。交差項の係数が有意に負であることから、Rodrik の仮説の正しさが裏付けられていると言える。この結果は、社会内対立の代理変数として所得分配のジニ係数が、政治制度の指標として政府機関の質の指標が用いられても変わらない。

筆者の見るところでは Rodrik の回帰分析には重要な変数がいくつか抜けている。例えば、右辺に交差項だけが含められ、1 次の項(例えば交易条件変化率そのもの、ETHNIC そのものなど)が抜け落ちているのはなぜだろうか。また、解釈上の問題も残る。例えば、外的ショックがグループ間抗争に発展するのを防ぐのは政治的制度そのものではなく、実は一人あたり GDP に代表される経済の豊かさではないのだろうか。上記の結果は、政治的制度が経済的豊かさと高い正の相関を持つために生じた、見かけ上の結果ではないのだろうか。(同様の疑問は Easterly の研究についても当てはまる。) こうしたことから、筆者は、この結果のロバストネスについてはさらに厳しく追試を受けなくてはならないと考える。しかし、政府の質は直接成長に影響するのではなく社会内の対立を軽減することを通じて影響を持つのだ、という Easterly と共通した考え方は、VIIで紹介された単純な考え方を一歩進めるものであり、今後も検討に値すると考える。

VIII-3. 信頼と協調

世界銀行の"Social Capital for development"ホームページでは、Social Capital の定義を「人々が協調した行動をとることによって望ましい目的を達成することを可能ならしめるような社会の社会構造に埋め込まれた規範や社会関係」としている。これだけではあまりに漠然としていてよく分からないが、La Porta, Lopez-Silanes, Shleifer and Vishny (1997) はややわかりやすく「社会的に効率的な結果を生み出すためまた囚人のジレンマに見られるような非効率的な非協力的なわなに陥ることを避けるために社会内の人々が協力する性向」(p.333,7-11 行目)と定義している。世界銀行は、この Social Capital は経済取引のコストを引き下げ協調と協力を推進する役割を果たしうる、としている。

Social Capital と経済成長の関係の研究の中でもっともよく知られたものは Knack and Keefer (1997)であろう。彼らは 1981 年と 1990~91 年の World Value Surveys の結果をもとに世界 29 カ国の social capital を測ることを提案した。彼らは主に 2 種類の変数を用い

ている。その第1は TRUST と呼ばれる変数であり、これは1カ国あたり1000人に対するアンケートで「一般的に言って、あなたはたいていの人は信頼できると思いますか、あるいは人を相手にするときにはいくら用心しても用心しすぎることはないと思いますか?」という質問に対し、たいていの人は信頼できると答えた人の割合である。第2の変数は CIVIC と呼ばれる変数であり、どの位市民が協力的であるかを測ろうとするものである。これは「機会があれば税金をごまかす」、「見つけたお金を着服する」などの5つの行為それぞれを正当化されると考えるかどうかに関する質問に対する回答から作成される。回答者は「常に正当化される」を10として、「決して正当化されない」を1とした10段階で評価することになっている。Knack and Keefer はこの数字を逆転させた上で5項目の和をとり、CIVIC と呼ぶことにした。例えば、TRUST を用いた推定結果は次のようである。(カッコ内は標準誤差)。

$$g = (\text{const}) - 0.361 \text{ LGDP} + 2.194 \text{ SEC} + 6.192 \text{ PRIM} \\ \quad \quad \quad [0.131] \quad \quad \quad [1.632] \quad \quad \quad [1.051] \\ - 3.693 \text{ PRI} + 0.082 \text{ TRUST} \\ \quad \quad \quad [0.867] \quad \quad \quad [0.030]$$

ここで、左辺の g は一人あたり実質 GDP の成長率(1980年から1992年の平均)である。右辺は、 const が定数項(値は省略)を、 LGDP が一人あたり GDP の対数値(1980年)、 SEC が中等教育就学率(同)、 PRIM が初等教育就学率(同)、 PRI が投資財価格の世界価格からの乖離(同)である。サンプル数は29、修正済み決定係数は0.55である。この分析には、期間が短く、サンプル数も小さいという問題点がある。また、右辺に含まれる変数のリストも限定されている。とはいえ、とりあえずは、上の結果は social capital が成長率に対して有意に正の影響をもたらすことを示していると考えておいてよいであろう。ちなみに、この結果は CIVIC についても同様であり、また social capital の内生性を考慮して操作変数を用いても変わらない。また彼らは、これら二つの変数が物的資本や人的資本の蓄積に大きな影響を与えることを示している。更に彼らは、同じ Survey をもとに、人々がどのくらい宗教的・文化的・政治的活動に参加するか、という指標も作成している。この指標は経済成長に対して有意な影響を持たないことが示されている。

La Porta, Lopez-Silanes, Shleifer and Vishny (1997)は同じ TRUST を用いて(ただし1990~91年調査の値のみ)、この変数が一人あたり GDP の成長率だけでなく、インフレ率やインフラストラクチャーの充実度などの経済変数、政府の効率性や質、経済における大企業の重要性など、多くの変数に有意な影響を与えることを示している。ただし回帰式の右辺に含まれる変数は TRUST の他には1994年の一人あたり GDP のみであり、結果がどの程度ロバストなものであるかには疑問が残る。また彼らは、TRUST 自体は内生変数である可能性が高いとして、これに影響を与える外生変数として宗教を取り上げている。それは宗教が階層的な縦社会を作り上げているほど市民同士の横の協力は生じにくくなるであろう、という考えに基づいている。彼らは「階層的宗教」と彼らが呼ぶところのカソリック、東方正教会、イスラム教の信者が人口に占める割合が高くなるほど TRUST の値が小さくなることを示している。

Temple and Johnson (1998)は social capability という類似の概念を用い、その指標として Adelman and Morris(1967)の指標を採用している。これは彼らが 1960 年代はじめにおける 60 カ国の社会の状態を「一人あたり GNP」、「都市化の程度」、「マスコミの広がり」、「政党政治の基礎」、「伝統的エリートの強さ」など 24 の指標で表し、その第 1 因子をもって社会の発展度の指標としたものである。Temple and Johnson はこの指標をスタンダードなクロス・カンツリー分析の右辺に含めて、これが 1960 年以降の各国の経済成長を予測する上で役に立つ指標でありえたことを示している。ただし、その係数の有意性はサハラ以南アフリカダミーが右辺に加えられると失われてしまい、その意味でロバストなものではない。

このほか、Guiso, Sapienza and Zingales (2000)ではイタリアの家計のデータを用いて、social capital の高い地域の出身者ほど現金以外の金融商品(小切手・株式など)を使用する傾向が強いことを示している。このことは social capital の蓄積が金融制度の発達を促進する可能性を示している。

このように社会構造と経済成長の関係を探る研究は始まったばかりであるが、今のところロバストネスの検証の詳細さなどにおいてⅢで紹介した金融と成長に関する諸分析のような緻密さの域に達したものは見られない。したがって非常に説得力のある結果が得られているとは言えない。今後の分析に期待したい。

Ⅹ 結語

以上見てきたように、経済成長と政策・制度の関係については多様な視点から数多くの分析が進められてきた。成長論の研究が単なる理論の構築にとどまらずデータとの整合性を追求してきたことは歓迎すべきことである。特に近年は、「自由化促進・健全なマクロ政策」を強調する研究から、「政治的・法的・社会的インフラストラクチャー」を強調する研究に力点が移りつつあることが示された。ただ、既存の研究、特に研究が始まって日が浅い後者のタイプの研究は、結果のロバストネスの検証、説明変数の内生性の取り扱いという点でまだ充分とは言えない。今後の更なる研究の発展が期待される。

文献

- Adelman, Irma, and Cynthia Taft Morris (1967). *Society, Politics and Economic Development*, Baltimore, MD, The Johns Hopkins University Press.
- Anderson, James E. (1994). Trade restrictiveness benchmarks, The World Bank.
- Arestis, P. and Demetriades, P. O. (1997). Financial development and economic growth: assessing the evidence. *Economic Journal*, 107, 783-799.
- Atje, R. and Jovanovic, B. (1993). Stock markets and development. *European Economic Review*, 37, 632-640.

- Barro, R.J. (1991). Economic growth in a cross section of countries, *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.
- Barro, R. J. (1997). *Determinants of economic growth*. MIT Press, Cambridge, Mass.
- Barro, R.J. and Jong-Wha Lee (1993). International comparisons of educational attainment, *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 363-394.
- Barro, R.J. and Xavier Sala-i-Martin (1995). *Economic Growth*, MIT Press, Cambridge, Mass.
- Ben-David, Dan (1993). Equalizing exchange: trade liberalization and income convergence. *Quarterly Journal of Economics*, 108, 653-679.
- Ben-David, Dan (1996). Trade and convergence among countries. *Journal of International Economics*, 40, 279-298.
- Coe, D., and E. Helpman (1995). International R&D spillovers. *European Economic Review*, 39, 859-887.
- De Gregorio, J. and Guidotti, P. E. (1995). Financial development and economic growth. *World Development*, 23, 433-448.
- Demetriades, P. O., and Hussein, K. (1996). Financial development and economic growth: cointegration and causality tests for 16 countries, *Journal of Development Economics*, 51, 387-411.
- Demirgüç-Kunt, Asli and Levine, Ross (1996). Stock market development and financial intermediaries: stylized facts. *World Bank Economic Review*, 10(2), May, 291-321.
- Dollar, D. (1991). Outward oriented developing economies really do grow more rapidly: evidence from 95 LDCs, 1976-85. *Economic development and cultural change*, 40(3), 523-544.
- Easterly, William (1993). How much do distortions affect growth? *Journal of Monetary Economics*, 32, 187-212.
- Easterly, William (2000). Can institutions resolve ethnic conflict? Mimeo, The World Bank.
- Easterly, William, Michael Kremer, Lant Pritchett and Lawrence H. Summers (1993). Good policy or good luck? Country growth performance and temporary shocks. *Journal of Monetary Economics*, 32, 459-483.
- Easterly, William and Levine, Ross (1997). Africa's growth tragedy: policies and ethnic divisions. *Quarterly Journal of Economics*, 112, November, 1203-1250.
- Edwards, S. (1992). Trade orientation, distortions, and growth in developing countries. *Journal of Development Economics*, 39, 31-57.
- Edwards, S. (1993). Openness, trade liberalization, and growth in developing countries. *Journal of Economic Literature*, 31, 1358-1393.
- Edwards, S. (1998). Openness, productivity and growth: what do we really know? *Economic Journal*, 108, March, 383-398.
- Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in growth *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 485-511.
- Frankel, Jeffrey A. and David Romer (1999). Does trade cause growth? *American Economic Review*, 89, 379-399.
- Fry, M.J. (1997). In favor of financial liberalisation, *Economic Journal*, 107, 754-770.

- Gastil, Raymond D. (1987 etc.). *Freedom in the World*, Westport CT, Greenwood Press.
- Guiso, Luigi, Paola Sapienza and Luigi Zingales (2000). The role of social capital in financial development, National Bureau of Economic Research Working Paper 7563.
- Hall, Robert E. and Charles I. Jones (1999). Why do some countries produce so much more output per worker than others? *Quarterly Journal of Economics*.
- Jayaratne, J. and Stahan, P. E. (1996). The finance-growth nexus: evidence from bank branch deregulation. *Quarterly Journal of Economics*, 111, 639-670.
- Johnson, Bryan, and Sheehy, Thomas (eds.) (1996). *1996 Index of Economic Freedom*, Washington, The Heritage Foundation.
- Keller, Wolfgang (1998). Are international R&D spillovers trade-related? Analyzing spillovers among randomly matched trade partners. *European Economic Review*, 42, 1469-81.
- Keller, Wolfgang (1999). How trade patterns and technology flows affect productivity growth, National Bureau of Economic Research Working Paper 6990.
- King, R. G. and Levine, R. (1993a). Finance and growth: Schumpeter might be right. *Quarterly Journal of Economics*, 108, 717-737.
- King, R. G. and Levine, R. (1993b). Finance, entrepreneurship, and growth: theory and evidence, *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 513-542.
- Knack, Stephen and Keefer, Philip (1995). Institutions and economic performance: cross-country tests using alternative institutional measures, *Economics and Politics*.
- Knack, Stephen and Keefer, Philip (1997). Does social capital have an economic payoff? A cross-country investigation. *Quarterly Journal of Economics*, November, 112(4), 1251-1288.
- Kormendi, Roger C., and Philip G. Meguire (1985). Macroeconomic determinants of growth: cross-country evidence, *Journal of Monetary Economics*, 16 141-163.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. and Vishny, R. (1997). Trust in large organizations. *American Economic Review*, 87(2), 333-338.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. and Vishny, R. (1998). Law and finance. *Journal of Political Economy*, 106(6), 1113-1155.
- Leamer, E. E. (1988). Measures of openness. In R. Baldwin (ed.) *Trade policy issues and empirical analysis*. University of Chicago Press, Chicago.
- Levine, Ross (1997a). Financial development and economic growth: views and agenda. *Journal of Economic Literature*, 35, 688-726.
- Levine, Ross (1997b). Law, finance, and economic growth. Mimeo, University of Virginia.
- Levine, Ross (1998). The legal environment, banks, and long-run economic growth. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30(3 (part2)), 596-613.
- Levine, R. and Renelt, D. (1992). A sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *American Economic Review*, 942-963.
- Levine, Ross and Zervos, Sara (1996). Stock market development and long-run growth. *World Bank Economic Review*, 10(2), May, 323-339.
- Levine, Ross and Zervos, S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American*

- Economic Review*, 88, 537-558.
- Lucas, Robert E. Jr. (1988), On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.
- Matuyama, Kiminori (1992) Agricultural productivity, comparative advantage, and economic growth, *Journal of Economic Theory*, 58(2), 317-334.
- Mauro, Paolo (1995), Corruption and growth, *Quarterly Journal of Economics*, CX, 681-712.
- Michael, Michael, Papageorgiou, Demetris and Choksi, Armeane (eds) (1991). *Liberalizing Foreign Trade*, Oxford: Blackwell.
- Rajan, Raghuram G., and Luigi Zingales (1998). Financial dependence and growth, *American Economic Review*, 88(3), 559-586.
- Rivera-Batiz, Luis., and Paul Romer (1991). Economic integration and endogenous growth, *Quarterly Journal of Economics*, CVI, 531-555.
- Rodríguez, Francisco and Rodrik, Dani (1999). Trade policy and economic growth: a skeptic's guide to the cross-national evidence, mimeo.
- Rodrik, Dani (1995). Trade Policy and industrial policy reform in (Jere Behrman and T. N. Srinivasan, eds) *Handbook of Development Economics*, vol. 3B, Amsterdam: North Holland.
- Rodrik, Dani (1999). Where did all the growth go? External shocks, social conflict, and growth collapses, *Journal of Economic Growth*, 4(4), 385-412.
- Roubini, N. and Sala-i-Martin, X. (1992). Financial repression and economic growth. *Journal of Development Economics*, 39, 5-30.
- Sachs, J. D. and Warner, A. (1995). Economic reform and the process of global integration. . *Brookings Papers on Economic Activity*, 1-118
- Sala-i-Martin, Xavier (1997a) I just ran four million regressions. National Bureau of Economic Research Working Paper 6252.
- Sala-i-Martin, Xavier (1997b). I just ran two million regressions. *American Economic Review*, 87(2), 178-183.
- Solow, Robert (1956). A contribution to the theory of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- Summers, Robert and Heston, Alan. (1988). A new set of international comparisons of real product and price levels estimates for 130 countries, 1950-1985, *Review of Income and Wealth*, 34(1), March, 1-25.
- Summers, Robert and Heston, Alan. (1991). The Penn World Table (Mark 5): an expanded set of international comparisons, 1950-1988, *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), May, 327-68.
- Temple, Jonathan and Johnson, Paul A. (1998). Social capability and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, August, 113(3), 965-990.
- Uzawa, Hirofumi (1965). Optimal technical change in an aggregative model of economic growth, *International Economic Review*, 6, 18-31.
- World Bank (1987), *World Development Report 1987*, Oxford: Oxford University Press.

World Bank (1994), *Adjustment in Africa: Reforms, Results, and the Road Ahead*, New York, NY: Oxford University Press.

World Bank (2000), *World Development Report 1999-2000*.

¹ この論文の第1稿に関して、大蔵省財政金融研究所のコンファレンス参加者より多くの貴重なコメントを頂いた。また、河合正弘先生(世界銀行)より詳細なコメントを頂いた。ここに感謝したい。なお、この論文に関わる研究に対して財団法人清明会及び文部省科学研究費補助金による援助を受けた。あわせてここに記して感謝したい。

² 横浜国立大学経済学部。電子メールshioji@ynu.ac.jp。

³ グループのホームページ (<http://www.worldbank.org/research/growth/>) を参照されたい。

⁴ 「収束」という用語は経済学では(経済成長論に限っても)あまりに多くの意味で用いられるため、ここで使われている意味での収束はしばしば「ベータ収束」と呼ばれ他から区別されている。

⁵ より正確には、非貿易財価格の影響をできるだけ取り除く必要がある。そのため、Dollarはまず実質為替レートを被説明変数、一人当たりGDPとその2乗、ラテン・アメリカ・ダミー、アフリカ・ダミー、年次ダミーを説明変数とした回帰分析を行う。そしてそこから得られる予測値(predicted value)からの現実の実質為替レートの乖離をもって過大評価度としている。

⁶ 例えば、貿易相手国からの距離が1000キロ増えたときの貿易量の減少は、理論的には貿易コストの増加の効果に対応すると考えられる。その効果と、輸入数量割り当ての増加による貿易量の減少の効果は同じでないであろう。しかし、理論的に二つの効果の間関係を求めることは可能であろう。

⁷ なお、いわゆるクロス・カントリーの回帰分析とは異なるが、Ben-David (1993, 1996)は開放的な経済同士の間では一人あたり所得が収束する傾向が見られるが、閉鎖的な国同士の間ではそういった傾向は見られない、という実証結果を報告している。

⁸ Demirgüç-Kunt and Levine (1996)はこのほかにM3/GDP、(M3-M1)/GDP、銀行の貸し出し利子率と借入れ利子率の差の3変数を検討している。

⁹ <http://www.worldbank.org/poverty/scapital/index.htm>

February 19, 2001

**Public Capital and Economic Growth:
A Convergence Approach**

Etsuro Shioji*

Department of Economics, Yokohama National University

(On leave at the Department of Economics, Duke University

305 Social Sciences Building, Box 90093, Durham, NC 27708-0093

phone 919-660-1855 (valid until April 14), E-mail: shioji@cms.ynu.ac.jp.)

* Key words: economic growth, income convergence, public capital, panel data, GMM. JEL area classification: O40, C23. I thank an anonymous referee for a number of valuable comments. Bentley Coffey has done an excellent job in proofreading the manuscript. I also thank R. Anton Braun and other seminar participants at the International University of Japan, as well as participants at the first TCER macro conference, especially the discussant, Shin-ichi Fukuda. I am grateful to the hospitality of Duke University where I spent the latest stage of the revision for this paper as a visitor. Research for this paper was partly financed by the Ministry of Education of Japan (through the Scientific Research Grant (*Kagaku Kenkyuhi Hojokin*)) and also by the Nikkei Foundation.

Abstract: This paper estimates the dynamic effects of public capital on output per capita. Based on an open economy growth model, I derive a version of the income convergence equation augmented with public capital. This equation is estimated using panel data of US and Japanese regions. Sensible results are obtained when public capital is disaggregated into components. In both countries, the *infrastructure* component of public capital turns out to have significantly positive effects. The implied elasticity of output with respect to infrastructure is somewhere around 0.15. This suggests a modest contribution of infrastructure to postwar growth of the two countries.

1 Introduction

This paper studies the role of public capital in economic growth. Public capital plays a central role in many of the existing growth models. Developers of such models include Barro (1990), Barro and Sala-i-Martin (1992c), Cashin (1995), Fisher and Turnovsky (1998), Futagami, Morita and Shibata (1993), and Glomm and Ravikumar (1994, 1997). Each model presumes that public capital is productive. However the empirical evidence on public capital productivity is mixed, to put it mildly. In fact, most of the recent studies on US regional data, especially the ones that employ panel data estimation techniques, do not find public capital to be productive. For example, Garcia-Milà, McGuire and Porter (1995) find that, under their most preferred specification, the productivity effect of public capital is insignificantly different from zero. Evans and Karras (1994) even find a significantly negative effect in some cases. This kind of evidence seems to undermine the premise of the aforementioned growth models.

This paper re-examines the empirical evidence using a new approach. Existing empirical studies are based on static models which simply postulate a regional production function augmented with public capital. As such, this traditional approach allows us to compute only the *direct effect* of public capital: the initial increase in output per capita in response to a marginal increase in public capital. In contrast, the approach taken in this paper is rooted in a dynamic model of economic growth. First I set up an open economy growth model with public capital. Then I show that public capital not only has a direct effect but also contributes to subsequent growth by encouraging private capital accumulation. This model yields a version of the income convergence equation (Barro and Sala-i-Martin (1992a), etc.), with public capital appearing on the right hand side. The equation is then estimated to recover the model's parameters. This empirical approach allows me to derive the entire *dynamic path* of the effects of public capital. The estimated convergence equation tells us how quickly (or slowly) the economy approaches the new

steady state and it allows us to determine the *overall effect* of public capital: how much the steady state level of output per capita increases in response to an increase in the public capital stock.

This convergence approach is applied to a panel data set of US states and Japanese prefectures. Simply estimating the model with OLS on a pooled sample is likely to produce biased results. Therefore, I employ a variety of dynamic panel data estimation techniques, some of which have been only recently introduced to the growth literature.

I first examine the growth effects of *aggregate* public capital. The results are somewhat unsatisfactory, as the estimates differ completely between the US and Japan. Then, I show that stronger results can be obtained by disaggregating public capital. The main finding is that the infrastructure component of public capital has a significantly positive effect on long run output in both countries. Thus, this paper lends support to the premise of many growth models. In both direction and magnitude, the effects are similar between the two countries; the short run elasticity of output with respect to infrastructure is estimated to be around 0.15. Based on these estimates, I perform a growth accounting exercise for both countries and show that infrastructure has made a modest contribution to postwar growth.

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 develops the theoretical model. In section 3, I derive the equation to be estimated. Section 4 explains the estimation methods and section 5 describes the data. In section 6, I estimate the model using data on aggregate public capital. The equation is estimated again in section 7 but with public capital disaggregated into several components. I discuss some of the implications of the results in section 8. Section 9 concludes.

2 Theoretical Background

This section develops a variant of the conditional income convergence model (refer to Barro and Sala-i-Martin (1992a) for the standard version of the model). Unlike in the conventional model, public capital augments output per capita in the steady state.

The Production Function

The key assumption is that an increase in a region's level of public capital per capita improves that region's productivity. Let us assume that the representative firm in each region has the following production function:

$$Y_t = A \cdot K_t^\alpha \cdot L_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

where Y_t , A , K_t , and L_t are the region's output, the level of technology, the private capital stock, and labor at time t . The parameter α lies between 0 and 1. For the sake of simplicity, I assume that labor is constant over time: population growth is introduced in a technical appendix, which is available upon request¹. I also assume that public capital is constant. Hence,

$$L_t = L \text{ and } G_t = G.$$

The level of technology, A , depends positively on the amount of public capital per capita within the region:

$$A = B \cdot \frac{G}{L}^c \quad (2)$$

Here, B represents the intrinsic productivity of the region. It is assumed to be constant: I introduce technological progress in the appendix. The parameter B is strictly positive while c is nonnegative. Equation (2) implies that an increase in public capital per capita

¹ In the same appendix, I also introduce a third factor of production which is immobile across regions: natural resources or land. The purpose of introducing this additional factor is to study how population inflow might affect the dynamics of output per capita in the presence of overall diminishing returns to labor.

augments productivity, and hence the output of a region through an external effect. Combining equations (1) and (2) implies the following reduced form aggregate production function:

$$Y_t = B \cdot K_t^a \cdot L^{1-a-c} \cdot G^c. \quad (3)$$

To maintain a positive marginal product of labor, I assume that $1 - a > c$.

The Model of Capital Mobility with Adjustment Costs

An empirical model of conditional convergence can be derived from various theoretical models, including the neoclassical growth model (Solow (1956) and Swan (1956)), the model of technological diffusion (Nelson and Phelps (1966)), and the model of endogenous growth with two capital goods (Mulligan and Sala-i-Martin (1993)). Refer to Barro and Sala-i-Martin (1995) for a review. Here I develop an open economy model with capital mobility subject to an adjustment cost for investment. The model is based on section 3.5 of Barro and Sala-i-Martin (1995) but with public capital. This type of model seems most appropriate for characterizing the evolution of regional economies, because a fair amount of capital flows between them. Consider each region as a small open economy. Time is continuous. Each region treats the nation-wide interest rate, r (fixed at a constant rate for simplicity), as exogenous. The representative firm can freely borrow and lend in the nation-wide bond market. When it invests in new capital, the firm pays not only the price of the investment good (one unit of output), but also the adjustment cost:

$$\text{cost of investment} = I_t \cdot \left(1 + \frac{\xi}{2} \cdot \frac{I_t}{K_t} \right),$$

where I_t is investment at time t and ξ is a positive constant. For the remainder of this section, I drop the subscript t to simplify the exposition. Each representative firm maximizes the discounted sum of its net cash flow over its infinite horizon:

$$V = \int_0^{\infty} e^{-rt} (Y - w \cdot L - I \cdot \left(1 + \frac{\xi}{2} \cdot \frac{I}{K} \right)) dt,$$

where w is the real wage, subject to the law of motion on capital accumulation:

$$\dot{K} = I - \delta \cdot K$$

(where δ is the depreciation rate which is a positive constant), given its initial capital stock.

The (present value) Hamiltonian for this problem is

$$H = e^{-rt} Y - w \cdot L - I \cdot 1 + \frac{\xi}{2} \cdot \frac{I}{K} + \mu \cdot [I - \delta \cdot K],$$

where μ is a costate multiplier. Define

$$q \equiv \mu \cdot e^{rt}.$$

Then the first order conditions for the optimization are

$$q = 1 + \xi \cdot \frac{I}{K},$$

$$\dot{q} = (r + \delta) \cdot q - MPK + \frac{\xi}{2} \cdot \frac{I^2}{K^2},$$

and the transversality condition:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-rt} \cdot q \cdot K = 0,$$

where MPK stands for marginal product of capital which is a function of K and some constants (L, G, B, a , and c). The above conditions define a dynamic system in K and q :

$$\dot{K} = \frac{q-1}{\xi} - \delta \cdot K, \quad (4)$$

and

$$\dot{q} = (r + \delta) \cdot q - MPK + \frac{(q-1)^2}{2\xi}, \quad (5)$$

which is fully pinned down by the initial capital stock and the transversality condition.

Steady State

The steady state of the above dynamics is characterized by constant levels of K and q :

$$q^* = 1 + \delta \cdot \xi, \quad (6)$$

and
$$MPK^* = (r + \delta) \cdot (1 + \delta \cdot \xi) - \delta^2 \cdot \xi / 2, \quad (7)$$

where the asterisk superscript indicates a steady state value.

Linearized Dynamics

Next consider linearizing equations (5) and (6) around the steady state with respect to $\ln K$ and q . Using the knowledge from (1), this results in:

$$\begin{matrix} \ln K \\ \& \end{matrix} = \begin{matrix} 0 & 1/\xi \\ (1-a) \cdot MPK^* & r \end{matrix} \cdot \begin{matrix} \hat{\ln K} \\ \hat{q} \end{matrix} \quad (8)$$

where a hat indicates the deviation from the steady state. Denote the negative of the stable eigenvalue of the transition matrix in (8) as β . Imposing the transversality condition obtains the dynamics of the capital stock:

$$\ln K = -\beta \cdot \hat{\ln K}, \quad (9)$$

where
$$\beta = -\frac{1}{2} r - \sqrt{r^2 + 4 \cdot (1-a) \cdot \frac{MPK^*}{\xi}} > 0.$$

Now, let $y = \ln(Y/L)$. Then, from the production function in equation (1),

$$\hat{y} = a \cdot \hat{\ln K}. \quad (10)$$

Combining (9) and (10) gives us the convergence equation:

$$\& = -\beta \cdot \hat{y}. \quad (11)$$

Implications

Equation (11) implies that output per unit of labor converges to the steady state at the rate of β , the “speed of convergence”. In the steady state, although the MPK must be equal across regions (assuming that r , δ , and ξ are the same), this does not necessarily imply equalization of output per unit of labor. To see that, use (3) to get:

$$y^* = \ln MPK^* \frac{a}{1-a} \cdot a \frac{a}{1-a} \cdot B \frac{1}{1-a} \cdot \frac{G}{L} \frac{c}{1-a} \quad (12)$$

This implies that the steady state output per unit of labor could differ across regions due to differences in the intrinsic level of technology (B) and the stock of public capital per capita (G/L). Note that the long-run elasticity of output per capita with respect to public capital is greater than the short-run elasticity of output with respect to public capital in (3): $c/(1 - a) > c$. The long-run elasticity is greater because public capital augments output in the long run not only through its own productivity effect but also by attracting more private investment to the region.

This model is not the only model that produces the above result. The growth model of Solow (1956) and Swan (1956), augmented with the production technology represented by (1) and (2), also produces the same relationship as (11) and (12). Although the expressions for β and MPK^* also differ, the form of the equations are identical. Most importantly, the long-run elasticity of output with respect to public capital per capita, $c/(1 - a)$, is the same.

3 Empirical Specification

Conditional Convergence Model

This section explains how the theoretical model in the previous section is translated into an equation that can be estimated using a panel data set of regions. Consider a country that consists of N regions. The above model implies the following dynamics for a region's output per capita:

$$\dot{y}_i = -\beta \cdot [y_{it} - y_{it}^*] \quad (13)$$

where i is the subscript for a region and y_{it} is the log output per unit of labor in region i , less the average across all regions at time t . The steady state value of y_{it} is y_{it}^* , which will simply be called the steady state output per capita. From the viewpoint of empirical studies, the advantage of taking time deviations is that it eliminates the otherwise tricky time trend from the series. Differencing each observation from its contemporary cross-sectional mean is equivalent to including time dummies for all sample periods as regressors.

Unfortunately data exists only in discrete time. Suppose that data is available every τ periods. To estimate this model, one has to derive the relationship between y_{it} and $y_{it-\tau}$ implied by equation (13). Assuming that y_{it}^* remains constant between $t-\tau$ and t , the relationship is:

$$y_{it} = e^{-\beta\tau} \cdot y_{it-\tau} + (1 - e^{-\beta\tau}) \cdot y_{it}^* \quad (14)$$

Adding a serially independent, mean zero disturbance term u_{it} yields:

$$y_{it} = e^{-\beta\tau} \cdot y_{it-\tau} + (1 - e^{-\beta\tau}) \cdot y_{it}^* + u_{it} \quad (15)$$

Introducing Public Capital

I denote the log of public capital per capita (also defined as the deviation from its contemporary cross-sectional mean) as PUB_{it} . Equation (15) in the previous section implies that the steady state output per capita between time $t-\tau$ and t depends positively on the value of this public capital variable at the beginning of the period ($PUB_{it-\tau}$), assuming that public capital per capita remains constant during the period.

Hence I postulate the following empirical relationship:

$$y_{it}^* = \phi \cdot PUB_{it-\tau} + \tilde{y}_i \quad (16)$$

where ϕ is a parameter corresponding to $c/(1-a)$ in (12) and measures the effect of public capital on steady state output per capita. Estimates of this parameter will be the focus of discussion in later sections. All other factors affecting steady state output per capita, such as the intrinsic productivity of a region (B in (12)), are captured by the region-

specific constant, \tilde{y}_i . Plugging (16) into (15) yields the equation to be estimated:

$$y_{it} = e^{-\beta\tau} \cdot y_{it-\tau} + (1 - e^{-\beta\tau}) \cdot \phi \cdot PUB_{it-\tau} + (1 - e^{-\beta\tau}) \cdot \tilde{y}_i + u_{it}. \quad (17)$$

Comparison with the Conventional Approach

It would be useful to compare the approach outlined above with the traditional approach for estimating the productivity effect of public capital. In the conventional approach, also referred to as the production approach, a production function whose inputs are labor, private capital, and public capital, much like the one presented in (3), is directly estimated. For example, Holtz-Eakin (1994) and Garcia-Milà et. al. (1995) apply this approach to US states panel data. On the other hand, Asako and Sakamoto (1993), Asako et. al. (1994), Doi (1998), Iwamoto et. al. (1996), Mitsui and Ohta (1995), Ohgawara and Yamano (1995), and Yoshino and Nakajima (1999), among many others, apply this to panel data of Japanese prefectures. The approach taken in this paper has three major advantages over the traditional approach. I discuss them in turn.

The main advantage of the convergence approach is that it allows us to derive the entire dynamic path of the effects of public capital. With the traditional approach, one must make strong assumptions on the subsequent adjustment mechanism to derive the long run effects (as is done in Yoshino and Nakajima (1999)), and even then, one cannot derive the transitional path.

Second, the production function approach, which involves regressing current output on the current level of public capital, could be subject to the following three potential bias problems. (i) There is an issue of endogeneity. For example, suppose that an increase in output leads to greater tax revenues for the regional government, and this immediately leads to greater public investment. The positive correlation stemming from reverse causality would bias the estimated productivity effect of public capital upwards. (ii) An increase in public investment may increase contemporaneous output through an

aggregate demand effect. In such case, the production function approach would overestimate the productivity effect of public capital. (iii) It is possible that the productivity effect of public capital materializes sluggishly. For example, a highway would not exert its full productivity effect until its whole route, connecting two major cities, is completed. If public investment is slow to mature, the production function approach would measure only a portion of the true productivity effect. The convergence approach minimizes those three problems by associating current output with the past level of public capital. Obviously, even within the framework of the production function approach, those problems could be resolved by using instrumental variables. But in practice, instrumental variables require a sizable sample to be effective. Given the limitation on the size of our data set, it seems worthwhile to consider a completely different method, and compare its result with those of the traditional approach.

Third, the convergence approach does not require data on the private capital stock, which is notoriously difficult to measure. Estimates for private capital are sensitive to the assumptions on the initial values and depreciation rates. Although public capital data could also contain measurement errors, the use of both private and public capital in the production function approach compounds the measurement error².

Among existing empirical studies, Merriman (1990) is particularly noteworthy because he also compares effects of public capital between the US and Japan using regional data. My paper differs from his in the approach employed, and I also benefit from presence of newer and much larger data sets.

4 Empirical Methods

² I would like to thank an anonymous referee for pointing this out for me.

This section explains the empirical methods for estimation of (17). The most common way to estimate an equation similar to (17) is a cross sectional approach developed by Barro and Sala-i-Martin (1992a). This approach implicitly assumes away any unobserved regional heterogeneity represented by the term $(1 - e^{-\beta\tau}) \cdot \tilde{y}_i$. More recent studies use panel data techniques to exploit the time series dimension of the data. In this case, the data would be for N regions ($i = 1, 2, \dots, N$) for T periods ($t = \tau, 2 \cdot \tau, \dots, T \cdot \tau$). Since there is no agreement yet on the preferred method for estimating a dynamic panel data model, I apply five different estimation techniques.

- (1) **OLS without regional fixed effects (Pooled regression)**: This method estimates equation (17) by regressing y_{it} on $y_{it-\tau}$ and $PUB_{it-\tau}$ using OLS, pooling all data across regions and periods. Consequently, it ignores the possible presence of unobserved regional heterogeneity. When unobserved heterogeneity is indeed present, this approach estimates β with a downward bias (Hsiao (1986)).
- (2) **OLS with regional fixed effects (LSDV)**: One way to deal with the problem of unobserved heterogeneity is to add regional dummies for the N regions. Performing OLS on this system is often called LSDV (Least Squares Dummy Variables). Islam (1995) applies this method to the Summers and Heston (1991) data set, while Canova and Marcet (1995) and De la Fuente (1996) apply related methods to other data sets. They all yield relatively high values for the estimated β . Asymptotics show that the LSDV estimator for β is biased upward as N goes to infinity but T remains finite (Nerlove (1971) and Nickell (1981))
- (3) **GMM(DIF)**: Arellano and Bond (1991) propose an alternative approach. It eliminates the region specific constant through differencing. In the context of the model in equation (17), differencing results in:

$$y_{it} - y_{it-\tau} = e^{-\beta\tau} \cdot (y_{it-\tau} - y_{it-2\tau}) + (1 - e^{-\beta\tau}) \cdot \phi \cdot (PUB_{it-\tau} - PUB_{it-2\tau}) + (u_{it} - u_{it-\tau}). \quad (18)$$

This equation cannot be estimated by OLS, because $u_{it-\tau}$ in the error term is

necessarily correlated with $y_{it-\tau}$, a regressor on the right hand side. However, note that the lagged values of the original dependent variable ($y_{it-2\tau}, y_{it-3\tau}, \dots, y_{i0}$) are orthogonal to the error term but correlated with $y_{it-\tau} - y_{it-2\tau}$ on the right hand side. The former orthogonality conditions can be exploited to produce a GMM estimator. Following Blundell and Bond (1998), I call this method GMM(DIF). In this paper, I assume that the public capital variable is predetermined, though not strictly exogenous. This implies that its past values (lagged more than once) can be used as instruments. The estimator for β in this case is asymptotically consistent as N approaches infinity, even when T stays finite. Caselli et. al. (1996) apply this method to the Summers-Heston data set and come up with a high estimated speed of convergence ranging from 6.8 to 13.5%. There are at least two known problems with this approach (Arellano and Bond (1991) and Kiviet (1995)). First, the estimator for β is still biased upwards when N is finite, especially when the true β is close to 0. The second problem is inefficiency.

(4) **GMM(SYS)**: Blundell and Bond (1998) propose a new GMM approach to deal with the small sample bias problem of GMM(DIF). They estimate a system that consists of two kinds of equations: the differences form of (18) and the levels form of (17). For the latter, Blundell and Bond show that, under certain conditions on the initial values, the past growth rate, $y_{it-\tau} - y_{it-2\tau}$, can be used as an instrument for $y_{it-\tau}$ on the right hand side of (17). They call this estimator GMM(SYS). Bond, Hoeffler and Temple (1998) first introduced this approach to the growth literature by applying this method to the Summers-Heston data set. They found a considerably lower estimated speed of convergence than Caselli et. al. (1996).

(5) **LSDV-C**: Kiviet (1995) proposes a way to reduce the bias associated with the LSDV technique. First, he derives a formula that approximates the value of the bias. Then, this value is subtracted from the original LSDV estimate. The problem is that this approximated bias depends on the unknown true values of the parameters. Kiviet proposes using unbiased estimators for the parameters in place of the true values to compute the approximate bias. I call this method the corrected LSDV (LSDV-C). In

Kiviet's Monte Carlo experiments, this LSDV-C estimator yields a lower standard deviation across draws than the GMM(DIF) estimator. A major disadvantage with this method is that the formula for the standard error around the estimate is still unknown.

Before proceeding, recall that our growth model assumed that the population growth and technological progress rates were zero. Those assumptions are obviously unrealistic. However, we could relax them and still use the above empirical techniques to estimate equation (17). The technical appendix shows that, as long as each rate can be written as the sum of a region-specific and a period-specific terms, we can use approaches (2)-(5) above (the pooled regression approach requires that the rates are time specific constants). For example, denoting the population growth rate of region i between time $t-\tau$ and t as n_{it} , we require that it can be written as $n_{it}=n_i+n_t$, where n_i and n_t are the region-specific and period-specific terms, respectively

5 Data

Output per Capita

For the US, I use Gross State Product (GSP) per capita as the index for output. Data for 1963-1978 was extracted from the web site of Xavier Sala-i-Martin³ and data since 1978 from the web site of the Bureau of Economic Analysis (BEA). These two series are connected at 1978 using growth rates. Data on the population also comes from the BEA web site. I choose τ , the length of the time interval between observations, to be equal to 5; thus I use the data from the years 1963, 1968, 1973, 1978, 1983, 1988 and 1993 for the 48 contiguous states. For the Japanese prefectures, I use prefectural GDP divided by the number of Employed Persons (employed within each prefecture). Note that both the

³ I multiply "GSP per capita", downloaded from the web site, by "Population", also available in the same site, to derive GSP.

denominator and the numerator are for activities undertaken within each region. Consequentially this variable is not subject to the problems that stem from the large proportion of cross prefectural commuters in Japan (see Barro and Sala-i-Martin (1992b) for the extent of such commuting). Data on GDP comes from the Economic Planning Agency (EPA, 1991) for the period from 1955 to 1974 and from the EPA (1998a) for the period from 1975 to 1995. Data on Employed Persons comes from Doi (1998) for the period 1955-1974 and from the EPA (1998a) for 1975-1995. Japan contains 47 prefectures but I exclude Okinawa due to missing value problems, which leaves 46 cross sectional units in the sample. Setting τ equal to 5, I use data from 1955, 1960, 1965, 1970, 1975, 1980, 1985, 1990 and 1995.

Public Capital

State-level data on public capital for the US is the “total of public capital by state and local governments” series in the Holtz-Eakin (1993) data set⁴. This series is available for 1960-1988 (note that the public capital variable enters with a lag, so we do not need to use its value from 1993, the last year of the sample). I divide each element of this series by the state’s population (source: BEA), constructing the “PUB” variable. Data on public capital by prefecture for Japan is taken from the EPA (1998b). The EPA reports data on 14 types of public capital for each of the 47 prefectures. I define aggregate public capital as their sum. The data is available in five year increments from 1955 to 1990. The data is also available for 1993. Again, I do not need the numbers for 1995 for estimation. I divide this by the number of Employed Persons to construct a value for public capital per capita.

Sectoral Variables

National economies are subject to various sectoral shocks, such as productivity and price shocks. Due to differences in the industrial structure across regions, these shocks

⁴ Note this series does not include public capital owned by the federal government.

may not affect all regions in the same way. If the changes in public capital are correlated with the region-specific effects of such shocks, their presence may bias the estimated effect of public capital on output. To account for these shocks, I introduce various sectoral variables to my analysis. Details of their construction are given in the Appendix. For the US, I include variables for agriculture, mining, manufacturing and “motor vehicles and equipment”. For Japan, I include variables for agriculture and manufacturing.

6 Results with Aggregate Public Capital

In this section, the growth effects of aggregate public capital are explored. The results are completely different for the two countries: aggregate public capital appears to be completely unproductive in the US, contrary to the model’s prediction. It is estimated to be significantly productive in Japan. Later in this paper, I will show that disaggregating public capital mitigates the apparent discrepancy between the US and Japan considerably.

In Table 1, equation (17) is estimated with the five techniques mentioned in section 4. Panel A is for the US and Panel B is for Japan. The sample periods are 1973, 1978, 1983, 1988 and 1993 for the US ($T_{US} = 5$), and 1965, 1970, 1975, 1980, 1985, 1990, and 1995 for Japan ($T_{JPN} = 7$). The first two observations have to be dropped due to using one observation (that of 1968 for the US and 1960 for Japan) as an initial value (y_{i0}) and another observation for differencing in the GMM cases. The numbers of cross sectional units are 48 for the US ($N_{US} = 48$) and 46 for Japan ($N_{JPN} = 46$). The table shows the estimated speed of convergence (β), and the estimated steady state effect of public capital (ϕ). The estimated coefficients on the sectoral variables are omitted from the table to save space (they are available upon request).

Table 1: Model with Aggregate Public Capital⁵

A: US

	Pooled	LSDV	GMM(DIF)	GMM(SYS)	LSDV-C
β	0.055 (0.009)	0.284 (0.047)	0.254 (0.040)	0.164 (0.026)	0.179
ϕ	0.572 (0.104)	-0.042 (0.079)	0.055 (0.085)	0.407 (0.124)	-0.034
Sample size	N=48, T=5; N×T=240				

B: Japan

	Pooled	LSDV	GMM(DIF)	GMM(SYS)	LSDV-C
β	0.055 (0.007)	0.104 (0.013)	0.063 (0.010)	0.076 (0.011)	0.059
ϕ	-0.000 (0.069)	0.335 (0.079)	0.590 (0.126)	0.236 (0.102)	0.384
Sample size	N=46, T=7; N×T=322				

Note 1: Standard errors in parentheses.

Note 2: Coefficients on the sectoral variables omitted.

Starting with the estimated β , the results are broadly consistent with previous findings in the literature. First, β is always significantly positive, implying (conditional) convergence. Second, the LSDV estimates are much larger than the pooled regression estimates in both countries. However, notice that the GMM(DIF), the GMM(SYS), and the LSDV-C estimates are all smaller than the LSDV estimates, often much smaller. This suggests that

⁵ With this “full” specification it was not possible to compute the Sargan’s test statistic for over-identification in a reliable manner. Using the notation of Arellano and Bond (1991), the matrix $\sum_{i=1}^N Z_i' \cdot \hat{v}_i \cdot \hat{v}_i' \cdot Z_i$, where \hat{v}_i is the residual vector and Z_i is the matrix of instruments for region i , was not positive definite. This is presumably due to rounding error problems. I could however derive the statistic by limiting the number of instruments. I set the maximum number of lagged dependent and exogenous variables used as instruments for equation (18). For the US, I set the maximum at 4 (that is, use $y_{it-2\tau}$ to $y_{it-5\tau}$ and $PUB_{it-2\tau}$ to $PUB_{it-5\tau}$). For Japan, I had to set the maximum at 2, as the sample is larger. With this modification, the restrictions were never rejected. In the case of GMM(DIF), the p-values were 47% for the US and 36% for Japan. For GMM(SYS), they were 64% for the US and 82% for Japan. Also, I conducted the m2 test for second order serial correlation in errors (Arellano and Bond (1991)) for GMM(DIF), in the same setting. The p-values were 26% for the US and 16% for Japan. The other estimation results were

the LSDV estimates are severely biased. Third, except for the pooled regression case, the estimated β is much higher for the US than for Japan. This may be due to more heterogeneity and therefore larger idiosyncratic short run variations in relative incomes in US states, which tend to push the estimate upward (Shioji (1997) and De la Fuente (1998)).

As for the estimated ϕ 's, the two countries are quite different. In the US panel, the estimates from pooled/GMM(SYS) are positive and highly significant, while those from LSDV/GMM(DIF)/LSDV-C are small and insignificant (for the LSDV and the GMM(DIF) cases). In contrast, in the Japanese panel, the estimates from the LSDV/GMM(DIF)/LSDV-C group are positive and highly significant (for the first two methods). On the other hand, the estimate from the pooled regression is insignificant, and the GMM(SYS) estimate is significantly positive but smaller than LSDV/GMM(DIF)/LSDV-C estimates⁶.

The preceding results for ϕ are similar to those for the productivity effects of public capital estimated with the production function approach. For the US states, Holtz-Eakin (1994) and Garcia-Milà et. al. (1993) argue that the pooled regressions in the production function approach are likely to overestimate the productivity effect of public capital. Because the US state and local governments are largely self-financed, wealthier states with larger output per capita can afford to have larger public capital per capita than poorer ones, causing a positive correlation between the two variables. For Japanese prefectures, Iwamoto et. al. (1996) argue that pooled regressions tend to underestimate the productivity effect of public capital because, in Japan, the central government's large-scale regional redistribution policy allocates public capital more favorably to poorer prefectures. This creates a negative correlation between output per capita and public capital. For the

nearly the same as those in Table 1.

⁶ When the sectoral variables are omitted, the GMM(SYS) estimate becomes insignificant.

same reasons, I conclude that the pooled regression estimates, using the convergence approach, in Table 1 are likely to be biased. GMM(SYS) produces results that are similar to pooled regressions. I conjecture that when instruments are weak, GMM(SYS), which involves equations in levels form, cannot properly handle the endogeneity problem. In the technical appendix, I illustrate this point using a simple example of a static model with one regressor. Thus, I argue that those methods that purge the average cross sectional variations from data either with dummies (LSDV and LSDV-C) or through differencing (GMM(DIF)) are much more reliable. Based on my results using those methods, I would conclude that the effect of aggregate public capital per capita on long run output per capita is insignificant in the US and significantly positive in Japan. The rest of the paper examines this perceived gap in productivity of public capital across the two countries.

Finally, as was discussed in section 4, the estimated speed of convergence (β) from both LSDV and GMM(DIF) could well be biased upward in a small sample. This problem becomes even more serious in the presence of measurement errors (see Shioji (1997)). Even the LSDV-C estimate could be biased, as it uses the GMM(DIF) estimates in calculating the approximate bias. Yet, Monte Carlo experiments by Kiviet (1995) show that the estimated coefficients on exogenous variables tend to be less biased. Hence, the estimated coefficient on *PUB*, which I will denote κ , is less likely to be biased than the estimate for β . This means that the estimated long run effect of public capital, ϕ , which is recovered as $\phi = \kappa / (1 - e^{-\beta\tau})$, is likely to be under-estimated. Thus, the estimates in Table 1 can be considered as likely lower bounds for the true effects.

7 Disaggregating Public Capital

Surely public capital is highly heterogeneous. Different types of public capital serve different purposes. For example, the purposes for building schools are very different from those for streets and highways. The empirical framework of this paper can be modified to

examine if different types of public capital have different effects on productivity.

The Holtz-Eakin data set for the US classifies public capital into four categories: “education”, “streets and highways”, “sewage”, and “utilities”⁷. Holtz-Eakin (1993) agglomerates these four into two broader groups:

(1) **Education:** “education”

and (2) **Infrastructure:** “streets and highways” + “sewage” + “utilities”.

I follow this broader classification in grouping public capital to examine their different effects on long run output per capita.

For the sake of comparison, I wanted to group different types of Japanese prefectures’ public capital into broader categories akin to the notions used for the US. But the Japanese data set covers somewhat broader range of types of public capital than the US data set. Several of the 14 types of public capital listed in the EPA (1998b) are difficult to be classified as either “Education” or “Infrastructure”. I decided to classify these 14 types into four groups, rather than two. The four groups and their subcategories are⁸:

(1) **Education:** “education”

(2) **Infrastructure:** “public housing”+“sewage”+“garbage disposal”
+“water”+“city parks”+“roads”+“ports”+“airports”+“industrial water”

(3) **Conservation of National Land:** “mountains” + “rivers” + “coasts”

(4) **Agriculture and Fishery:** “agriculture and fishery”.

The definition of the latter two groups is drawn from public investment classification in

⁷ In 1988, “education”, “streets and highways”, “sewage” and “utilities” were 20.2%, 34.5%, 7.5%, and 13.2%, respectively, of the US total public capital. The numbers do not add up to 100% due to the way Holtz-Eakin constructed these series.

⁸ As of 1990, the share of “Education” in total public capital was 12.1% for the whole Japan. Those of “Infrastructure”, “Conservation of National Land”, and “Agriculture and Fishery” were 60.6%, 13.5%, and 13.7%, respectively.

the *Report on Administrative Investment* (the Ministry of Home Affairs)⁹.

The roles of these various types of public capital are modeled in the following way. I assume that the level of technology, A_t , depends on each type of public capital per capita, instead of total public capital per capita as is assumed in equation (2). Assume that the relationship can be written as:

$$A_t = B \cdot \prod_{j=1}^J (G_{jt} / L)^{c_j} . \quad (19)$$

In equation (19), j stands for each of the above numbered groups of public capital (thus $J=2$ for the US and $J=4$ for Japan). For both countries, I take the log of each G_{jt} / L and then take its deviation from the contemporaneous sample mean; I will call the results PUB_{jti} . Equation (19) implies the following relationship between the steady state output per unit of labor and the types of public capital:

$$y_{it}^* = \sum_{j=1}^J \phi_j \cdot PUB_{jti-\tau} + \tilde{y}_i, \quad \text{where } \phi_j = c_j / (1-a). \quad (20)$$

The coefficients ϕ_j 's can be estimated in a way analogous to the analysis in the previous section. Results are reported in Table 2.

Table 2: Model with Heterogeneous Public Capital

A: US

	Note	LSDV	GMM(DIF)	LSDV-C
β	Speed of convergence	0.316 (0.054)	0.300 (0.050)	0.202
ϕ_1	Education	-0.263 (0.064)	-0.367 (0.067)	-0.304
ϕ_2	Infrastructure	0.137 (0.068)	0.204 (0.071)	0.178
Sample size		N=48, T=5; N×T=240		

⁹ The *Report* classifies public investment into four types. These are: “Livelihood” (or amenity related public capital), “Industry”, “Conservation of National Land”, and “Agriculture and Fishery”. Using these notions, the definition of “Infrastructure” that appears above can be written as “Livelihood” + “Industry” – Education.

B: Japan

	Note	LSDV	GMM(DIF)	LSDV-C
β	Speed of convergence	0.126 (0.015)	0.109 (0.014)	0.082
ϕ_1	Education	0.007 (0.069)	0.266 (0.081)	-0.016
ϕ_2	Infrastructure	0.176 (0.056)	0.241 (0.062)	0.193
ϕ_3	Conservation Of Nat. Land	0.019 (0.034)	0.034 (0.038)	0.047
ϕ_4	Agriculture & Fishery	0.127 (0.035)	0.227 (0.039)	0.118
Sample size		N=46,T=7; N×T=322		

Note 1: Standard errors in parentheses. ¹⁰

Note 2: Coefficients on the sectoral variables omitted.

In the table, I report only the LSDV/GMM(DIF)/LSDV-C estimates because, as discussed earlier, the “pooled” and the GMM(SYS) estimates are likely to be subject to biases. It is noteworthy that the estimated long run effects are indeed quite different across the categories of public capital. In the US, “Education” has a significantly negative effect, while the effect of “Infrastructure” is significantly positive (at the 10% level in the case of LSDV). The statistically insignificant coefficient on aggregate public capital from Table 1A possibly reflects these conflicting effects of Education and Infrastructure. This suggests that aggregating different types of public capital into a single index could lead us to an incorrect conclusion.

It is not immediately clear why the estimated effect of “Education” turns out to be negative. The robustness of the result was tested in several ways. I tried using longer lags for this type of public capital (as suggested by a referee). I tried including a human capital

¹⁰ As in footnote 5, for the US, by setting the maximum number of lags to 2, it was possible to conduct various tests for GMM(DIF). The p-value for the Sargan’s test was 44% and 63% for the m2 test. For Japan, because the sample is larger, the tests were possible only when I omitted the sectoral variables, in addition to setting the maximum number of lags to 1. In this case, the p-value for the Sargan test was 36% and 14% for the

variable taken from Mulligan and Sala-i-Martin (1997). I tried including the share of population below the age of 18 because “Education” might be working as a proxy for this share. I tried including the lagged population growth rate, as building schools may be just a passive response to population inflow (this point was also suggested by the referee). I tried excluding outliers such as California. I tried including a dummy variable that is equal to 1 for the South in years 1973 and 1978 and 0 elsewhere. In all the cases, the above puzzling result remained.¹¹ Although methods utilizing cross sectional aspects of the data, such as pooled regression and GMM(SYS), produce positive coefficients for “Education”, they suffer from the aforementioned bias problem. I leave the resolution of this “education puzzle” for future work¹².

In the case of Japan, panel B, the estimated effect of “Education” differs between the methods. It is insignificantly nonzero when LSDV is used but significantly positive in the case of GMM(DIF). The effect of “Infrastructure” is significantly positive with both methods, just as in the US panel. Finally, the effect is insignificant for “Conservation of National Land” and is significantly positive for “Agriculture and Fishery”. This fits our prior expectation. The purpose of the former type of public capital is not (directly) to promote regional production but to protect human lives. A good example is a facility for

m2 test.

¹¹ The referee also suggested that this may be because the education type public capital is converging to a common level across the states. That is, those states that originally had lower levels of capital tend to invest more subsequently. However, I did not find that this type of public capital has a tendency to converge to a common level. The standard deviation of this type of public capital (in log) remained roughly constant throughout the sample period. I also estimated the “speed of convergence” of this type of public capital using a cross-section regression. Its speed of convergence is not particularly high compared to, say, output per capita.

¹² A possible interpretation is as follows. To build more school facilities, residents have to pay higher taxes. And higher taxes suppress private economic activities. On the other hand, productive effects of schools take a long time to show up. Some residents may decide to move out of the state after graduating from a school, and this may also dilute productive effects of this type of public capital. As a result, the data picks up only the negative effect

flood control. So it is not surprising that it does not have notable effects on regional output. On the other hand, the latter type of public capital is directly aimed at promoting production in most cases. A good example is irrigation facilities. It therefore makes sense that this type of public capital has a significantly positive effect on long run output.

The productivity effects for “Infrastructure”, the largest component of public capital, are quite *similar* for the two countries. The estimated effects are different for “Education”. Even in that case, however, the LSDV estimate is insignificant for Japan¹³. Thus the dissimilar appearance in Table 1 of public capital’s productivity effects between the two countries is misleading.

8 The Role of Infrastructure

In this section, I will explore some *quantitative* implications of the result of the previous section. I focus exclusively on “infrastructure”, whose estimated productivity effect was significantly positive for both countries. I conduct three types of exercises. First, I derive the entire dynamic path of the effect of a marginal increase in infrastructure. As discussed in the introduction, a major advantage of the convergence approach over the production function approach is that one can compute the entire time path of effects, rather than just short run effects. Second, I perform a growth-accounting exercise to determine the contribution of infrastructure to the historical growth of the US and Japanese economies, at the national level. Third, I use the estimates from the previous section to compute the marginal product of infrastructure. This is then compared to the marginal

of the “education” type public capital.

¹³ Continuing the discussion from the previous footnote, the slight difference in the result for “education” between the two countries may reflect a difference in the system of regional budget allocation. Under the relatively centralized system in Japan, it is unlikely that building a lot of schools in one region results in higher taxes for the residents, unlike in the case of the US.

product of private capital to determine whether there is over-investment or under-investment in infrastructure relative to private capital. In all three exercises, I will be using the point estimates in Table 2, but readers should note that there is some uncertainty surrounding those estimates.

Dynamic Effects

To compute the dynamic effects of public capital, one must first derive its short run effects: the elasticity of output with respect to public capital holding all else constant. Equation (20) implies that ϕ_2 , the long run elasticity of output per capita with respect to infrastructure, equals $c_2 / (1 - a)$, where c_2 is this short run elasticity (refer to equation (19)). Recall that a is the parameter for the share of private capital, which is normally considered to be around 0.3-0.4. Using this fact and the estimated ϕ_2 in Table 2, I infer an estimate for c_2 . Table 3 shows the resulting ϕ_2 based on two alternative assumptions on the value of a , 0.3 and 0.4.

Table 3: Implied elasticity of output with respect to infrastructure (ϕ_2)

	Value of a	LSDV	GMM(DIF)	LSDV-C
US	0.3	0.096	0.143	0.125
	0.4	0.082	0.122	0.107
Japan	0.3	0.123	0.169	0.135
	0.4	0.106	0.145	0.116

The table shows that the implied elasticity is fairly close between the two countries (especially if we take into account the standard errors surrounding the estimates), and seems to fall within a reasonable range of values. For example, Iwamoto et. al. (1996) estimate a function similar to equation (3) using the production function approach, on a panel data set of Japanese prefectures. When both time and region dummies are included, their estimate for c varies between -0.12 and 0.33 , depending on the sample. The table also shows that the famous elasticity of 0.39 , estimated by Aschauer (1989) using time series data on the US aggregate public capital, appears to be an overestimate.

Relying on the estimated short run elasticity, I compute the dynamic effects of a 1% increase in infrastructure on output per capita. I use the estimated values from GMM(DIF) and assume the share of private capital to equal 0.4. The results are shown in Figure 1. It shows that the initial effect is stronger for Japan. However, since the speed of convergence is lower for Japan, the US nearly catches up in 5 years, and then quickly converges toward the steady state; meanwhile Japanese output per capita steadily increases, and the difference between the two countries gradually widens again. If the estimated speed of convergence is biased upward, as earlier discussed, then the true adjustment process might be slower, and the long run effect larger.

(Insert Figure 1 around here.)

Contributions to Growth

Consider the following growth accounting exercise. Using the estimated c_2 and ϕ_2 , one can compute both “direct” and “overall” contributions of infrastructure per capita to growth in GDP per capita. The “direct” contribution refers to the contribution of growth of infrastructure as an input for production. The “overall” contribution includes not only that direct effect but also the effect of infrastructure via inducing private investment. Concretely:

$$\text{Direct contribution} = c_2 \cdot (\text{growth rate of } G_2 / L)$$

$$\text{Overall contribution} = \phi_2 \cdot (\text{growth rate of } G_2 / L).$$

I perform these calculations based on the GMM(DIF) estimates for ϕ_2 and for deriving c_2 , I assume that $\alpha=0.35$. The results of these calculations are found in Table 4. The rows “Growth”, “Direct”, and “Overall” refer to the average growth rate of GDP per Employed Person, the direct contribution of infrastructure, and its overall contribution. The entire sample period is 1960-1988 for the US and 1955-1993 for Japan¹⁴.

¹⁴ For the US, both GDP and infrastructure (taken from Holtz-Eakin (1993)) are in constant 1982 dollars. The number of employed civilians is taken from the BLS. For Japan, GDP (taken from the EPA web site) is in 1990 prices. The number of employed persons

Table 4: Contribution of Infrastructure to Growth in GDP per Employment (%)

Country		Entire period	Pre-75	Post-75
US	Growth	1.15	1.43	0.82
	Direct	0.03	0.17	-0.12
	Overall	0.05	0.29	-0.19
Japan	Growth	4.73	6.80	2.43
	Direct	0.58	0.62	0.53
	Overall	0.89	0.95	0.82

Table 4 shows that infrastructure makes a modest contribution to economic growth. For the US, the overall contribution for the entire period is 4% of total growth. For Japan, it is 19%. In support of the argument advanced by some economists in the early 1990s (see Gramlich (1994) for a review), the table shows that much of the slowdown in US growth in the post-75 period can be attributed to a decline in infrastructure per capita (the contribution is negative because infrastructure grew more slowly than employment). In Japan, there is no evidence that infrastructure played such a negative role.

Marginal Product Comparisons

Finally, consider estimating the marginal product of infrastructure from the estimated c_2 . To test for the optimal level of public capital (relative to the nation's overall capital stock), I compare it to the marginal product of private capital. If infrastructure has a larger marginal product, then the country is under-investing in infrastructure; the country could increase output simply by shifting resources from private investment to infrastructure¹⁵. From (2) and (19),

$$MPK = a \cdot (Y / K), \quad \text{and} \quad MPG_2 = c_2 \cdot (Y / G_2),$$

where MPK and MPG_2 are marginal products of private capital and infrastructure,

comes from the Management and Coordination Agency. Data on infrastructure is taken from the EPA (1998a) and is deflated by the GDP deflator. The growth rates are all defined as log differences.

¹⁵ This statement implicitly assumes that the depreciation rate is the same between the two types of capital. When this is not true, one should compare the marginal products net of the depreciation rate. For example, if the (gross) marginal products are the same, the country should invest more in the type of capital which has lower depreciation rate.

respectively. I calculate these two marginal products using the estimated c_2 from GMM(DIF) and assuming that $\alpha=0.3$ or 0.4 ¹⁶. Table 5 shows the results.

Table 5: Estimated Marginal Products

		<i>MPK</i>	<i>MPG₂</i>
US (1991)	$\alpha=0.3$	0.174	0.466
	$\alpha=0.4$	0.232	0.398
Japan (1993)	$\alpha=0.3$	0.160	0.282
	$\alpha=0.4$	0.214	0.242

For the US, the marginal product of infrastructure is much larger than that of private capital. Hence, the table values lend support to the argument that there is infrastructure shortage, a view widely held in the early 1990s (Gramlich (1994)). For Japan, despite the popular notion that the country has over-invested in infrastructure, the table values cast doubt. If anything, there is slight under-investment.

9 Conclusions

There are four main findings in this paper. First, to correctly estimate the long run effect of public capital on output per capita, one needs to remove regional fixed effects either with dummies or through differencing. The LSDV, the GMM(DIF), and the LSDV-C approaches are thus preferable. Second, disaggregating public capital makes a big difference to the estimation results. Different types of public capital have different growth effects. Third, estimation with disaggregated public capital reveals that the effects of public capital on regional output in the US and Japan are not nearly as dissimilar as they appeared when one considers only aggregate public capital. The “Infrastructure” type of

¹⁶ For the US, data on the infrastructure stock is taken from Table 1 of Gramlich (1994), who takes the data from the BEA. From the value of “nonmilitary structures and equipment”, I subtract “education” and “conservation”. GDP and private capital (Gross Stock of Fixed Private Capital, non-residential) are both taken from the *Statistical Abstract of the United States 1993* (the US Department of Commerce). All data is in current dollars. For Japan, both GDP and private capital are in 1990 prices, and infrastructure is deflated by the GDP deflator.

public capital has a significantly positive effect on long run regional output per capita in both countries. The estimates from the two countries are even quantitatively close. Finally, a few exercises help determine the implications of the estimates. Most notably, the growth accounting exercise revealed that infrastructure has made modest contributions to the postwar growth of both the US and Japan. Thus, although the stunning conclusion from the original work by Aschauer (1989) seems to have overestimated the role of public capital, it is also a mistake to dismiss public capital as inconsequential to economic growth.

Appendix : Sectoral Variables

This appendix explains the construction of the sectoral variables that are used in all the regressions reported in the text. Consider a sector of a national economy, called sector j . Denote nominal output per worker in this sector at the national level in year t by A_{jt} . Denote the average nominal output per worker across all the sectors at the national level in that year by A_t . Define $a_{jt} \equiv \ln(A_{jt} / A_t)$. This is the index for the relative sectoral price/productivity. Changes in a_{jt} should have different effects across regions depending on the importance of this sector in a region. Let s_{ij} be the share of sector j in either employment or output of region i . Then the sectoral variable for region i in year t is defined as $s_{ij} \cdot a_{jt}$. I take the deviation of this variable from the contemporaneous mean across all the regions, and include this in the right hand side of the convergence equation.

For the US, I take the nation wide (both aggregate and sectoral) nominal output and employment data from the BEA web site. The share variable s_{ij} is the share of each sector in total employment of a state in 1975. This data is taken from the same web site. For Japan, nominal output (GDP) and employment at the national level is taken from the *National Income and Production Accounts* (EPA). The share variable s_{ij} is the share of each sector in the nominal prefectural GDP, as of 1975 (from the *Prefectural Accounts* (EPA)).

For the US, I include the sectoral variables for agriculture (plus “agricultural services, forestry, etc.”), mining, and manufacturing. I also include a sectoral variable for “motor vehicles and equipment”, which is a sub-sector of manufacturing. The variable is defined as the nominal output per worker of this sub-sector relative to the whole manufacturing sector, multiplied by the share of this sub-sector in manufacturing for each state. For Japan, I include the sectoral variables for agriculture (including forestry and fishery) and manufacturing. I also tried including a variable for “oil and coal products” but it turned out to be insignificant in most cases.

Reference

- Arellano, Manuel, and Stephen Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equation", *Review of Economic Studies*, 58, 277-297, 1991.
- Asako, Kazumi and Kazunori Sakamoto, “Seifu Shihon no Seisan-ryoku Koka” (in Japanese), *Financial Review*, 26, 97-102, 1993.
- Asako, Kazumi, Atsushi Tsuneki, Shin-ichi Fukuda, Hiroshi Teruyama, Takashi Tsukamoto, and Masanori Sugiura, “Shakai-shihon no Seisanryoku-koka to Kokyo-toshi-seisaku no Keizai-kosei-hyoka” (in Japanese), *Keizai Bunseki*, 135, 1994.
- Aschauer, D.A., “Is Public Expenditure Productive?” *Journal of Monetary Economics* 23, 177-200, 1989.
- Barro, Robert J., “Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth”, *Journal of Political Economy* 98, 5, S103-117, 1990.
- Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin, "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100, 233-251, April 1992(a).
- Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin, “Regional Growth and Migration: A Japan-United States Comparison”, *Journal of the Japanese and International Economies*, 6 (December), 1072-1085, 1992(b).

- Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin, "Public Finance in Models of Economic Growth", *Review of Economic Studies* 59, 645-661, 1992 (c)..
- Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin, *Economic Growth*, MIT Press, 1995
- Blundell, Richard and Stephen Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics* 87, 115-143, 1998.
- Bond, Stephen, Anke Hoeffler, and Jonathan Temple, "GMM Estimation of Empirical Growth Models", Paper Presented at the European Meeting of the Econometric Society, Berlin, September 1998.
- Canova, Fabio and Albert Marcet, "The Poor Stay Poor: Non-Convergence Across Countries and Regions", Universitat Pompeu Fabra Working Paper 137, October 1995.
- Caselli, Francesco, Gerardo Esquivel and Fernando Lefort, "Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics", *Journal of Economic Growth*, 1, 363-389, September 1996.
- Cashin, Paul, "Government Spending, Taxes and Economic Growth", *IMF Staff Papers*, 42(2), 237-69, 1995.
- De la Fuente, Angel, "On the Sources of Convergence: A Close Look at the Spanish Regions", mimeo, Universitat Autònoma de Barcelona, October 1996.
- De la Fuente, Angel, "What Kind of Regional Convergence?" mimeo, Universitat Autònoma de Barcelona, August 1998.
- Doi, Takero, "Nippon no Shakai Shihon ni Kansuru Paneru Bunseki" (in Japanese), *Kokumin Keizai*, 161, 27-52, 1998.
- Economic Planning Agency, the, *Choki Sokyū Suikei: Kenmin Keizai Keisan Hokoku Showa 30 nen ~ Showa 49 nen* (in Japanese), 1991.
- Economic Planning Agency, the, *Annual Reports on Prefectural Accounts*, 1998a.
- Economic Planning Agency, the, *Nippon no Shakai Shihon: 21 Seiki heno Shihon Sutokku* (Public Capital in Japan: Capital Stock for the 21 Century, in Japanese), 1998b.
- Evans P. and Karras G., "Are Government Activities Productive? Evidence from a Panel

- of U.S. States”, *Review of Economics and Statistics*, 76(1), 1-11, 1994.
- Fisher, T. and Turnovsky, S., “Public Investment, Congestion, and Private Capital Accumulation”, *Economic Journal* 108, 399-413, March 1998.
- Futagami, K., Morita, Y., and Shibata, A., “Dynamic Analysis of an Endogenous Growth Model with Public Capital”, *Scandinavian Journal of Economics*, 607-25, 1993.
- Garcia-Milà, Teresa, Therese J. McGuire and Robert H. Porter, “The Effects of Public Capital in State-Level Production Functions Reconsidered”, *Review of Economics and Statistics*, 1995.
- Glomm G. and Ravikumar B., “Public Investment in Infrastructure in a Simple Growth Model”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 1173-87, 1994.
- Glomm, G. and Ravikumar, B., “Productive Government Expenditures and Long-run Growth”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 21, 183-204, 1997.
- Gramlich, Edward M., “Infrastructure Investment: A Review Essay”, *Journal of Economic Literature* 32, 1176-1196, September 1994.
- Holtz-Eakin, Douglas, “State-specific Estimates of State and Local Government Capital”, *Regional Science and Urban Economics* 23, 185-209, 1993.
- Holtz-Eakin, Douglas, “Public Sector Capital and the Productivity Puzzle”, *Review of Economics and Statistics* 76, 12-21, 1994.
- Hsiao, Cheng, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, Cambridge, UK, 1986.
- Islam, Nazrul, "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1127-1170, 1995.
- Iwamoto, Yasushi, Satoshi Ouchi, Satoru Takeshita, and Tadashi Bessho, “Shakai Shihon no Seisansei to Kokyo Toshi no Chiiki-kan Haibun” (in Japanese), *Financial Review*, 27-52, December 1996.
- Kiviet, Jan F., “On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics* 68, 53-78, 1995.
- Merriman, “Public Capital and Regional Output: Another Look at Some Japanese and American Data”, *Regional Science and Urban Economics* 20, 437-458, 1990.

- Mitsui, Kiyoshi, and Kiyoshi Ohta, *Shakai Shihon no Seisansei to Koteki Kinyu* (in Japanese), 1995, Nihon Hyoron Sha, Tokyo.
- Mulligan, Casey B., and Xavier Sala-i-Martin, "Transitional Dynamics in Two-Sector Models of Endogenous Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 108, 3 (August), 737-773, 1993.
- Mulligan, Casey B., and Xavier Sala-i-Martin, "A Labor-Income-Based Measure of the Value of Human Capital: An Application to the States of the United States", *Japan and the World Economy* 9, 2, 159-191, 1997.
- Nelson, Richard R., and Edmund S. Phelps, "Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth", *American Economic Review* 56, 2, 503-530 May 1966.
- Nerlove, Marc, "Further Evidence on the Estimation of Dynamic Relations from a Time Series of Cross Sections", *Econometrica*, 39, 2, 359-382, March 1971.
- Nickell, Stephen, "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects", *Econometrica*, 49, 6, 1417-1426, 1981.
- Ogawara, Toru, and Norihiko Yamano, "Shakai Shihon no Seisanryoku Koka: Chiiki Keizai heno Eikyo Bunseki" (in Japanese), *Denryoku Keizai Kenkyu* 34, 45-57, 1995.
- Shioji, Etsuro, "Convergence in Panel Data: Evidence from the Skipping Estimation", Universitat Pompeu Fabra Working Paper 235, August 1997.
- Solow, Robert M., "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94, February 1956.
- Summers, Robert, and Alan Heston, "Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988", *Quarterly Journal of Economics*, 106, 2 327-368, May 1991.
- Swan, Trevor W., "Economic Growth and Capital Accumulation", *Economic Record*, 32, 334-361, November 1956.
- Yoshino, Naoyuki and Takanobu Nakajima, *Kokyo-toshi no Keizai-koka* (in Japanese),

Nihon Hyoron Sha, Tokyo, 1999.

Disagreement Points in Trade Negotiations *

Taiji Furusawa[†]

Department of Economics
Yokohama National University
Yokohama 240-8501 Japan

Quan Wen

Department of Economics
Vanderbilt University
Nashville, TN 37235 USA

Final version: March 8, 2001

Abstract

This paper analyzes trade negotiations between two large countries in the framework of an alternating-offer bargaining model with endogenous interim disagreement actions. Despite of the flexibility in disagreement tariff selection, the countries would keep the status quo tariffs in disagreement periods as far as the country which benefits from keeping the status quo tariffs compensates for the other country's forgone gains from deviating in disagreement actions. Each equilibrium outcome converges to a corresponding Nash bargaining solution whose disagreement point reflects the status quo tariff rates as well as the threat of raising the tariff to the Nash tariff rate.

Keywords: Tariff negotiation, Nash bargaining solution, non-cooperative bargaining, endogenous interim disagreement payoff.

JEL Classification Numbers: F13, C78.

*We are grateful to Noriyuki Yanagawa, Ken-Ichi Shimomura, and participants at the Kobe Conference on International Economics and Finance in 1997, Midwest International Economics Group Meeting in Spring 1997, and 1997 Far Eastern Meeting of the Econometric Society for helpful comments. We are also indebted to two anonymous referees for valuable comments. The second author acknowledges the financial support from the SSHRC of Canada.

1 Introduction

The impact of raising tariff rates on other countries is a major factor that influences the outcomes of trade negotiations. Indeed, countries often threaten to raise their tariff rates if the negotiation fails. In reality, negotiated outcomes have clearly reflected such threats. However, it is also apparent that the levels of the status quo tariffs affect the negotiated outcomes. In Kennedy and Tokyo Rounds of GATT negotiations, for example, countries agreed on comprehensive tariff-cutting formulae such that agreed-upon tariff rates are positively related to status quo tariff rates. The result of the most recent Uruguay Round also indicates the positive relationships between the agreed-upon and status quo tariff rates.¹

Theoretically, how the threat of raising tariffs influences the negotiation outcome is often captured by the Nash (1953) bargaining solution (NBS) with the Nash equilibrium (a trade war) allocation as the disagreement point [see Riezman (1982), for example].² However, this NBS may not be satisfactory as a description of a real-world negotiation outcome since it fails to capture any possible impact of the status quo tariff allocation. As Binmore (1987) shows, the NBS can be viewed as the limit of a perfect equilibrium outcome of Rubinstein's (1982) alternating-offer bargaining game. More specifically, as the discount rate approaches zero, the perfect equilibrium outcome of the Rubinstein bargaining model converges to an NBS with the disagreement point being the payoff profile that prevails until the negotiating parties reach an agreement. Accordingly, the NBS with the Nash disagreement tariffs approximates the outcome of a negotiation in which the countries engage in a trade war until they reach an agreement. In reality, the negotiating countries do not usually start with a trade war, but rather keep their status quo tariffs during the negotiation. Binmore *et al.* (1986) suggest that in such a case, the disagreement point for the NBS should be the status quo allocation rather than the Nash tariff allocation. However, this NBS with the status quo allocation may also be problematic since their result suggests that the tariff rates would be exogenously fixed at the status quo levels during the negotiation. Needless to say, countries can change their prevailing tariff rates during the trade negotiation.

In order to clarify the issue as to which NBS is more appropriate for trade negotiations, we consider a non-cooperative bargaining model in which the negotiating countries can freely change their individual tariffs in every period until they reach an agreement. We examine a particular type of subgame perfect equilibrium that has many appealing properties. As the discount rate goes to zero, the equilibrium outcome converges an NBS whose disagreement point reflects both the status quo and the threat of raising the tariff to the Nash tariff rate.

Bargaining models with endogenous interim disagreement actions have been studied by Haller and Holden (1990), Fernandez and Glazer (1991), Busch and Wen (1995), and Houba (1997) in the bargaining literature. Raff (1994) investigates trade negotiations by taking a similar approach. His conclusion suggests that an appropriate disagreement point would be either the status quo allocation when a country that has a greater tolerance to trade war than the other country prefers the status quo allocation as the disagreement point of the negotiation, or the Nash tariff allocation otherwise. However, the equilibrium strategy profile in his model is rather non-stationary, and may be less practical in that sense.

We analyze a type of subgame perfect equilibrium in which the two countries' strategies reflect some common practices. In equilibrium, the two countries would continue to set the status quo tariffs in many disagreement phases of the negotiation. The country that prefers the Nash tariff allocation to the status quo allocation as the disagreement point is provided with enough incentive to select its status quo tariff in interim disagreement games, through the equilibrium offers inflated by the amount of compensation for its forgone one-shot deviation gains. If the country that benefits from keeping the status quo tariff profiles during the negotiation fails to provide this compensation, the two countries would switch from keeping their individual status quo tariffs to setting the Nash tariffs in every following interim disagreement game. There are multiple equilibria, each of which differs from the others in the amount of compensation. However, each equilibrium outcome converges to an NBS, in which the disagreement point is neither the Nash tariff nor the status quo allocation. The effective disagreement point of the corresponding NBS reflects both the status quo

allocation and the amount of compensation which is at least as large as the deviation gains of the country that prefers the Nash tariff allocation as the disagreement point.

The rest of the paper is organized as follows. Section 2 sets up the model in which two countries negotiate over how to divide the benefits from free trade. We also construct a perfect equilibrium in which both countries would set their Nash tariffs until they reach an agreement, and obtain the corresponding NBS as the limit of the equilibrium outcome. In Section 3, we derive a set of perfect equilibria and corresponding NBSs in which the countries would continue to set the status quo tariffs with the possibility (or the threat) of switching to the perpetual setting of the Nash tariffs during the negotiation. Section 4 extends the model to the one without side-payments. Section 5 concludes the paper.

2 The model of trade negotiation

We consider a trade negotiation between two large countries, called Country 1 and Country 2. Each country consumes two goods, Good 1 and Good 2. Country 1 has a comparative advantage on the production of Good 1 and Country 2 on the production of Good 2. Each country also consumes a numeraire good that enters each consumer's quasi-linear utility function, which is separable between Goods 1 and 2, in such a way that the marginal utility of its consumption always equals 1. Consequently, the analysis can proceed with the partial equilibrium model for Goods 1 and 2. All goods are assumed to be produced competitively.

Let $M_i(\tau_i)$ and $X_i(\tau_j)$ be Country i 's per-period surplus from imports (including tariff revenues) and that from exports, respectively, where $\tau_i(\geq 0)$ is Country i 's tariff rate for $i \neq j = 1, 2$. Country i 's per-period payoff, or the total surplus from trade, is then $W_i(\tau) = M_i(\tau_i) + X_i(\tau_j)$ where $\tau = (\tau_1, \tau_2)$ is the tariff profile.³ Figure 1 describes the world market for Good i and resulting $M_j(\tau_j)$ and $X_i(\tau_j)$. For Country $i = 1, 2$, we assume that there exists a unique Nash tariff rate, denoted by τ_i^N , which maximizes $M_i(\cdot)$. Country i also has a prohibitive tariff rate, denoted by $\bar{\tau}_i$. Moreover, assuming that the import demand decreases and the export supply increases in the respective domestic prices, $X_i(\cdot)$ is

a decreasing function for $i = 1, 2$. As Figure 1 illustrates, $M_i(\tau_i) + X_j(\tau_i)$ is decreasing in τ_i with the maximum at $\tau_i = 0$. This implies that the two countries' joint payoff is maximized in free trade at $\tau_1 = \tau_2 = 0$. Without loss of generality, we normalize the unit of the numeraire good so that the two countries' maximum joint payoff equals 1, i.e., $W_1(0, 0) + W_2(0, 0) = 1$.

In our basic model, the two countries negotiate to eliminate import tariffs and share the gains from free trade with side-payments. The key issue of the negotiation is then to reach a binding agreement on how to divide a constant value of 1.⁴

We derive subgame perfect equilibria of a non-cooperative, alternating-offer bargaining model with endogenous interim disagreement payoffs, and its limit as the discounting diminishes to zero.⁵ The two countries, having a common discount factor of $\delta \in (0, 1)$, alternate in making offers as in the Rubinstein (1982) bargaining model with Country 1 making an opening offer. In any period, one country makes an offer on how to share the gains from free trade, then the other country may either accept or reject the offer. If the offer is accepted, they will eliminate their tariffs and share the gains from free trade according to the agreement they have reached. Then, there will be no more strategic interaction between the two countries. If the offer is rejected, on the other hand, the two countries will engage in the one-shot tariff game, simultaneously setting their individual tariffs for the current period.

To simplify the exposition later, it is helpful to formulate the equilibrium offers when the interim disagreement point is fixed over time at $d = (d_1, d_2)$. In this case, every perfect equilibrium strategy profile must have the so-called Immediate Acceptance Property (IAP). A strategy profile is said to have the IAP if the proposing player always makes an offer so that the responding player is indifferent between accepting and rejecting the offer in every period. Let $\beta_i(d)$ denote Country i 's offer in terms of Country 1's share. (Every offer is denoted in terms of Country 1's share.) Then, following Shaked and Sutton (1984), $\beta_1(d)$ and $\beta_2(d)$ satisfy

$$1 - \beta_1(d) = (1 - \delta)d_2 + \delta[1 - \beta_2(d)], \quad (1)$$

$$\beta_2(d) = (1 - \delta)d_1 + \delta\beta_1(d). \quad (2)$$

Equation (1) states that Country 2 is just indifferent between accepting the offer $\beta_1(d)$, which yields the payoff $1 - \beta_1(d)$ in every period thereafter, and rejecting the offer, which results in receiving the interim disagreement payoff d_2 in the current period and the payoff $1 - \beta_2(d)$ in every following period. Equation (2) equalizes Country 1's payoffs from accepting and rejecting Country 2's offer. Solving (1) and (2) yields the Rubinstein solution with the fixed disagreement point d .⁶

$$\beta_1(d) = \frac{1 + \delta d_1 - d_2}{1 + \delta}, \quad \beta_2(d) = \frac{\delta + d_1 - \delta d_2}{1 + \delta}. \quad (3)$$

As δ goes to 1, both $\beta_1(d)$ and $\beta_2(d)$ converge to

$$\beta(d) \equiv \frac{1 + d_1 - d_2}{2}. \quad (4)$$

This is the NBS in the case where the disagreement point is d and the bargaining frontier is the unit simplex $w_1 + w_2 = 1$, where w_i , $i = 1, 2$, represents Country i 's payoff. Binmore (1987) and Herrero (1989) show that even when the bargaining frontier is not linear, the Rubinstein solution converges to the NBS with the disagreement point d .

Without loss of generality, we assume that Country 1 prefers the NBS with the Nash tariff allocation as the fixed disagreement point to that with status quo allocation. That is, $\beta(W(\tau^N)) > \beta(W(\tau^S))$, where τ^N and τ^S respectively denote the pairs of the Nash equilibrium tariffs and the status quo tariffs, and $W(\cdot) = (W_1(\cdot), W_2(\cdot))$. From the definition of $\beta(\cdot)$, this assumption is satisfied if and only if

$$W_1(\tau^N) - W_1(\tau^S) > W_2(\tau^N) - W_2(\tau^S). \quad (5)$$

Moreover, we assume that $\tau_i^S \leq \tau_i^N$ for $i = 1, 2$, as neither country has any incentive to select a tariff higher than its Nash tariff. Setting a tariff higher than its Nash tariff, a country will only show its hostility to the other country without increasing its own welfare.⁷ The shaded area in Figure 2 shows the set of status quo payoff profiles that satisfy these assumptions.

3 Main Results

The negotiation model described in the last section has multiple subgame perfect equilibria in general.⁹ One of them is the stationary perfect equilibrium described in Proposition 1. However, it has an unappealing feature that regardless of what the status quo tariff rates are and how long trading partnership the two countries have, the two countries would select their Nash tariffs right after the first offer is rejected. In actual trade negotiations, countries often keep their individual status quo tariffs until they conclude the negotiation unless there is a significant change in the relationship between the two countries. They do not usually raise tariff rates merely because the first offer is rejected.

This section derives a perfect equilibrium (and the associated NBS) in which the two countries would continue to select the status quo tariffs in many disagreement phases. In the interim disagreement game, both countries may have incentives to deviate from setting the status quo tariffs for short-run gains.¹⁰ However, if Country 2 provides Country 1 with enough incentive to keep the status quo tariff in interim disagreement periods by compensating Country 1 through the offers, it is possible for both countries to keep their status quo tariffs until they reach an agreement. On the other hand, Country 2's deviation from the status quo can be deterred by a fear of triggering the perpetual Nash tariff reversion in interim disagreement games. If Country 2 deviates from its status quo disagreement tariff rate or if Country 2 fails to provide compensation for Country 1's forgone deviation gains, the countries would start setting their individual Nash tariffs in every interim disagreement game. But otherwise, they would continue to select the status quo tariffs until they reach an agreement. In particular, they would select the status quo tariffs in the disagreement game immediately after the first offer is rejected, since Country 2 is not supposed to provide compensation in the first place.

Now, let us derive perfect equilibria that have the properties described above. Let b_i^S and c respectively denote Country i 's offer to Country 1 and the compensation that is given to make Country 1 set the status quo tariff in the preceding interim disagreement period. The

compensation c should be large enough that Country 1 has no incentive to deviate from its status quo tariff τ_1^S . That is, for $i = 1, 2$,

$$\begin{aligned} (1 - \delta)W_1(\tau^S) + \delta[b_i^S + c] &\geq (1 - \delta)\max_{\tau_1} W_1(\tau_1, \tau_2^S) + \delta b_i^S \\ \Rightarrow c &\geq \frac{1 - \delta}{\delta} [M_1(\tau_1^N) - M_1(\tau_1^S)]. \end{aligned} \quad (6)$$

If Country 1 deviates, its one-shot gains will be $(1 - \delta) [M_1(\tau_1^N) - M_1(\tau_1^S)]$ in terms of the average value. If Country 1 conforms to setting its status quo tariff, its payoff will be increased in the next period by the amount of compensation c . Therefore, the one-shot average gains should be re-scaled by the factor of $1/\delta$, which gives us the minimum value of c . Notice that this minimum compensation converges to 0 as δ goes to 1. Since Country 2 gives the compensation to offset Country 1's *one-shot* deviation gains, the compensation c which is given to Country 1 *perpetually* as part of negotiated share may decrease as the countries become more patient. Taking this observation into account, we define the present-valued compensation C in terms of the value in the period before the compensation is actually given, i.e., $C \equiv \delta c / (1 - \delta)$. Then, (6) implies that $C \geq M_1(\tau_1^N) - M_1(\tau_1^S)$.

The equilibrium strategies depend on Country 1's disagreement action in the last period. Let us first consider the first period and the period in which Country 1 has deviated from setting its status quo tariff in the last disagreement game (in the last period). If it is an odd period, Country 1 demands b_1^S , and Country 2 accepts an offer if and only if Country 1 demands no more than b_1^S . If they do not reach an agreement, they select their individual status quo tariff rates in the current disagreement game. If it is an even period, Country 2 offers b_2^S , and Country 1 accepts an offer if and only if Country 2's offer is not less than b_2^S . They would select the status quo tariffs in the current disagreement game if they do not reach an agreement.

Suppose next that Country 1 has conformed to setting its status quo tariff in the last disagreement game. Then in an odd period, Country 1 demands $b_1^S + c$, and Country 2 accepts an offer if and only if it is not greater than $b_1^S + c$. If they do not reach an agreement because of Country 1's deviation, they select the status quo tariffs in the current disagreement game.

On the other hand, if Country 2 rejects an offer that was supposed to be accepted, they immediately switch the path to the perfect equilibrium of Proposition 1 for the rest of the negotiation game. Similarly in an even period, Country 2 offers $b_2^S + c$, and Country 1 accepts an offer if and only if it is not less than $b_2^S + c$. If they do not reach an agreement because of Country 1's deviation, they select the status quo tariff. However, they switch the path to the punitive equilibrium of Proposition 1 if the delay is caused by Country 2's deviation. Moreover, they immediately invoke this punitive equilibrium also in the case where Country 2 deviates from setting its status quo tariff rate in any disagreement game.

In this strategy profile, the contingent switch to the punitive equilibrium gives Country 2 incentive to compensate Country 1's forgone deviation gains. In the case where Country 1 has deviated in the last disagreement game, however, no deviation in making and responding to an offer invokes punishment. Therefore, equilibrium offers, b_1^S and b_2^S , in the case where Country 1 has deviated in the last disagreement game must satisfy the IAP. Using $c = (1 - \delta)C/\delta$, we have

$$1 - b_1^S(C) = (1 - \delta)W_2(\tau^S) + \delta[1 - b_2^S(C) - (1 - \delta)C/\delta], \quad (7)$$

$$b_2^S(C) = (1 - \delta)W_1(\tau^S) + \delta[b_1^S(C) + (1 - \delta)C/\delta], \quad (8)$$

where we explicitly indicate that b_1^S and b_2^S depend on C .

Equations (7) and (8) yields $b_1^S(C) \equiv \beta_1(d^S(C))$ and $b_2^S(C) \equiv \beta_2(d^S(C))$, where

$$(d_1^S(C), d_2^S(C)) = (W_1(\tau^S) + C, W_2(\tau^S) - C). \quad (9)$$

The effective disagreement point shifts from the status quo disagreement point reflecting the compensation for Country 1's forgone deviation gains. Moreover, both $b_1^S(C)$ and $b_2^S(C)$ converge to the NBS with the disagreement point of (9), denoted by $b^S(C)$, as δ goes to 1. It is easy to see that $b^S(C) = \beta(W(\tau^S)) + C$.

There are many perfect equilibrium outcomes due to the multiplicity of the compensation to Country 1. The worst perfect equilibrium for Country 1 is realized when the compensation is minimal, i.e., $c = (1 - \delta)[M_1(\tau_1^N) - M_1(\tau_1^S)]/\delta$ as (6) indicates. The effective disagreement

point in this case is given by (9) where C equals $\underline{C} \equiv M_1(\tau_1^N) - M_1(\tau_1^S)$. As Figure 3 illustrates, it is away from the status quo allocation in the southeast by the amount of $M_1(\tau_1^N) - M_1(\tau_1^S)$ for each coordinate. Country 1's share in the corresponding NBS can be expressed as $b^S(\underline{C}) \equiv \beta(d^S(\underline{C}))$.

Now, we show that if τ_1^S is small enough and τ_2^S is large enough to make $b^S(\underline{C}) < b^N$, any NBS such that $b^S(C) \in [b^S(\underline{C}), b^N)$ can be supported as the limit of a perfect equilibrium with the strategy profile described above. Let us take an arbitrary C such that $b^S(\underline{C}) \leq b^S(C) < b^N$. In the above strategy profile, Country 1 has incentive to set τ_1^S in every interim disagreement game since the next offer would compensate Country 1 for forgone deviation gains. Moreover, it would not deviate in its offers and responses, since every offer gives Country 1 a share at least as much as its continuation payoff. Country 2 also has no incentive to deviate in its offers and responses when Country 1 has not conformed in the last disagreement game, since these offers satisfy the IAP. If Country 1 has conformed in the last disagreement game, however, Country 2's failure to compensate for Country 1's forgone deviation gains will immediately switch the path to the perfect equilibrium with the Nash tariffs described in Proposition 1. Country 2's deviation in a disagreement game will also switch to the punitive equilibrium. Thus, if $b_i^S(C) < b_i^N$ for each $i = 1, 2$, and if the discount factor δ is large enough, Country 2 will not deviate from the prescribed strategy. Indeed, the above strategy profile will be a subgame perfect equilibrium as δ approaches 1, and hence the NBS with the effective disagreement point of (9) is derived as the limit of a subgame perfect equilibrium if and only if $b^S(C) \in [b^S(\underline{C}), b^N)$.

The shaded area in Figure 4 illustrates the set of status quo tariff profiles that satisfy $b^S(\underline{C}) < b^N$. This set is a proper subset of the feasible set, i.e., the shaded area is above the curve representing $\beta(W(\tau^S)) = b^N$ since $b^S(\underline{C}) = \beta(W(\tau^S)) + M_1(\tau_1^N) - M_1(\tau_1^S)$. Now, let us abuse the notation slightly and show the dependence of $b^S(\underline{C})$ on $\tau^S = (\tau_1^S, \tau_2^S)$ explicitly by $b^S(\underline{C}, \tau^S)$ whenever we discuss the relation of b^S with the status quo tariffs. Then we have $D_2 b^S(\underline{C}, \tau_1^S, \tau_2^S) = - [M_1'(\tau_1^S) + X_2'(\tau_1^S)] / 2$ (which is positive since distortion increases

with τ_1^S) and $D_3 b^S(\underline{C}, \tau_1^S, \tau_2^S) = [X_1'(\tau_2^S) - M_2'(\tau_2^S)] / 2 < 0$. Applying the implicit function theorem to $b^S(\underline{C}, \tau^S) - b^N = 0$, we find that the border curve given by $b^S(\underline{C}, \tau^S) = b^N$ has a positive slope of $[M_1'(\tau_1^S) + X_2'(\tau_1^S)] / [X_1'(\tau_2^S) - M_2'(\tau_2^S)]$.

If the status quo tariff profile lies in the interior of the shaded area in Figure 4, we have $b^S(\underline{C}) < b^N$. Consequently, there exists present-valued compensation C such that an NBS with Country 1's share of $b^S(C) \in [b^S(\underline{C}), b^N)$ is supported as a limit outcome of a perfect equilibrium in which the two countries agree on Country 1's offer $\beta_1(d^S(C))$ in the first period. Notice that b^N cannot be supported as a limit outcome of a perfect equilibrium of this kind. It can only be a limit outcome of the perfect equilibrium described in Proposition 1. The following proposition summarizes our results on such NBSs. The proof is relegated to the Appendix.

Proposition 2 *The NBS with the effective disagreement point $d^S(C)$ is supported as the limit of a perfect equilibrium in the non-cooperative bargaining model if and only if $b^S(\underline{C}) < b^N$ and $b^S(C) \in [b^S(\underline{C}), b^N)$. In this perfect equilibrium, both countries would continue to set their individual status quo tariffs in disagreement periods unless Country 2, which prefers this equilibrium to the one with the Nash interim disagreement tariffs, fails to compensate for Country 1's forgone deviation gains.*

As Figure 3 shows, a mere “threat” of raising the tariff from the status quo level by Country 1 effectively shifts the disagreement point in its favor, even though the two countries would not select the Nash tariffs in interim disagreement games unless Country 2 defects under certain circumstances. The levels of the status quo tariffs still affect the negotiation outcome considerably. As shown above, $b^S(C, \tau^S)$ increases as τ_1^S increases and as τ_2^S decreases. This result is quite intuitive since both of an increase in τ_1^S and a decrease in τ_2^S raise Country 1's status quo interim disagreement payoff, which improves its bargaining position.

Figure 5 describes how the level of τ_1^S affects the set of NBSs. As τ_1^S increases, $b^S(\underline{C}, \tau^S)$ increases until τ_1^S reaches the critical level at which $b^S(\underline{C}, \tau^S) = b^N$.¹¹ On the other hand, the NBS with the Nash tariffs yields a constant share for Country 1, regardless of the levels

of the status quo tariff rates. For each τ^S , any share for Country 1 between $b^S(\underline{C}, \tau^S)$ and b^N can be realized as an NBS share described in Proposition 2. Notice that an NBS share in $[b^S(\underline{C}, \tau^S), b^N)$ corresponds to the perfect equilibrium in which the countries continue to select the status quo tariffs in many subgames during the negotiation, whereas b^N corresponds to the perfect equilibrium in which they choose their individual Nash tariffs in every interim disagreement game.

Among these NBSs, the one with $b^S(\underline{C})$ is of particular interest partly because it is the worst NBS for Country 1. Moreover, it is important because the compensation in the corresponding perfect equilibrium is the minimal compensation that is necessary to deter Country 1's deviation from setting its status quo tariff. Giving an excess amount of compensation to Country 1 may not be so "reasonable" as part of equilibrium strategies.

Now, let us compare the NBS with the Nash disagreement tariffs, b^N , and the NBS that reflects the status quo tariffs with the minimal compensation, $b^S(\underline{C})$, in more details.

Denoting

$$\begin{aligned}\Delta M_1 &\equiv M_1(\tau_1^N) - M_1(\tau_1^S), & \Delta X_1 &\equiv X_1(\tau_2^S) - X_1(\tau_2^N), \\ \Delta M_2 &\equiv M_2(\tau_2^N) - M_2(\tau_2^S), & \Delta X_2 &\equiv X_2(\tau_1^S) - X_2(\tau_1^N),\end{aligned}$$

we can write the difference between b^N and $b^S(\underline{C})$ as

$$b^N - b^S(\underline{C}) = \frac{1}{2}[-\Delta M_1 + \Delta X_2 - \Delta M_2 - \Delta X_1]. \quad (10)$$

One might expect that compared to the NBS that reflects the status quo tariffs, Country 1's share in the NBS with the Nash disagreement tariffs is large if Country 1's benefits and Country 2's losses from Country 1's trade restriction are significant, and if Country 1's losses and Country 2's benefits from Country 2's trade restriction are negligible. Indeed, equation (10) shows that this difference is large (i) if Country 1's trade restriction hurts Country 2 considerably, (ii) if Country 2 does not gain much from its own restriction on imports, and (iii) if Country 1's losses from Country 2's trade restriction are small. However, Country 1's gains from its own trade restriction are negatively related to the difference in the shares.

In fact, for a given profile of the status quo tariff rates, Country 1's gains from its own trade restriction are positively related to both NBS shares, b^N and $b^S(\underline{C})$. But its impact on $b^S(\underline{C})$ is greater than that on b^N , since the former is realized through the compensation that would be given in *every* interim disagreement period whereas the latter is realized through the effect of Country 1's interim disagreement payoff in *every even* period (when Country 1 is a responding player) on the equilibrium share. How much Country 1 can gain from its own trade restriction is an important factor to determine the NBS that reflects the status quo tariffs. Indeed, it is the only factor, other than the status quo tariff rates, that affects the NBS.

4 Negotiations Without Side-Payments

When the two countries cannot make side-payments, their negotiation will be over the pair of new tariffs which will be implemented. In other words, the bargaining frontier is now the Pareto-frontier of the tariff game, which is downward-sloping but is no longer linear. We derive a representative perfect equilibrium which consists of the same strategy profile as that in Proposition 2 except for the values of offers and compensation. Then we show that the equilibrium offers converge to an NBS in which the disagreement point also shares the same property as that of the NBS in Proposition 2.

Let $\varphi(\cdot)$ be a decreasing function whose graph is the Pareto-frontier of the tariff game, or the bargaining frontier, i.e., if w_1 is Country 1's payoff in a Pareto-optimal allocation then Country 2's payoff is given by $\varphi(w_1)$. Country i 's offer without compensation is still labeled as b_i^S and compensation as c . Since an offer is in terms of Country 1's payoff, the compensation must also satisfy condition (6). Let us fix such c , and suppress $C = \delta c / (1 - \delta)$ from the expressions of the equilibrium offers to simplify the notation.

Now, because the equilibrium offers without compensation must satisfy the IAP, b_1^S and b_2^S satisfy

$$\varphi(b_1^S) = (1 - \delta)W_2(\tau^S) + \delta\varphi(b_2^S + c), \quad (11)$$

$$b_2^S = (1 - \delta)W_1(\tau^S) + \delta(b_1^S + c). \quad (12)$$

Under equation (11), Country 2 is indifferent between accepting Country 1's offer b_1^S with the payoff $\varphi(b_1^S)$ and rejecting the offer with the payoff $W_2(\tau^S)$ in the current period and $\varphi(b_2^S + c)$ from the next period on. Equation (12) is the counterpart for Country 1. Note that (11) and (12) are reduced to (7) and (8), respectively, if the bargaining frontier is linear, i.e., $\varphi(w_1) = 1 - w_1$.

Without specifying $\varphi(\cdot)$, it is impossible to explicitly solve (11) and (12) for b_1^S and b_2^S . However, we can show that b_1^S and b_2^S converge to an NBS as δ goes to 1. Again, the key issue is to find the effective disagreement point for the NBS. Let us define $\theta = \varphi(b_2^S) - \varphi(b_2^S + c) > 0$. Then, (11) and (12) can be rewritten as

$$\begin{aligned} \varphi(b_1^S) &= (1 - \delta) \left[W_2(\tau^S) - \frac{\delta}{1 - \delta} \theta \right] + \delta \varphi(b_2^S), \\ b_2^S &= (1 - \delta) [W_1(\tau^S) + C] + \delta b_1^S. \end{aligned}$$

Thus, we find that b_1^S and b_2^S coincide with the perfect equilibrium offers in a bargaining model with a fixed pair of disagreement payoffs:

$$\begin{aligned} d_1 &= W_1(\tau^S) + C, \\ d_2 &= W_2(\tau^S) - \frac{\delta}{1 - \delta} \theta. \end{aligned}$$

As Herrero (1989) shows, as δ goes to 1, both b_1^S and b_2^S converge to the NBS, b^S , with the limit of the above disagreement point (d_1, d_2) . Note that d_1 does not depend on δ , but d_2 does. By L'Hopital's rule, the limit of d_2 as δ goes to 1 is

$$\begin{aligned} &W_2(\tau^S) - \lim_{\delta \rightarrow 1} \frac{\delta}{1 - \delta} \theta \\ &= W_2(\tau^S) - \left(\lim_{\delta \rightarrow 1} \delta \right) \lim_{\delta \rightarrow 1} \left[\varphi'(b_2^S) \frac{\partial b_2^S}{\partial \delta} - \varphi'(b_2^S + c) \left(\frac{\partial b_2^S}{\partial \delta} - \frac{C}{\delta^2} \right) \right] / (-1) \\ &= W_2(\tau^S) + \varphi'(b^S) C. \end{aligned}$$

Although it looks more complicated, this result has the same property as that in the case of the linear bargaining frontier in which $\varphi'(\cdot) = -1$. The effective disagreement point is

such that Country 1's payoff increases from the status quo by the amount of compensation for Country 1's forgone deviation gains, and Country 2's payoff decreases reflecting this compensation. (Note that $\varphi'(\cdot) < 0$.) Since the bargaining frontier is no longer linear, the trade-off between the two countries' payoffs on the Pareto-frontier occurs at the rate of $\varphi'(b^S)$.

5 Conclusion

In the literature on trade negotiation, such as Mayer (1981) and Riezman (1982), the Nash equilibrium of the tariff game is often adopted as the disagreement point, or the reference point. As a consequence, predicted outcomes of trade negotiations cannot reflect the status quo tariffs despite that real-world observations clearly indicate otherwise. In this paper, we have constructed equilibrium strategy profiles that have some features commonly observed in real-world negotiations. In those equilibria, negotiating countries would continue to keep the status quo tariffs in many disagreement phases of the negotiation. We find that each of those equilibrium outcomes converges to an NBS with a disagreement point which reflects both the status quo allocation and a country's potential deviation gains in interim disagreement games.

Appendix

Proof of Proposition 2: We show that the strategies in question constitute a subgame perfect equilibrium. First, it follows from Proposition 1 that the strategy profile in any subgame after the countries switch to the punitive equilibrium triggered by Country 2's deviation constitutes the perfect equilibrium. Next, we show that Country 1 will not deviate from setting its status quo tariff in interim disagreement games when this punitive equilibrium has not been invoked. If Country 1 deviates from its status quo tariff, the share Country 1 can get in the next period is $b_i^S(C)$ instead of $b_i^S(C) + c$, for either $i = 1$ or 2 . When c satisfies (6), we have

$$(1 - \delta)W_1(\tau^S) + \delta[b_i^S(C) + c] \geq (1 - \delta)\max_{\tau_1} W_1(\tau_1, \tau_2^S) + \delta b_i^S(C).$$

Country 2 will not also deviate from its status quo tariff τ_2^S when δ is large enough. In any period, odd or even, if Country 2 conforms, its average continuation payoff is at least

$$(1 - \delta)W_2(\tau^S) + \delta[1 - b_i^S(C) - c] = (1 - \delta)[W_2(\tau^S) - C] + \delta(1 - b_i^S(C)).$$

On the other hand, if Country 2 deviates, the perfect equilibrium of Proposition 1 will be played from the next period, and hence its average payoff will be at most

$$(1 - \delta)W_2(\tau_1^S, \tau_2^N) + \delta(1 - b_i^N).$$

Therefore, Country 2 will not deviate from its status quo tariff τ_2^S if and only if, for $i = 1, 2$,

$$(1 - \delta)[M_2(\tau_2^N) - M_2(\tau_2^S) + C] \leq \delta(b_i^N - b_i^S(C)), \quad (13)$$

which is satisfied if $b^S(C) < b^N$ and if δ is large enough as we see shortly.

Next, let us consider the offers and responses when Country 1 has not conformed to setting the status quo tariff rate in the last period. The case we consider include the first period in which Country 1 has not had a chance to conform in the disagreement game. In an odd period, Country 2's continuation payoff when it rejects an offer equals $1 - b_1^S(C)$ as (7) indicates. Therefore, it is rational for Country 2 to accept an offer b_1 if and only

if $b_1 \leq b_1^S(C)$. Given this strategy of Country 2, Country 1 will make an offer such that $b_1 = b_1^S(C)$. Similarly in an even period, Country 1 accepts an offer if and only if b_2 is not less than $b_2^S(C)$, which equals Country 1's continuation payoff when it rejects an offer as (8) shows.

When Country 1 has conformed to the last disagreement game, the equilibrium path will switch to the one in Proposition 1 if Country 2 fails to compensate for Country 1's forgone deviation gains. In an odd period, if Country 2 rejects an offer which was supposed to be accepted, its continuation payoff becomes $(1 - \delta)W_2(\tau^N) + \delta(1 - b_2^N)$ which equals $1 - b_1^N$. According to the prescribed strategy, Country 2 accepts an offer if and only if it gives Country 2 at least as large as $1 - b_1^S(C) - c$. Thus, Country 2 follows the prescribed strategy if $c \leq b_1^N - b_1^S(C)$. Since $c = (1 - \delta)C/\delta$, this condition is satisfied if (13) holds. Now, given this strategy of Country 2, Country 1 makes the offer $b_1^S + c$ since it is greater than its continuation payoff when it offers differently: $b_1^S(C) + c > b_1^S(C) = (1 - \delta)[1 - W_2(\tau^S)] + \delta(b_2^S(C) + c) \geq (1 - \delta)W_1(\tau^S) + \delta(b_2^S(C) + c)$ for $W_1(\tau^S) + W_2(\tau^S) \leq 1$. In an even period, Country 1 is supposed to accept any offer that gives Country 1 at least as large as $b_2^S(C) + c$. If an offer is not less than $b_2^S(C) + c$, it is rational for Country 1 to accept it since if it rejects, its continuation payoff becomes $b_2^S(C)$. When an offer is less than $b_2^S + c$, the equilibrium path will switch to the one in Proposition 1 if Country 1 rejects it, in which case Country 1's payoff becomes b_2^N . Thus, Country 1 rejects an offer that is less than $b_2^S(C) + c$ if $c \leq b_2^N - b_2^S(C)$. Again, this condition is satisfied if (13) holds.

We have just shown that the strategy profile in question is a perfect equilibrium if and only if (13) holds for $i = 1, 2$. As δ goes to 1, the left-hand side of (13) goes to 0, while the right-hand side converges to $b^N - b^S(C)$. Therefore, if $b^S(C) \in [b^S(C), b^N)$, (13) is satisfied and the above strategy profile is a perfect equilibrium when δ is large enough. Moreover, it is apparent that the limit b^S coincides with an NBS with the disagreement point of (9).

References

- Binmore, K., 1987, Nash Bargaining Theory II, in K. Binmore and P. Dasgupta, eds, *The Economics of Bargaining* (Blackwell, Oxford).
- Binmore, K., A. Rubinstein, and A. Wolinsky, 1986, The Nash Bargaining Solution in Economic Modeling, *RAND Journal of Economics* 17, 176-188.
- Busch, L-A. and Q. Wen, 1995, Perfect Equilibria in a Negotiation Model, *Econometrica* 63, 545-565.
- Fernandez, R. and J. Glazer, 1991, Striking for a Bargain between Two Completely Informed Agents, *American Economic Review* 81, 240-252.
- Furusawa, T. and Q. Wen, 1999, Disagreement Points in Trade Negotiations, Working paper, Yokohama National University.
- The GATT Secretariat, 1994, Uruguay Round of Multilateral Trade Negotiations: Legal Instruments Embodying the Results of the Uruguay Round of Multilateral Trade Negotiations Done at Marrakesh on 15 April 1994.
- Haller, H. and S. Holden, 1990, A Letter to the Editor on Wage Bargaining, *Journal of Economic Theory* 52, 232-236.
- Harrison, G. W. and E. E. Ruström, 1991, Trade Wars, Trade Negotiations and Applied Game Theory, *Economic Journal* 101, 420-435.
- Herrero, M.J., 1989, The Nash Program: Non-convex Bargaining Problems, *Journal of Economic Theory* 49, 266-277.
- Houba, H., 1997, The Policy Bargaining Model, *Journal of Mathematical Economics* 28, 1-27.
- Mayer, W., 1981, Theoretical Considerations on Negotiated Tariff Adjustments, *Oxford Economic Papers* 33, 135-153.
- Nash, J., 1953, Two-Person Cooperative Games, *Econometrica* 21, 128-140.
- Raff, H., 1994, Threats in Trade Negotiations: A Model and Application to Canada-U.S. Free Trade, Unpublished manuscript, Indiana University.

Riezman, R., 1982, Tariff Retaliation from a Strategic Viewpoint, *Southern Economic Journal* 48, 583-593.

Rubinstein, A., 1982, Perfect Equilibrium in a Bargaining Model, *Econometrica* 50, 97-109.

Shaked, A. and J. Sutton, 1984, Involuntary Unemployment as a Perfect Equilibrium in a Bargaining Model, *Econometrica* 52, 1351-1364.

Footnotes

1. The GATT Secretariat (1994) lists the comprehensive agreements of the Uruguay Round.
2. In a numerical general equilibrium model, Harrison and Ruström (1991) examine the disagreement point in the Canada—U.S. free trade negotiation in 1989. Their results support the Nash tariff allocation as the disagreement point in applying the NBS. In addition, Mayer (1981) derives the core with the Nash equilibrium allocation as the reference point in a trade negotiation model.
3. Without affecting the analysis, payoff functions can be generalized to include political economy factors, such as putting more weight on producer surplus than on consumer surplus.
4. In many cases, it may not be feasible for countries to make side-payments. In Section 4, we show that our qualitative results hold even without the possibility of side-payments.
5. In non-cooperative bargaining models, such as Rubinstein's (1982), a decrease in discounting is usually interpreted as a decrease in the length of a period between successive offers. Obviously, a change in the length of a period will affect the per-period payoffs. However, since this change affects every payoff in the same multiplicative way, the analysis goes through without any change, if we view the payoffs as the corresponding instantaneous ones.
6. Since Country 1 makes an opening offer, Country 1 proposes $\beta_1(d)$ in the first period and Country 2 accepts the offer immediately in the perfect equilibrium.
7. If a country's payoff reflects some political factors, the Nash tariff may be higher than the traditional optimum tariff that maximizes the purely economic social welfare.

Therefore, our assumption does not rule out the possibility that the status quo tariff exceeds the traditional optimum tariff.

8. This result supports a common argument that the Nash tariff allocation serves as the disagreement point in applying the NBS.
9. See Busch and Wen (1995) for a general characterization of subgame perfect equilibria in this class of games. In Furusawa and Wen (1999), we derive the range of perfect equilibria of this trade negotiation model. Some equilibrium requires that the two countries change their individual tariff rates frequently in interim disagreement games. This phenomenon, however, seldom happens in reality, due to political and economic costs of implementing this kind of strategies, or regulations and common practices in international trade relationships.
10. Through the deviation, Country 1, which prefers the NBS with the Nash tariffs to the NBS with the status quo tariffs, may also capture the long-run gains that would be reflected in the negotiation outcome.
11. The dependence of the equilibrium share on τ_2^S can be shown in a similar diagram, in which $b^S(\mathcal{Q}, \tau^S)$ is decreasing in τ_2^S .

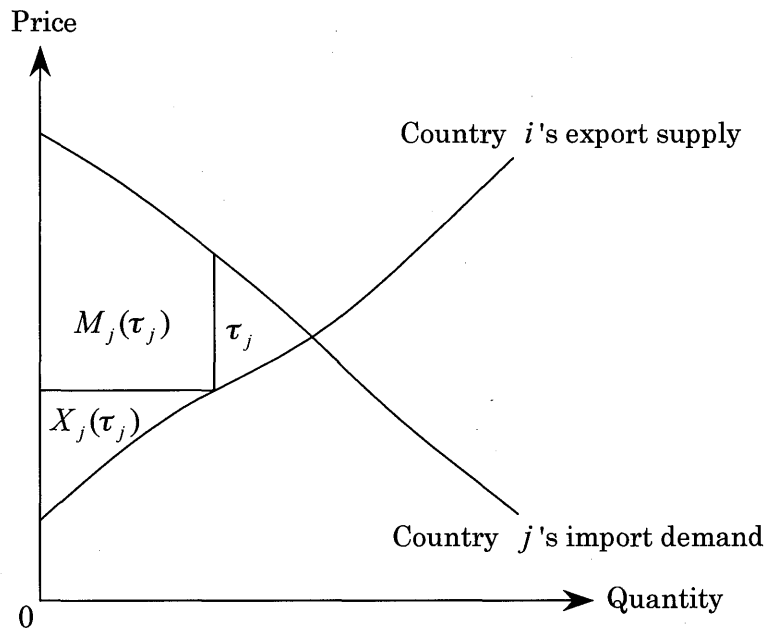


FIGURE 1. Surpluses from Imports and Exports of Good i where $j \neq i$

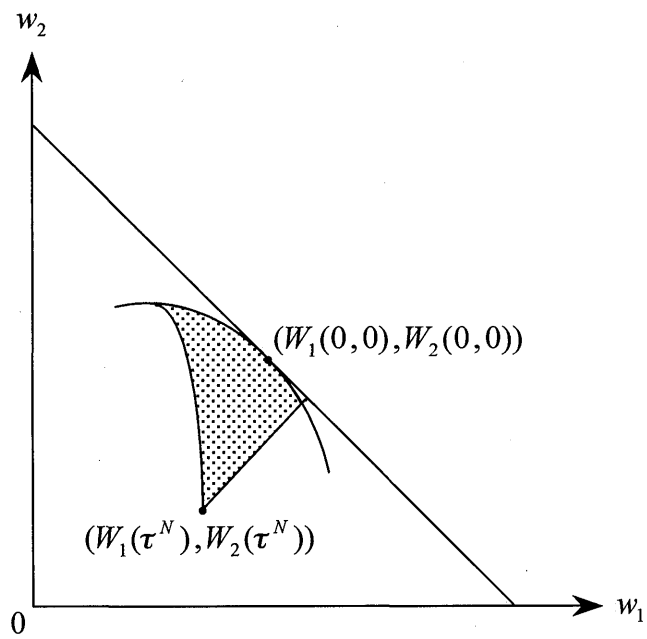


FIGURE 2. The Bargaining Problem

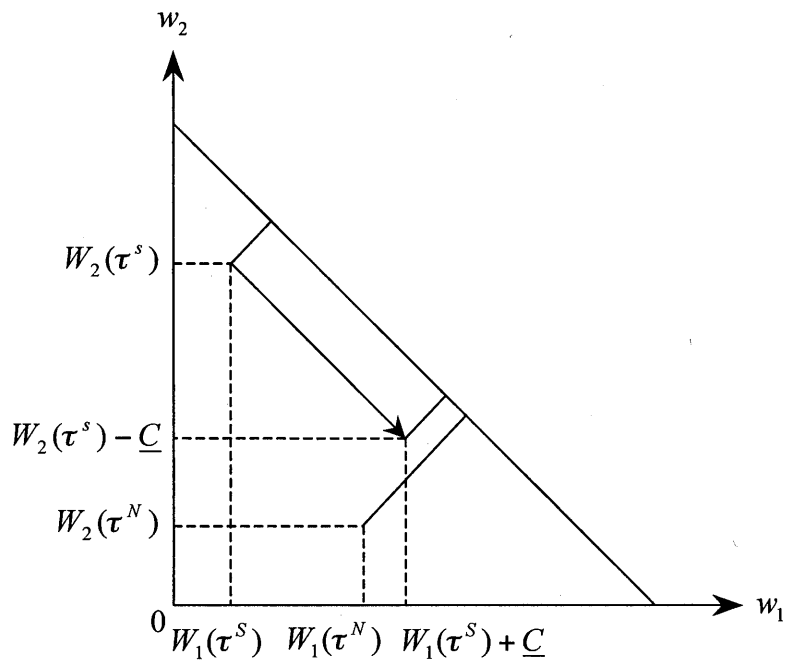


FIGURE 3. The Disagreement Point in Negotiation, where $C = \underline{C}$

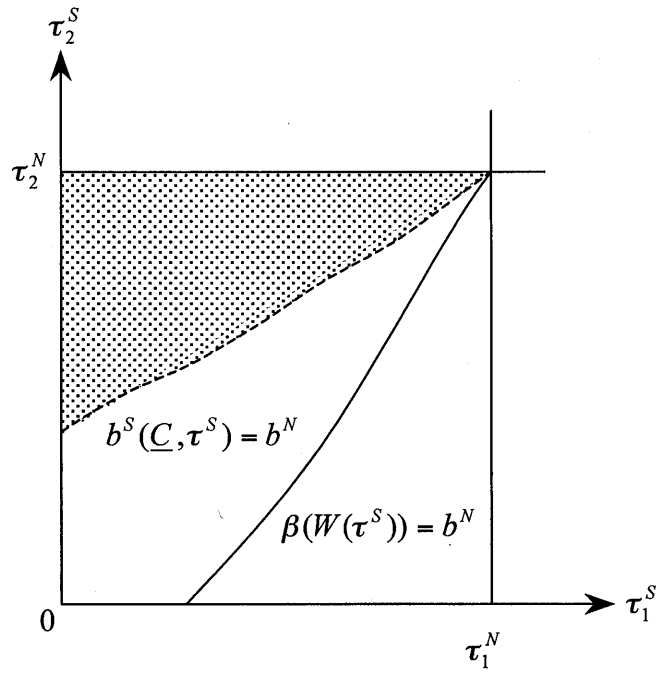


FIGURE 4. τ^S that satisfies the equilibrium condition

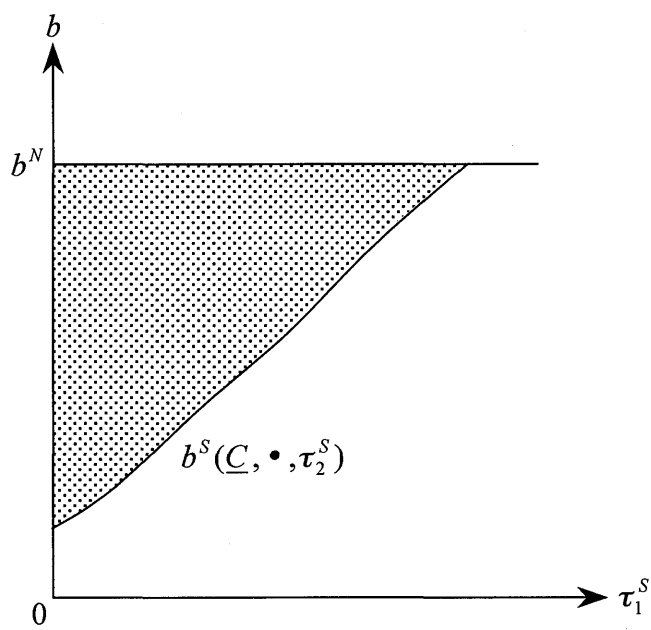


FIGURE 5. Country 1's NBS share in Propositions 1 and 2

Adjustment Costs and Gradual Trade Liberalization*

by

Taiji Furusawa[†] and Edwin L.-C. Lai[‡]

Final version: June 25, 1998

Abstract

This paper analyzes dynamic bilateral trade liberalization between two large countries. Trade liberalization causes the importable sector of each country to shrink and thereby causes reallocation of labor between sectors. Assuming that each moving worker must pay a fixed adjustment cost, a country has to bear a total adjustment cost which is linear in the amount of moving workers. We derive the most-cooperative, self-enforcing trade liberalization path, and find that in general trade liberalization is gradual. We also find that trade adjustment assistance that compensates workers for relocation out of the protected sector will accelerate the pace of trade liberalization.

JEL Classification Number: F13 (International Trade), C73 (Dynamic Games)

Keywords: Adjustment costs, trade liberalization, trade adjustment assistance

*We are grateful to the seminar participants at the Midwest International Economics Meeting in Fall 1995, North American Summer Meeting of the Econometric Society in 1996, Tohoku University, Tokyo Metropolitan University, Yokohama National University, the brown bag seminar at Vanderbilt University, and Jota Ishikawa, Noritsugu Nakanishi, Tom Prusa, Jennifer Reinganum and Michihiro Ohyama for helpful comments. Last but not least, we would like to thank the co-editor and two anonymous referees for their helpful comments.

[†]Department of Economics, Yokohama National University, 79-3 Tokiwadai, Hodogaya-ku, Yokohama 240-8501 JAPAN. Email: furusawa@ynu.ac.jp. Tel: +81-45-339-3534; Fax: +81-45-339-3518.

[‡]Department of Economics and Finance, Room P7407, Academic Building, City University of Hong Kong, 83 Tat Chee Avenue, Kowloon Tong, Hong Kong.
Fax: +(852) 2-788-8806; Tel. +(852) 2-788-7317; E-mail: efedwin@cityu.edu.hk

Adjustment Costs and Gradual Trade Liberalization

1 Introduction

It is well understood that large countries have some market power in world commerce even in markets that are perfectly competitive. Their governments can increase domestic welfare by erecting trade barriers. When several countries try to exploit this advantage at the same time, they tend to act strategically. Such strategic interaction between, say, two countries can result in a trade war, the outcome of a prisoners' dilemma game, where each country protects its inefficient importable industry by import tariffs or other trade policies. There is, however, no cause for pessimism since when the game is repeated for many periods, countries would be willing to cooperate and cut tariffs below the static 'optimum tariff' level. The Folk Theorem tells us that if the future is sufficiently important to both countries, even free trade can be supported as an equilibrium in a repeated game setting. The two countries will be willing to cooperate immediately and thereafter.¹

If one examines the evolution of openness to trade of the major industrial countries in the post-war era, it is clear that tariff barriers have fallen gradually, not immediately. Successive rounds of the General Agreement on Tariffs and Trade have delivered lower and lower trade barriers among countries, especially between the major industrialized countries (Bhagwati, 1988). This paper provides a theory to explain gradualism in bilateral trade liberalization between large countries. The theory we develop is based on two assumptions that we believe are essential. First, because of the lack of a world law enforcement agency, multilateral trade agreements should be self-enforceable, otherwise agents may strategically defect from an agreement. Second, factors of production need to pay costs of adjustment as they relocate between sectors.

The literature on trade liberalization has mainly focused on the analysis of unilateral liberalization with costs of adjustment. The results are typically the outcome of unilateral dynamic optimization. In such models, the optimal liberalization path can be gradual only when adjustment costs are convex with respect to the magnitude of tariff reduction. For example, in a model of liberalization of a small country where unemployment is the primary source of adjustment costs, Mussa (1986) finds that optimal unilateral trade liberalization

¹See, for example, Dixit (1987).

will be gradual if “the rate of resource reallocation relative to the level of unemployment becomes large at low levels of unemployment” (p.71), which is essentially an assumption of convex adjustment cost. However, besides failing to address the enforceability issue, which becomes relevant in the case of large countries, this approach cannot explain gradualism unless the adjustment cost is convex, which is a rather restrictive assumption. On the contrary, the theory we develop below is robust to changes in the structure of adjustment costs.

Other models of unilateral liberalization suggest that gradualism can be justified for income distribution reasons. Mussa (1986) finds that gradual liberalization may be necessary to limit the income and wealth losses sustained by owners of resources initially employed in the protected sectors (p.70). Leamer (1980) considers unilateral tariff reduction of a country in a two-good, two-period model with only one mobile factor (labor) and the cost of intersectoral labor transfer. He finds that a staged (rather than immediate) reduction of tariffs not only eases the pain of the workers in the protected sector, but may also be preferred by all workers.

There are also models of (unilateral) endogenous gradual tariff reduction based on political economy arguments. Cassing and Hillman (1986) model that lower domestic output of an industry translates into lower net domestic benefits from protection. Instead of the presence of adjustment costs, what holds back the immediate ‘collapse’ of an industry (in the initial phase of trade liberalization) is an assumed positive relationship between tariff levels and industry size (based on lobbying theory). Drawing partially from Cassing and Hillman, but explicitly incorporating lobbying and convex adjustment costs, Brainard and Verdier (1994) model that greater current protection, in the form of higher import tariffs, implies greater current output, which in turn leads to more resources devoted to lobbying. Since industry adjustment and lobbying are substitutes — the more an industry lobbies, the greater the protection it receives and the less it adjusts — the lobbying feedback effect leads to a slow reduction of tariffs. Thus declining industries contract slowly over time.

Devereux (1997) examines a two-way interaction between bilateral trade liberalization and economic growth. Through dynamic increasing returns to specialization, international trade can increase world growth rates. But growth, through specialization, alters the pattern of comparative advantage, and increases the gains from trade. In one type of equilibrium in the dynamic tariff game, such interaction gradually raises the costs of punishment, and provides incentives for governments to lower tariffs gradually. Staiger (1995) also attributes

gradualism in trade liberalization to self-enforceability of agreements. He assumes that import-competing workers have special rent-earning skills specific to the sector. If an initial “round” of liberalization can induce at least a portion of these workers to relocate to the rest of the economy, and if by not using their sector-specific skills these workers stand to lose them, then the enforcement problem associated with their presence will also diminish over time, and further rounds of liberalization are made possible. He does not, however, address the issue of adjustment costs of liberalization (such as re-training, physical relocation and temporary unemployment of displaced workers), which is a major concern for most countries facing the prospect of trade liberalization.

In this paper, we consider two large countries seeking a bilateral trade liberalization agreement.² We assume that each worker has to pay a fixed adjustment cost whenever he switches between sectors. We find that the most-cooperative liberalization path is gradual under a wide range of parametric values. In the course of bilateral trade liberalization, each country gains from a mutual tariff reduction, while incurring the cost of industrial adjustment accompanied by the liberalization. If a country deviates from the liberalization agreement, it would enjoy temporary benefits from setting an optimum tariff, which is followed by a trade war — both countries setting the optimum tariff — which we assume to last forever. Moreover, in this deviation-punishment phase, the deviating country would have to incur adjustment costs for expanding the importable sector. In each period along the most-cooperative trade liberalization path, the tariffs are mutually cut as much as possible, while keeping each country’s incentive to stay in the agreement. However, after the resulting adjustment costs have been paid and the country has adjusted toward a smaller importable sector, the value of staying in the agreement is increased while the gains from deviation are decreased. These factors relax the incentive constraint, making it possible to cut tariffs further in the following period. In short, gradualism results both from self-enforceability and from the presence of costs of adjustment. With only self-enforceability and no adjustment costs, liberalization will be immediate. With only adjustment costs and no requirement of self-enforceability, liberalization will be gradual only when the adjustment cost is strictly convex.

We also examine the validity of the ‘bicycle theory’ of multilateral trade liberalization: unless you keep pedalling, you will fall off. This theory, which is first introduced by Bhagwati (1988), and later found its support in Staiger’s (1995) model, suggests that a failure to

²At the cost of complexity, we could extend our analysis to *multilateral* trade liberalization and would obtain the same qualitative results.

conclude a round of GATT negotiation does not simply mean a continuation of the status quo, but rather a retreat from existing levels of international cooperation in trade policy. We find that the ‘bicycle theory’ is not supported in our model because, upon termination of cooperation, the foregone benefits from future cooperation, which tend to tighten the incentive constraint, are outweighed by saving of current adjustment costs, which tend to relax the constraint.

Then, we ask how trade adjustment assistance affects the pace of such liberalization. We find that an increase in the level of trade adjustment assistance granted to workers displaced from the importable sector would accelerate the pace of liberalization. The reason for it is that an increase in trade adjustment assistance reduces the distortion in the importable sector caused by the presence of adjustment costs, raising the benefits from cooperation. This intuitive result contrasts with Fung and Staiger (1996), who find an ambiguous result, and Brecher and Choudhri (1994), who find a quite different result from ours.³

Section 2 describes the preliminaries of the paper. In Section 3, we compute as the benchmark cases the liberalization paths with both linear and strictly convex adjustment costs when countries can commit to their agreed-upon tariffs. Noting that self-enforceability is crucial in a world without a central planner, we show in Section 4 a model of self-enforcing bilateral trade liberalization with linear (and more general) adjustment cost. In Section 5, we examine the ‘bicycle theory’ in light of our model. Section 6 evaluates the impacts of trade adjustment assistance on the liberalization path. Section 7 concludes the paper.

2 Preliminaries

In this section, we describe the basic setup of the models in Sections 3, 4 and 5.

2.1 Production Technologies

Consider two large countries, A and B, each of which can produce three competitively-produced goods, Goods 1 and 2, and a numeraire good. The only factor of production is labor. The two countries are symmetrical in all aspects except that Country A has a

³Brecher and Choudhri (1994) find that when there is compensation to maintain the pre-liberalization levels of welfare of displaced workers, the likelihood of Pareto gain from trade is reduced, since it weakens the incentive to work efficiently.

comparative advantage in Good 1 and Country B in Good 2, in the Ricardian sense described below. Consequently, in equilibrium, Good 1 is Country A's exportable and Country B's importable; Good 2 is Country A's importable and Country B's exportable.

In each country, there are two types of workers. The first type is skilled labor. They have special skills in the production of the exportable. Their productivity in the exportable sector is greater than one.⁴ In each period they can produce $2E$ units of the exportable, sufficient for export as well as domestic consumption, if they all work in the exportable sector. Although they can also work in the importable sector or the numeraire good sector with productivity one, we assume that their productivity in the exportable sector is so high that all such workers prefer to work there in any event, attracted by higher wages. Workers of the second type are unskilled workers. They have no special skills in the production of the exportable. They can produce any of the three goods with productivity one. As we see later, their wage in the exportable sector equals one minus the other country's specific import tariff, whereas they can earn a wage of one in the other sectors. Thus, no worker of the second type works in the exportable sector. In summary, despite the assumption that the labor markets are perfectly competitive, there is no movement of workers in and out of each country's exportable industry in any event. This last feature allows us to focus on the allocation of the second type of labor between the importable and numeraire good sector whenever the industrial structure changes. Hereinafter, 'labor' or 'worker' refers to this second type of labor, unless otherwise specified.

2.2 Preferences and Demand for Goods

The preferences of a representative consumer of each country in each period of discrete time are represented by a quasi-linear utility function

$$U(x_1, x_2, y) = u(x_1) + u(x_2) + y,$$

where x_1 , x_2 , and y are respectively the consumption of Good 1, Good 2, and the numeraire good. As is well-known, preferences of this type implies that consumers' utility can be measured by the total surplus derived from the markets of Good 1 and Good 2. Consequently, the analysis may proceed in a partial equilibrium framework.

To simplify our calculation, we assume that the sub-utility function u has a form which makes each country's demand function for either Good 1 or Good 2 linear. Specifically, we

⁴Productivity is measured by the amount of good produced by each unit of labor.

define u in such a way that the per-period inverse demand function for either Good 1 or Good 2 can be written as $p = a - bq$, where $a \in [1 + bE, 1 + 2bE)$ and $b > 0$ are parameters; p and q are the price and quantity of the good. From the assumption that $2E$ units of Good 1 (Good 2) are produced in Country A (Country B), the inverse export supply function is given by $p = a - 2bE + bq$ for either country. Thus, the demand for the importable equals the export supply from abroad at the price $a - bE$. Since the importable can be supplied infinitely elastically at the price of one, the restriction on ‘ a ’ stated above, which can be rewritten as $a - 2bE < 1 \leq a - bE$, means that in free trade each country also produces the importable domestically. As Figure 1 shows, Country A (Country B) is the exporter of Good 1 (Good 2) in free trade, with the equilibrium world price equal to one.

2.3 One-Shot Payoffs for Each Government

As a benchmark scenario, we assume in Sections 3 and 4 that each government fully compensates workers for all the costs of adjustment if trade liberalization indeed takes place.⁵ In such a case, even during trade liberalization, workers in the importable sector are always indifferent between staying and leaving the importable sector at the wage rate of one. This implies that the domestic price of the importable is always equal to one.

The one-shot social welfare is defined as the benefits minus the adjustment costs, which we shall specify in the next subsection. The benefits are defined as the sum of the total surpluses in the exportable and importable sectors. The total surplus in the importable sector in each country is the sum of the consumer surplus, producer surplus, and tariff revenue. Since the domestic supply of the importable is perfectly elastic at a price of one, and as a consequence the domestic price is always equal to one, the consumer surplus is equal to $(a - 1)^2/(2b)$ and the producer surplus in the importable sector is equal to zero regardless of the level of the tariff. Since the amount of imports is equal to $(1 - a + 2bE - \tau)/b$ when the tariff level is τ , the tariff revenue is given by $\tau(1 - a + 2bE - \tau)/b$. Thus, letting $M(\tau)$ denote the benefit derived from the importable sector as a function of the country’s tariff against its imports, we have:

$$M(\tau) = \frac{(a - 1)^2}{2b} + \frac{\tau(1 - a + 2bE - \tau)}{b}. \quad (1)$$

⁵In Sections 3 and 4, with full government’s compensation, the adjustment costs arising from the relocation of workers are in effect transferred from displaced workers to the governments. As we shall see, this simplified model is sufficient to make the main point of our argument.

The function $M(\tau)$ is concave and attains its maximum at $\tau = (1 - a + 2bE)/2$.

The total surplus in each country derived from the exportable sector can similarly be calculated from the fact that the price of the exportable in the exporting country is equal to $1 - \tau$ when a tariff at the level of τ is imposed by the importing country. From Figure 1, it is easy to see that the surplus from export to the foreign country, denoted by X , expressed as a function of the importing country's tariff level τ , is given by

$$X(\tau) = \frac{(1 - a + 2bE - \tau)^2}{2b}$$

The function $X(\tau)$ is decreasing and convex. In fact, the sum of producer surplus and consumer surplus from the sales of the exportable in both the home and foreign country is equal to $X(\tau) + 2E(a - bE)$.⁶ Since adding a constant to the payoff would not change the analysis, we drop $2E(a - bE)$ from the expression of social welfare in the rest of the paper.

Let τ^j , $j = A, B$, denote the tariff level of Country j in a certain period. Country j 's benefit in that period is given by $M(\tau^j) + X(\tau^k)$, where $k \neq j$. If the countries set a common tariff level of τ , the one-shot benefit to each country, expressed by $W(\tau)$, is given by $M(\tau) + X(\tau)$. That is,

$$\begin{aligned} W(\tau) &\equiv M(\tau) + X(\tau) \\ &= \frac{(a-1)^2 + (1-a+2bE)^2 - \tau^2}{2b}, \end{aligned} \tag{2}$$

where W is concave and decreasing.⁷

2.4 Re-allocation of Labor and Adjustment Costs

At the beginning of each period, the two governments simultaneously set the tariff levels, followed by each worker's choice of the industry in which to work in that period. Production and consumption take place after those decisions. Employment in the importable sector in any period is given by the difference between the domestic demand for the importable and the export supply of the same good from the foreign country at a going domestic market price. This employment level shrinks when the country cuts import tariff during each stage of mutual trade liberalization. Some workers in the importable sector are displaced and are assumed to switch immediately to the numeraire good sector after paying some adjustment

⁶To derive the producer surplus, we treat the exportable as an endowment. The producer surplus equals $2E(1 - \tau)$ as a consequence.

⁷Note that adjustment costs have not been taken into account in $W(\tau)$.

costs.⁸ These adjustment costs arise from frictional losses associated with inter-sectoral reallocation of labor. They can be interpreted as such things as the costs of training, physical relocation and temporary unemployment.

Frictional losses associated with reallocation are also present as workers switch from the numeraire good sector to the importable sector, which would happen if the tariff rate is raised. The adjustment cost of switching from the numeraire good sector to the importable sector need not be equal to that of switching in the opposite direction. To allow for this possibility, we assume that a switching worker needs to purchase α units of the numeraire good when switching from the importable to the numeraire good industry, while one needs to purchase β units of the numeraire good when switching in the opposite direction. Although the wage rate in the exportable sector is lower than that in other sectors, as we assumed, workers might relocate from the importable sector to the exportable sector if the corresponding adjustment cost is small relative to that of relocating to the numeraire sector. However, for the sake of simplifying the analysis, we assume that the adjustment cost of each worker who switches from the importable to the exportable industry is sufficiently large that no worker moves into the exportable sector in equilibrium.

The assumption that each switching worker has to pay an adjustment cost implies that the total adjustment costs the country bears are proportional to the number of switching workers, which is in turn proportional to the magnitude of the change in tariff, due to the linearity of the export supply, domestic supply, and domestic demand curves. As Figure 1 suggests, the number of switching workers is given by the magnitude of the tariff change divided by b .

2.5 Deviation Path and Deviation Payoffs

We assume that if a country does not honor the trade liberalization agreement, the other country will punish it by reverting to the optimum tariff forever starting from the period after the defection.⁹ In the presence of adjustment costs, however, the level of this optimum tariff in a certain period depends on the country's tariff level at the beginning of that period,

⁸In the context of our model, this amounts to the assumption that each switching worker must purchase a certain amount of the numeraire good, yet this purchase *per se* does not increase the workers' utility.

⁹Most trade retaliations in reality ended in a finite period of time. However, the adoption of other punishment strategies, such as finite Nash reversion, would only complicate the analysis without altering the basic results of this paper.

which has been carried over from the last period.¹⁰

It is easy to see that on the optimal deviation path, the tariff level would not decrease at any time. In such a case, a country, say Country j , which deviates in period i would choose a sequence of tariff levels to solve

$$\max_{\{\tau^j(i+s)\}_{s=0}^{\infty}} (1-\delta) \sum_{s=0}^{\infty} \delta^s \left\{ M(\tau^j(i+s)) + X(\tau^k(i+s)) - \frac{\beta[\tau^j(i+s) - \tau^j(i+s-1)]}{b} \right\},$$

(where $j \neq k$) for a given $\tau^j(i-1)$ and a given sequence of foreign tariff levels $\{\tau^k(i+s)\}_{s=0}^{\infty}$, where $\tau^j(i)$ denotes the tariff level of country j in period i .

It is straightforward to show that the first order condition is:

$$M'(\tau^j(i+s)) - \frac{\beta(1-\delta)}{b} = 0$$

for any $s = 0, 1, \dots$. Using (1), this implies that the optimal deviation path satisfies $\tau^j(i+s) = [1 - a + 2bE - \beta(1-\delta)]/2$ for any $s = 0, 1, \dots$. That is, the deviating country would increase its tariff level to $[1 - a + 2bE - \beta(1-\delta)]/2$ and maintain this level thereafter. Call this level τ^N . It is obvious that Country j would not change the tariff level from $\tau^j(i-1)$ if $\tau^N \leq \tau^j(i-1) \leq (1 - a + 2bE)/2$.

For simplicity, we assume that the tariff level at the beginning of period 1, call it τ_0 , is less than or equal to τ^N for either country so that a country would always revert to τ^N if it deviates at all. Therefore, the one-shot benefit from deviation from the agreed-upon tariff level of τ is given by $M(\tau^N) + X(\tau)$. We define the function $\hat{W}(\tau)$ representing this one-shot deviation benefit (with adjustment costs not accounted for) as:

$$\begin{aligned} \hat{W}(\tau) &\equiv M(\tau^N) + X(\tau) \\ &= \frac{(a-1)^2}{2b} + \frac{(1-a+2bE)^2 - \beta^2(1-\delta)^2}{4b} + \frac{(1-a+2bE-\tau)^2}{2b}. \end{aligned}$$

Since X is decreasing and convex, \hat{W} is also decreasing and convex.

3 Bilateral Trade Liberalization with Commitment

In this section, we compute the liberalization path when two large countries can commit themselves to all future tariffs stipulated in an agreement. In other words, the countries are not allowed to deviate from the agreed-upon tariff levels in all periods. This case would arise,

¹⁰Without the adjustment costs, Country j 's optimum tariff is always $bE/2$, at which $M(\tau^j)$ is maximized.

for example, if there were an international law enforcement agency to ensure that agreements are honored.

Given the above environment, the two governments cooperatively maximize each government's net payoff without any constraint. That is, they solve the following problem for each country:

$$\max_{\{\tau(t)\}_{t=1}^{\infty}} (1 - \delta) \sum_{t=1}^{\infty} \delta^{t-1} \left\{ W(\tau(t)) - \frac{\alpha[\tau(t-1) - \tau(t)]}{b} \right\},$$

for a given $\tau(0)$, where $\tau(t)$ denotes the tariff level in period t , which is common to both countries because of the symmetry.

The first order condition for this problem is:

$$W'(\tau(t)) + \frac{\alpha(1 - \delta)}{b} = 0,$$

for any $t = 1, 2, \dots$. From (2), we find that $\tau(t) = \alpha(1 - \delta)$ for any $t = 1, 2, \dots$. Thus, we have shown that the trade liberalization is once-and-for-all in our model if the countries can commit themselves to such a liberalization path. Let us define τ^* as this steady state tariff, i.e., $\tau^* = \alpha(1 - \delta)$.¹¹

On the contrary, we show in the Appendix that even if the countries can commit themselves to a trade liberalization path, when the adjustment cost is convex, there is an incentive for the countries to spread liberalization over many periods so as to lower the marginal adjustment cost in each period. Thus, we have

Proposition 1 *When symmetric countries can commit themselves to bilateral trade liberalization agreements, the most-efficient liberalization will be immediate rather than gradual if the adjustment cost is linear in the magnitude of tariff reduction. However, it will be gradual if the adjustment cost is strictly convex.*

We can think of the case in this section as one in which there is a central planner in the world to enforce the tariff agreement in each country. We argue that if there does not exist such a world law enforcement agency, tariff agreements have to be self-enforcing. In the next section, we shall show that the requirement of self-enforceability, even with linear adjustment costs, implies that liberalization will be gradual rather than immediate within certain ranges of the parameters. In other words, convexity of the adjustment cost need not

¹¹For there to be any liberalization, it is obvious that we need to assume $\tau(0) > \alpha(1 - \delta)$ as we later discuss more.

play any role in gradual trade liberalization. Since the faster the pace of liberalization, the higher each country's social welfare, this means that the self-enforcing trade liberalization is Pareto-inferior to the central planner's solution.

4 Self-Enforcing Bilateral Trade Liberalization

In this section, we derive a model of a non-cooperative, infinite-horizon, dynamic trade liberalization game played by two large countries. We assume that the countries agree to select the most-efficient trade liberalization path and that this agreement must be self-enforcing. The main result in this section is that such trade liberalization will be gradual under a wide range of parametric values, even when the adjustment cost is linear. To show this, we first present the condition under which trade liberalization will occur and will take more than one period to complete if the initial tariff level is high enough. Then we show that there exists a unique, symmetric, most-cooperative (and also most-efficient), self-enforcing liberalization path along which liberalization always takes a finite number of periods to complete. In each period, each government sets the lowest common tariff level that is incentive-compatible.

In each period, the following sequence of events will occur: (i) The governments set tariffs. (ii) If the tariff is lowered in a country, some import-competing workers are displaced from the importable sector, and switch to the numeraire good sector. If the tariff is raised in a country, some workers would move from the numeraire good sector to the importable sector. (iii) Workers who switch sectors pay adjustment costs and the governments pay full trade adjustment compensation to workers. (iv) All goods are produced and consumed.

The action space of each country is $\{\tau(t)\}_{t=1}^{\infty}$ where $\tau(t) \in \mathbf{R}$. Here, $\tau(t)$ is the import tariff of the country in period t . The initial tariff, $\tau_0 (\leq \tau^N)$, is exogenous. We assume that if a country does not honor the trade liberalization agreement, the other country will punish it by reverting to τ^N forever starting from the period after the defection. Therefore, the equilibrium strategy of each country is: Cooperate (according to the agreement) in this period if both countries have cooperated in the last period, but set the tariff at τ^N forever after if one of the countries did not cooperate in the last period. Consequently, the subgame perfect equilibrium outcome is: Each country will set the agreed-upon, most-cooperative (lowest possible) tariffs consistent with incentive in each period.

As we argued in Section 2, short of any punishment, each country is tempted to set its

tariff level at τ^N during the trade liberalization. However, such a deviation may be deterred by the threat of the other country also reverting to τ^N forever after the deviation. Therefore, the liberalization path is self-enforcing if and only if the sequence of common tariff levels from period i onwards, $\{\tau(i+s)\}_{s=0}^{\infty}$, satisfies the following incentive constraint for all i :

$$\begin{aligned} (1-\delta) \sum_{s=0}^{\infty} \delta^s \left\{ W(\tau(i+s)) - \frac{\alpha[\tau(i+s-1) - \tau(i+s)]}{b} \right\} \\ \geq (1-\delta) \hat{W}(\tau(i)) + \delta W(\tau^N) - \frac{\beta(1-\delta)[\tau^N - \tau(i-1)]}{b}. \end{aligned} \quad (3)$$

The left-hand side shows the average discounted net payoff from perpetual cooperation from period i onwards, whereas the right-hand side represents the average discounted net payoff from deviation. The first two terms on the right-hand side together show the average discounted benefit to the country when it deviates, since the two countries would set τ^N every period in the punishment phase. The last term on the right-hand side shows the one-time adjustment costs the deviating country would incur. Since deviation means that the deviating country sets her tariff at τ^N instead of $\tau(i)$ in period i , the number of workers switching from the numeraire good sector to the importable sector is $\frac{\tau^N - \tau(i-1)}{b}$. There will be no incentive to deviate in any period if the incentive constraints in all periods are satisfied. To simplify the expressions, define $G(\tau, \delta)$ as the average discounted payoff from deviation:

$$G(\tau, \delta) \equiv (1-\delta) \hat{W}(\tau) + \delta W(\tau^N).$$

The function $G(\tau, \delta)$ is convex and decreasing with respect to τ due to the same properties of $\hat{W}(\tau)$.

Recall that τ^* is the steady state tariff level (or cooperative long-run optimal tariff level) in the case of bilateral trade liberalization with commitment (i.e. the first best). It is obvious that neither country has an incentive to cut the tariff below τ^* , at which the marginal cost of tariff reduction is equal to the marginal benefit from cooperation.

Now, let us derive the condition under which trade liberalization will occur and will take more than one period to complete. First, for trade liberalization to be welfare-improving for both countries, the long-run optimal tariff level τ^* must be less than τ_0 , which in turn is less than or equal to τ^N . Since $\tau^* = \alpha(1-\delta)$ and $\tau^N = [1 - a + 2bE - \beta(1-\delta)]/2$, it is necessary that

$$(1-\delta)(2\alpha + \beta) < 1 - a + 2bE. \quad (4)$$

That is, the adjustment costs should be sufficiently small to make trade liberalization welfare-improving. Second, it follows from (3) that setting τ^* is incentive compatible for both

governments after τ^* has been reached, if

$$W(\tau^*) \geq G(\tau^*, \delta) - \frac{\beta(1-\delta)(\tau^N - \tau^*)}{b}. \quad (5)$$

Finally, liberalization will take more than one period if the countries have no incentive to cut the tariff level from τ_0 to τ^* in one period. Liberalization will take more than one period, for $\tau_0 \leq \tau^N$, if

$$W(\tau^*) - \frac{\alpha(1-\delta)(\tau^N - \tau^*)}{b} < G(\tau^*, \delta). \quad (6)$$

Notice that satisfying this condition would not preclude the possibility that liberalization takes multiple periods even if τ_0 is strictly less than τ^N . We will henceforth assume that

$$-\frac{\beta(1-\delta)(\tau^N - \tau^*)}{b} < W(\tau^*) - G(\tau^*, \delta) < \frac{\alpha(1-\delta)(\tau^N - \tau^*)}{b}, \quad (7)$$

a condition which is slightly stronger than the combination of (5) and (6). A gradual trade liberalization is supported by a subgame perfect equilibrium under this condition.

Since a violation of (4) means that the adjustment costs are too large to start the trade liberalization and hence $\tau^* \geq \tau^N$, it is clear that (7) implies (4). Basically, condition (7) is satisfied if the discount factor is moderately large such that setting τ^* is just about incentive compatible to both governments in the absence of adjustment costs. The existence of α , β , and δ which satisfy (7) is proved in the Appendix.

Now, let us derive the self-enforcing trade liberalization path. Our goal here is to construct the function θ such that $\theta(\tau)$, for $\tau^* \leq \tau \leq \tau^N$, represents the common tariff level both governments will set for a period along the equilibrium liberalization path, given that they have set the tariff levels at τ in the last period. Figure 2 shows an example of the graph of θ we will derive. The figure describes the situation where the governments set τ_1 in the first period, τ_2 in the second period, and τ^* in the third period onward. We will henceforth use τ_i ($i = 1, 2, \dots$) to represent the equilibrium tariff level in period i . In the Appendix, we show that the trade liberalization ends in a finite number of periods. In deriving function θ for the entire domain $[\tau^*, \tau^N]$, we tentatively assume that liberalization begins with $\tau_0 = \tau^N$. Under this assumption, the last period of trade liberalization is defined as period n . When $\tau_0 \neq \tau^N$, the actual number of rounds of trade liberalization depends on the level of τ_0 and may be smaller than n .

For simplicity of notation, we shall suppress the argument δ in the function G in the following analysis. This abbreviation is justified since the analysis proceeds with fixed α , β ,

and δ which satisfy (7). Now, we are ready to solve for the most-cooperative bilateral liberalization path by backward induction.

Assuming $\tau_0 = \tau^N$, the countries cut the common tariff level from τ_{n-1} to τ^* in period n , i.e., $\tau_n = \tau^*$. It follows from (3) that the incentive constraint is given by

$$W(\tau^*) - \frac{\alpha(1-\delta)(\tau_{n-1} - \tau^*)}{b} \geq G(\tau^*) - \frac{\beta(1-\delta)(\tau^N - \tau_{n-1})}{b}.$$

That is, self-enforceability can be sustained if and only if the magnitude of tariff reduction in the last period of liberalization (from τ_{n-1} to τ^*) must be sufficiently small that the net payoff from cooperation (at a common tariff of τ^* thereafter) is at least as large as the net payoff from deviating to τ^N .

Rewrite the incentive constraint as

$$W(\tau^*) - G(\tau^*) + \frac{\beta(1-\delta)(\tau^N - \tau^*)}{b} \geq \frac{(1-\delta)(\alpha + \beta)(\tau_{n-1} - \tau^*)}{b}. \quad (8)$$

Lemma 1 $W(\tau) - G(\tau) + \frac{\beta(1-\delta)(\tau^N - \tau)}{b} > 0$ for any $\tau^* \leq \tau < \tau^N$. Moreover, this expression is concave in τ .

Proof. See Appendix D.

Since Lemma 1 shows that the left-hand side of (8) is positive, there exists a unique tariff level for τ_{n-1} , call it $\overline{\tau_{n-1}}$, which satisfies (8) with equality. The tariff level $\overline{\tau_{n-1}}$ is the critical level such that the most-cooperative symmetric tariff in the next period will be τ^* if the current tariff level is below $\overline{\tau_{n-1}}$. It is obvious that setting τ^* is incentive compatible to both governments, if and only if $\tau^* \leq \tau_{n-1} \leq \overline{\tau_{n-1}}$. We have thus identified the function $\theta(\tau)$ for $\tau \in [\tau^*, \overline{\tau_{n-1}}]$ in the domain (see Figure 2).

We now turn to the next step of the backward induction process. Since we are deriving the most-cooperative trade liberalization path, the incentive constraint in period $n-1$ should be binding, i.e.,

$$\begin{aligned} (1-\delta)W(\tau_{n-1}) + \delta W(\tau^*) - (1-\delta) \left[\frac{\alpha(\tau_{n-2} - \tau_{n-1})}{b} + \delta \frac{\alpha(\tau_{n-1} - \tau^*)}{b} \right] \\ = G(\tau_{n-1}) - \frac{\beta(1-\delta)(\tau^N - \tau_{n-2})}{b}. \end{aligned} \quad (9)$$

Given any $\tau_{n-1} \in (\tau^*, \overline{\tau_{n-1}}]$ and consequently $\tau_n = \tau^*$, this equality gives τ_{n-2} such that $\tau_{n-1} = \theta(\tau_{n-2})$.

To see that such a τ_{n-2} indeed exists and is greater than τ_{n-1} , we will explicitly use the fact that the incentive constraint is satisfied in period n as well as in period $n-1$. Since

the incentive constraint for period n may not be binding, we define the function $\gamma(\tau_{n-1})$ representing the slack. Then, the incentive constraint for period n can be rewritten as

$$W(\tau^*) - \frac{\alpha(1-\delta)(\tau_{n-1} - \tau^*)}{b} = G(\tau^*) - \frac{\beta(1-\delta)(\tau^N - \tau_{n-1})}{b} + \gamma(\tau_{n-1}). \quad (10)$$

It follows from the definition of $\overline{\tau_{n-1}}$ (i.e. the value of τ_{n-1} when (8) is satisfied with equality) that γ is decreasing at a rate of $\frac{(1-\delta)(\alpha+\beta)}{b}$ and that $\gamma(\overline{\tau_{n-1}}) = 0$. To take into account the incentive constraint for period n , we multiply (10) by δ and subtract the resulting equation from (9). After some rearrangement, we obtain

$$(1-\delta) \left[W(\tau_{n-1}) - G(\tau_{n-1}) + \frac{\beta(1-\delta)(\tau^N - \tau_{n-1})}{b} \right] + \delta[G(\tau^*) - G(\tau_{n-1})] + \delta\gamma(\tau_{n-1}) \\ = \frac{(1-\delta)(\alpha+\beta)(\tau_{n-2} - \tau_{n-1})}{b}. \quad (11)$$

Lemma 2 For a given $\tau' \geq \tau^*$, $(1-\delta) \left[W(\tau) - G(\tau) + \frac{\beta(1-\delta)(\tau^N - \tau)}{b} \right] + \delta[G(\tau') - G(\tau)] > 0$ for any $\tau' \leq \tau < \tau^N$. Moreover, this expression is concave in τ .

Proof. See Appendix D.

Together with the fact that $\gamma(\tau_{n-1})$ is linear and that $\gamma(\tau_{n-1}) \geq 0$ for $\tau^* < \tau_{n-1} \leq \overline{\tau_{n-1}}$, Lemma 2 implies that the left-hand side of (11) is positive for any $\tau_{n-1} \in (\tau^*, \overline{\tau_{n-1}}]$. Given $\tau_{n-1} \in (\tau^*, \overline{\tau_{n-1}}]$, therefore, there exists a unique τ_{n-2} which satisfies (11). Defining $\overline{\tau_{n-2}}$ as the level of τ_{n-2} which satisfies (11) when $\tau_{n-1} = \overline{\tau_{n-1}}$, we have thus found the function $\theta(\tau)$ for $\tau \in (\overline{\tau_{n-1}}, \overline{\tau_{n-2}}]$. As Figure 2 shows, it can be shown that θ is upward sloping for this part, i.e., the smaller τ_{n-2} is, the smaller τ_{n-1} .

We can now extend backward the above procedure of determining the function θ to earlier periods of trade liberalization. Given that we have constructed θ for $[\tau^*, \overline{\tau}_i]$, we shall find τ_{i-1} for a given $\tau_i \in (\overline{\tau}_{i+1}, \overline{\tau}_i]$, from the incentive constraint for period i . This procedure determines θ for $(\overline{\tau}_i, \overline{\tau}_{i-1}]$.

Using the same technique as for period $n-1$, the incentive constraint for period i ($i = 1, 2, \dots, n-2$) can be written as:

$$(1-\delta) \left[W(\tau_i) - G(\tau_i) + \frac{\beta(1-\delta)(\tau^N - \tau_i)}{b} \right] + \delta[G(\tau_{i+1}) - G(\tau_i)] \\ = \frac{(1-\delta)(\alpha+\beta)(\tau_{i-1} - \tau_i)}{b}. \quad (12)$$

Given the function θ for $[\tau^*, \overline{\tau}_i]$, selecting a τ_i from $(\overline{\tau}_{i+1}, \overline{\tau}_i]$ determines τ_{i+1} as well. Hence, Lemma 2 implies that the left-hand side of (12) is a positive number. Since the right-hand side increases linearly from 0 as τ_{i-1} increases from τ_i , there exist a unique τ_{i-1} which satisfies

(12). Again, the critical tariff level $\overline{\tau}_{i-1}$ is determined as a level of τ_{i-1} which satisfies (12) when $\tau_i = \overline{\tau}_i$.

The above procedure determines the function θ for its entire domain. Trade liberalization takes m ($\leq n$) periods if the initial tariff level τ_0 lies in $(\overline{\tau}_{n-m+1}, \overline{\tau}_{n-m}]$, where we define $\overline{\tau}_n \equiv \tau^*$ and $\overline{\tau}_0 \equiv \tau^N$. As Figure 2 shows, the higher the initial tariff, the (weakly) longer liberalization takes.¹²

We can also appeal to a graphical method for determining the most-cooperative path. Figure 3 indicates how the most-cooperative liberalization path starting at τ_0 is determined. It demonstrates clearly how gradualism is determined simultaneously by the presence of adjustment costs and self-enforceability. The bold curve in the figure shows the left-hand side of the corresponding incentive constraint such as (8), (11) or (12), with $\theta(\tau_i)$ substituted for τ_{i+1} , in (12). It is clear from the diagram that the most-cooperative path is unique. In the case described by Figure 3, the implied θ curve can be divided into three segments, corresponding to $\tau \in [\tau^*, \overline{\tau}_2]$, $\tau \in [\overline{\tau}_2, \overline{\tau}_1]$, and $\tau \in [\overline{\tau}_1, \tau^N]$, and the trade liberalization takes three periods starting from τ_0 , which is shown to lie in $[\overline{\tau}_1, \tau^N]$ in the figure.

Proposition 2 *There is a unique most-cooperative bilateral trade liberalization path with any initial tariff level $\tau_0 \in [\tau^*, \tau^N]$. Moreover, the trade liberalization takes more than one period if τ_0 is large enough.*

As is well-known, mutual trade liberalization is beneficial as a whole to both countries through exchange of market access, though it harms the importable sector and burdens each country with some adjustment costs. On the other hand, each country is tempted to deviate from the agreement by exercising the market power in its importable sector in the world market. In each round of liberalization on the most-cooperative bilateral liberalization path, tariffs are cut to the extent that the present discounted net payoffs to each country of staying in the ongoing liberalization just offsets the net payoffs from deviating from the agreement. However, after a round of bilateral tariff reduction is completed and the necessary adjustment costs have been paid, the present discounted sum of social welfare from cooperation rises. Therefore, each country will find its own incentive constraint slackened. Moreover, each country has adjusted its industrial structure to a smaller importable sector after a round of tariff reduction. This industrial adjustment makes a deviation more costly,

¹²The assumption expressed by (7) ensures that the trade liberalization takes more than one period if the initial tariff level is large enough.

further relaxing the incentive constraint. These two factors enable the countries to engage in the next round of trade liberalization. Consequently, trade liberalization will be gradual, though the adjustment cost is linear in the magnitude of tariff reduction.

It is important to point out that, although our formal analysis is based on linear adjustment costs, the result that gradualism is optimal continues to hold under a wide variety of non-linear adjustment costs. This claim can be seen from the fact that the left-hand side of (12), for example, can remain positive even when the term representing the adjustment cost is replaced by an increasing but non-linear function of $\tau_{i-1} - \tau_i$. When translated into Figure 3, this amounts to shifting the bold curve while keeping it in the positive quadrant, and then replacing the downward sloping straight lines by some non-linear curves. It is clear that the optimal liberalization involves multiple rounds of tariff reduction as long as the *average* slopes of these curves are not too flat.

5 The Bicycle Theory

Suppose that the trade liberalization is terminated abruptly in the middle of the process and that this termination is announced at the beginning of period $i + 1$. Of course, if the trade liberalization process ended as a consequence of a country's deviation, both countries would retreat from cooperation and would set τ^N thereafter. However, we shall consider a different case, in which the government(s) of one or both countries are suddenly forced to stop any further tariff reduction due to, say, a change in the political environment. The 'bicycle theory' says that if such a termination happens, not only are the countries unable to cut the tariff levels further, but they cannot even sustain the current tariff level they have achieved in the previous round of liberalization.

To see whether the bicycle theory holds in our model, we need only examine whether setting the current tariff level τ_i is incentive compatible to both governments. Since, at the beginning of period $i + 1$, the industries have already adjusted themselves to the tariff level of τ_i , the incentive constraint can be written as:

$$W(\tau_i) \geq G(\tau_i) - \frac{\beta(1 - \delta)(\tau^N - \tau_i)}{b}.$$

However, this holds from Lemma 1. Therefore, the countries need not retreat from the current level of cooperation. In fact, tariffs will stay at the level where the liberalization stops. The intuition is as follows: Compared with the incentive constraint for the period

just before termination, the incentive constraint at the termination date is tightened by the amount of forgone benefits of future cooperation. If this effect is dominant, then countries would retreat from the status quo as predicted by the bicycle theory. However, the incentive constraint at the termination date is relaxed by the amount of saving in the current and future adjustment costs that the countries were supposed to bear if liberalization were to be continued till completion. Reallocation of workers in the period before termination also contributes to further relaxation of the incentive constraint. It turns out that the last two effects outweigh the first in our model, making the current tariff levels sustainable.

This result contrasts sharply with the bicycle theory conjectured by Bhagwati (1988) and later found its support in Staiger's (1995) model in which industrial adjustments are not costly. The incentive constraint for the most-cooperative liberalization path exactly balances the discounted benefits (i.e. total surpluses) from cooperation against the discounted benefits from deviation. The cause of the bicycle theory in Staiger's model lies in the fact that the continuation benefits on the most-cooperative gradual liberalization path are always higher than those on a stationary cooperation path where the countries keep the current tariff level forever. When liberalization breaks down, the discounted benefits from cooperation decrease, while the discounted benefits from deviation stay unchanged. Therefore, the incentive constraint is violated. Consequently, the countries cannot sustain the current cooperation level once trade liberalization terminates prematurely.

Therefore, the combination of tariff-liberalization-induced resource reallocation and "use-it-or-lose-it" sector-specific skills in Staiger (1995) delivers a prediction of gradualism that confirms the bicycle theory, while the combination of tariff-liberalization-induced resource reallocation and adjustment costs in our paper delivers a prediction of gradualism without the associated bicycle prediction. Consequently, whether or not a bicycle phenomenon is present may depend critically on the nature of the factors that give rise to gradualism, as a comparison across the two papers indicates.

Proposition 3 *When the existence of adjustment costs causes gradualism, if the trade liberalization process is terminated before completion (without any country's deviation), the terminal (common) tariff level can be supported as a subgame perfect equilibrium of the dynamic game from the termination period onwards.*

6 Imperfect Trade Adjustment Compensation

In this section we shall evaluate the impact of the government's trade adjustment assistance given to workers who switch between the importable sector and the numeraire good sector. Instead of assuming that the government bears the entire adjustment cost, we assume now that the government only partially compensates the workers for these costs. We then examine the impact of a change in this compensation on the pace of the trade liberalization.

Assume that before they engage in trade liberalization, the countries have been setting the common tariff level τ_0 . Assume further that until the beginning of period 1, the period in which trade liberalization begins, there has been no expectation of trade liberalization, and the perceived chance of losing a job has been zero in any sector. Hence, workers have randomly chosen between working in the importable sector and the numeraire good sector. At the beginning of period 1, therefore, the wage rates in the two sectors must be both equal to one, the productivity of workers in the numeraire good as well as the importable sector.

In the trade liberalization phase of the subgame perfect equilibrium, all workers in the importable sector must be indifferent between staying in and moving out of that sector. This implies that the wage rate in the importable sector must be less than one since switching workers must bear part of the adjustment costs. Similarly, in case a country deviates, the wage rate in its importable sector must be greater than one in order to induce workers to move from the numeraire good sector to the importable sector. In both cases, therefore, the wage rates in the importable sector are no longer equal to one. Consequently, social welfare as a function of tariff level is different from that under perfect adjustment compensation, and so is the equilibrium pace of trade liberalization.

Let α' and β' ($0 < \alpha' < \alpha$, $0 < \beta' < \beta$) be the adjustment costs borne by a worker moving out of the importable sector and into the importable sector, respectively. Then, during trade liberalization, the average discounted wage rate each switching worker faces equals $1 - \alpha'(1 - \delta)$, which should in turn be equal to the wage rate in the importable sector. Call this wage rate \underline{w} . The wage rate continues to be \underline{w} even after the trade liberalization process is completed.¹³ Similarly, at any point in the deviation-punishment phase, the wage

¹³In equilibrium, workers must weakly prefer staying in their current sector to moving out to the other. This situation occurs if the wage rate in the importable sector lies in between \underline{w} and 1. However, if the wage rate and hence the price of the importable is strictly higher than \underline{w} after the trade liberalization process is completed, the domestic production must shrink from the level realized in the last round of the trade liberalization in order to clear the market. But it is impossible since any worker in the importable sector

rate in the importable sector is equal to $\bar{w} \equiv 1 + \beta'(1 - \delta)$, the average discounted wage rate each switching worker faces.

During cooperation, the surplus from imports amounts to the sum of the consumer surplus and the tariff revenue minus the “forgone” wages all workers in the importable sector would have earned if the government had fully compensated switching workers for the adjustment costs. This surplus is indicated by the shaded area in Figure 4. From Figure 4 and the definition of W , it is easy to see that the total surplus can be expressed as $W(\tau + (1 - \underline{w})) - \frac{(1 - \underline{w})^2}{2b}$. Consequently, the cooperative long-run optimal tariff becomes $\tau^* = (1 - \underline{w})$.

In case a country deviates, the surplus from imports is shown by the shaded area in Figure 5, and is given by $M(\tau - (\bar{w} - 1)) - \frac{(\bar{w} - 1)^2}{2b}$, which implies that the tariff level which maximizes the surplus from imports is $\tau^N + (\bar{w} - 1)$. As for the surplus from exports, we should consider the period in which a country deviates and the subsequent punishment periods separately. In the period when a country deviates, its rival continues to cut tariff to the cooperative level and have some workers displaced from the importable sector. Therefore, the wage rate equals \underline{w} in the rival's country. Consequently, the deviating country would obtain $X(\tau + (1 - \underline{w}))$ from exports as seen from Figure 4. In subsequent punishment periods, on the other hand, the wage rate in the importable sector in both countries equals \bar{w} , and hence each country would obtain a surplus $X(\tau - (\bar{w} - 1))$ from exports as shown in Figure 5. It follows that the one-shot payoff from deviation is given by $M(\tau^N) - \frac{(\bar{w} - 1)^2}{2b} + X(\tau + (1 - \underline{w}))$, which equals $\hat{W}(\tau + (1 - \underline{w})) - \frac{(\bar{w} - 1)^2}{2b}$. Moreover, the payoff in each subsequent punishment period is given by $W(\tau^N) - \frac{(\bar{w} - 1)^2}{2b}$.

Having established all the relevant expressions for social welfare, it is straightforward to show that the incentive constraint, the counterpart of (3), reduces to

$$(1 - \delta) \sum_{s=0}^{\infty} \delta^s \left\{ W(\tau(i + s) + (1 - \underline{w})) - \frac{\alpha[\tau(i+s-1) - \tau(i+s)]}{b} \right\} - \frac{(1 - \underline{w})^2}{2b} \geq (1 - \delta) \hat{W}(\tau(i) + (1 - \underline{w})) + \delta W(\tau^N) - \frac{\beta(1 - \delta)[\tau^N - \{\tau(i-1) + (1 - \underline{w})\}]}{b} - \frac{(\bar{w} - 1)^2}{2b}, \quad (13)$$

where the amount of labor inflow to the importable sector, resulting from a deviation, is given by $[\tau^N - \{\tau(i - 1) + (1 - \underline{w})\}]/b$, while the actual tariff is raised from $\tau(i - 1)$ to $\tau^N + (\bar{w} - 1)$.

Now, to find how trade adjustment assistance affects the pace of trade liberalization, we define $\tau^{\underline{w}}(t) \equiv \tau(t) + (1 - \underline{w})$ for any period t . As seen from Figure 4, a tariff of $\tau^{\underline{w}}(t)$ under perfect adjustment compensation induces the same quantity of imports as does a tariff of $\tau(t)$ under perfect adjustment assistance.

 strictly prefer staying in this sector at the going wage rate.

$\tau(t)$ under imperfect adjustment compensation. With this auxiliary variable, we can directly compare equilibrium liberalization paths corresponding to different levels of the adjustment compensation, since the goal of the liberalization now becomes cutting $\tau^{\underline{w}}(t)$ until it equals τ^* , for *any given* \underline{w} . Now, substituting $\tau^{\underline{w}}(t)$ in (13) yields

$$\begin{aligned} & (1 - \delta) \sum_{s=0}^{\infty} \delta^s \left\{ W(\tau^{\underline{w}}(i + s)) - \frac{\alpha[\tau^{\underline{w}}(i+s-1) - \tau^{\underline{w}}(i+s)]}{b} \right\} - \frac{(1-\underline{w})^2}{2b} \\ & \geq (1 - \delta) \hat{W}(\tau^{\underline{w}}(i)) + \delta W(\tau^N) - \frac{\beta(1-\delta)[\tau^N - \tau^{\underline{w}}(i-1)]}{b} - \frac{(\bar{w}-1)^2}{2b}. \end{aligned}$$

It is clear that, compared with the corresponding equation (3) under the case of full compensation by the government, the left-hand side of the incentive constraint in period i is lowered by an amount of $\frac{(1-\underline{w})^2}{2b} = \frac{[\alpha'(1-\delta)]^2}{2b}$, while the right-hand side of it is lowered by an amount of $\frac{(\bar{w}-1)^2}{2b} = \frac{[\beta'(1-\delta)]^2}{2b}$. Therefore, we have

Proposition 4 *An increase in trade adjustment assistance given to workers displaced from the importable sector speeds up the pace of liberalization, while an increase in adjustment assistance given to workers switching into the importable sector slows down the pace of liberalization.*

The result is quite intuitive. An increase in compensation to workers moving out of the importable sector reduces the distortion resulting from the fact that the existence of the adjustment costs creates a discrepancy between wage rate and productivity. Therefore, it raises social welfare under cooperation, which in turn speeds up the pace of liberalization. On the contrary, an increase in compensation to workers switching in the opposite direction raises social welfare under defection, and hence slows down the pace of liberalization.

Compared with the case of full government adjustment compensation, the pace of liberalization is speeded up (slowed down) if and only if $\alpha' < \beta'$ ($\alpha' > \beta'$). In fact, the greater $\beta' - \alpha'$ is, the faster will be the pace of liberalization. This unambiguous result contrasts with the one obtained by Fung and Staiger (1996) and Brecher and Choudhri (1994). (See footnote 3.)

7 Conclusion

We have analyzed dynamic bilateral trade liberalization between two large countries. We find that self-enforceability and the presence of adjustment costs (regardless of the shape) are

sufficient to induce gradualism. Trade liberalization causes the previously-protected sector of each country to shrink and thereby causes reallocation of workers between industries. Assuming that moving from one industry to another requires each worker to pay a fixed cost resulting from adjustment losses, a country has to bear a total adjustment cost which is linear in the quantity of moving workers. In this framework, we have derived the most-efficient, self-enforcing bilateral trade liberalization agreement from which neither country has incentive to deviate throughout the liberalization process and after. When the discount factor is moderately large, the two countries are willing to cut tariffs gradually to the long-run optimal level.

After each round of bilateral tariff reduction is completed and the necessary adjustment costs have been paid, the present discounted sum of social welfare from cooperation rises. Therefore, each country will find its own incentive constraint slackened. Moreover, each country has adjusted its industrial structure to a smaller importable sector after a round of tariff reduction. This industrial adjustment makes a deviation more costly, further relaxing the incentive constraint. These two factors enable the countries to engage in the next round of trade liberalization. Consequently, trade liberalization will be gradual, though the adjustment cost is linear in the magnitude of tariff reduction.

Although our formal analysis of self-enforceable liberalization has been based on linear adjustment costs, all the relevant propositions continue to hold under a wide variety of non-linear adjustment costs. Thus, the assumption of convex adjustment cost by Mussa (1986) is unnecessarily restrictive for building a theory of gradualism in bilateral trade liberalization.

Finally, it is important to emphasize that gradualism is an intrinsic feature of bilateral trade liberalization whenever there exist trade adjustment costs and the requirement for self-enforceability. Consequently, this main message of the paper would be obtained even without the simplifying assumptions such as linearity of demand functions and identical initial tariff levels.

Appendix

A Convex Adjustment Costs

We assume that the countries can commit themselves to any liberalization path. The convex adjustment costs are described by a (strictly) convex function ϕ which is a function of the amount of tariff reduction. The governments' maximization problem is:

$$\max_{\{\tau(t)\}_{t=1}^{\infty}} (1 - \delta) \sum_{t=1}^{\infty} \delta^{t-1} \{W(\tau(t)) - \phi(\tau(t) - \tau(t-1))\},$$

for a given $\tau(0)$. Then, the first order condition is:

$$W'(\tau(t)) + \phi'(\tau(t) - \tau(t-1)) - \delta\phi'(\tau(t) - \tau(t+1)) = 0,$$

for any $t = 1, 2, \dots$.

Define $\tilde{\tau}$ by $W'(\tilde{\tau}) + (1 - \delta)\phi'(0) = 0$. The concavity of W means that $W'(\tau) + (1 - \delta)\phi'(0) > 0$ for any $0 \leq \tau < \tilde{\tau}$. Since $-W'(\tau) - (1 - \delta)\phi'(0)$ shows the gains from an infinitesimal reduction of the tariff level from τ , the above inequality implies that the tariff should not be cut further if the tariff level is already less than $\tilde{\tau}$. Therefore, the governments will not cut the tariff level further than $\tilde{\tau}$.

Next, we claim that the tariff reduction ought to be gradual and last indefinitely. It follows immediately if we can show that from any tariff level $\tau' \in (\tilde{\tau}, \tau^N]$ the governments would prefer setting a tariff level $\tau'' \in (\tilde{\tau}, \tau')$ for one period before reaching $\tilde{\tau}$ to setting $\tilde{\tau}$ immediately.

To see this, notice that the continuation payoff under the second process is given by

$$(1 - \delta)W(\tau'') - (1 - \delta)\phi(\tau' - \tau'') + \delta W(\tilde{\tau}) - \delta(1 - \delta)\phi(\tau'' - \tilde{\tau}). \quad (14)$$

This payoff converges as τ'' goes to $\tilde{\tau}$ to $W(\tilde{\tau}) - (1 - \delta)\phi(\tau' - \tilde{\tau})$, the continuation payoff under the first process. Our claim then follows if the payoff in (14) increases as τ'' increases from $\tilde{\tau}$, i.e., if the derivative of (14) with respect to τ'' is positive when evaluated at $\tilde{\tau}$. Now,

$$\begin{aligned} & (1 - \delta)W'(\tilde{\tau}) + (1 - \delta)\phi'(\tau' - \tilde{\tau}) - \delta(1 - \delta)\phi'(0) \\ &= (1 - \delta)[W'(\tilde{\tau}) + \phi'(\tau' - \tilde{\tau}) - \delta\phi'(0)] \\ &> (1 - \delta)[W'(\tilde{\tau}) + (1 - \delta)\phi'(0)] \\ &= 0, \end{aligned}$$

where the inequality in the third line follows from the convexity of ϕ . This completes the proof of the last claim, and implies that the trade liberalization is gradual and lasts indefinitely.

B Proof of the Existence of α , β , and δ which Satisfy Inequality (7)

We will derive sufficient conditions on α , β , and δ for (7) to hold. The continuity with respect to these parameters of the functions involved in the analysis implies that (7) also holds at least in the neighborhood of derived values of the parameters.

For any given a , b and E , set $\beta = \alpha$ and pick a value for $\alpha(1 - \delta)$ such that $3\alpha(1 - \delta) < 1 - a + 2bE$ (see (4)). Since $\tau^* = \alpha(1 - \delta)$ and $\tau^N = [1 - a + 2bE - \beta(1 - \delta)]/2$, this selection pins down the values of τ^* and τ^N such that $\tau^* < \tau^N$. It also determines the values of the left-hand side of the first inequality and the right-hand side of the second inequality of (7); the former value is negative while the latter is positive.

What remains, therefore, is to find α and δ which make $\alpha(1 - \delta)$ equal to the value selected previously and also satisfy (7). Now, $W(\tau^*) - G(\tau^*, \delta)$ does not depend on α (nor β), given $\alpha(1 - \delta)$. Furthermore, for any fixed τ^* , it varies continuously from negative values to positive values as δ increases from 0 to 1. Therefore, there exists a δ which satisfies (7). The value of α (and hence β) is determined accordingly.

Alternatively, for given α, β, a, b and E , the range of δ that satisfies (7) can be obtained graphically, as shown in Figure A1. It is assumed that $2\alpha + \beta < 1 - a + 2bE$ so that condition (4) holds for $\delta \in [0, 1]$. In the following argument, we explicitly show the dependency of τ^* and τ^N on δ .

Now, one crucial feature is that the $W(\tau^*(\delta)) - G(\tau^*(\delta), \delta)$ curve intersects the curve RHS_7 at $\delta = \bar{\delta}$ where $0 < \bar{\delta} < 1$. It is clear that the second inequality in (7) (i.e. inequality (6)) is satisfied if and only if $\delta < \bar{\delta}$. Another crucial feature is that $W(\tau^*(\delta)) - G(\tau^*(\delta), \delta)$ curve intersects the LHS_7 curve at $\delta = \underline{\delta}$, where $0 < \underline{\delta} < 1$. This is true if $W(\tau^*(0)) - G(\tau^*(0), 0) < LHS_7(0)$. This condition holds because, when $\delta = 0$, we have

$$\begin{aligned} W(\tau^*(0)) - G(\tau^*(0), 0) &= M(\tau^*(0)) - M(\tau^N(0)) = \frac{[\tau^N(0) - \tau^*(0)][\tau^N(0) + \tau^*(0) - (1 - a + 2bE)]}{b}, \\ LHS_7(0) &= -\frac{\beta(\tau^N(0) - \tau^*(0))}{b}, \end{aligned}$$

and thus,

$$\begin{aligned} W(\tau^*(0)) - G(\tau^*(0), 0) - LHS_\tau(0) &= \frac{[\tau^N(0) - \tau^*(0)][\tau^N(0) + \tau^*(0) - (1 - a + 2bE - \beta)]}{b} \\ &= \frac{[\tau^N(0) - \tau^*(0)][2\alpha + \beta - (1 - a + 2bE)]}{b} \\ &< 0, \end{aligned}$$

where the last equality is obtained from $\tau^N(0) = (1 - a + 2bE - \beta)/2$ and $\tau^*(0) = \alpha$. As Figure A1 shows, the left inequality of (7) is satisfied if and only if $\delta > \underline{\delta}$.

We have thus found a range $\underline{\delta} < \delta < \bar{\delta}$ that satisfies (7) for any combination of α, β, a, b , and E satisfying $2\alpha + \beta < 1 - a + 2bE$. Moreover, the above analysis implies (i) that the liberalization from τ^N to τ^* takes only one period if $\delta \geq \bar{\delta}$, (ii) that the liberalization from τ^N to τ^* is gradual if $\underline{\delta} \leq \delta < \bar{\delta}$, and (iii) that τ^* cannot be reached if $\delta < \underline{\delta}$.

C The Number of Rounds of Liberalization is Finite

It is clear from Figure 3 that we need only show that the left-hand sides of the incentive constraints, expressed by (8), (11), and (12), are positive on $[\tau^*, \tau_0]$. If $\tau_0 < \tau^N$, however, Lemmas 1 and 2 directly imply that this is indeed the case. If $\tau_0 = \tau^N$, on the other hand, we should carefully investigate whether or not the left-hand side is positive at τ^N , for neither lemma includes the assertion for the case that $\tau = \tau^N$.

Indeed, the first group of the terms on the left-hand side of (12) takes the value of zero when $\tau_0 = \tau^N$ (notice that $i = 0$ at the starting point). To show that the entire left-hand side is positive when $\tau_0 = \tau^N$, therefore, we need to show that $G(\tau_1) - G(\tau_0) > 0$. But this is the case as far as $\tau_1 < \tau_0$. Thus, if a tariff reduction is possible at all, the left-hand side of (12) is positive at τ_0 , which in turn implies that a tariff reduction can be done. This self-fulfilling property proves that the left-hand side of the incentive constraints is positive and hence that the trade liberalization ends in finite periods even if the initial tariff levels are τ^N .

D Proof of Lemmas for Proposition 2

Proof of Lemma 1. Since W is concave, G is convex, and the last term is linear in τ , the expression on the left-hand side is concave in τ . Thus, the lemma is proved if we show

that $W(\tau^*) - G(\tau^*) + \frac{\beta(1-\delta)(\tau^N - \tau^*)}{b} > 0$ and $W(\tau^N) - G(\tau^N) + \frac{\beta(1-\delta)(\tau^N - \tau^N)}{b} \geq 0$. Now, the first inequality follows from (7). The second inequality is satisfied with equality since $G(\tau^N) = (1 - \delta)\hat{W}(\tau^N) + \delta W(\tau^N) = W(\tau^N)$. \square

Proof of Lemma 2. Lemma 1 implies that the expression in the first set of squared brackets is concave in τ and takes on a positive value for any $\tau \in [\tau', \tau^N)$. The expression in the second set of squared brackets is concave in τ since G is a convex function. Furthermore, it takes on a nonnegative value for any $\tau \in [\tau', \tau^N)$ since G is a decreasing function. \square

References

- Bhagwati, J. (1988), *Protectionism*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Brainard, S. L. and T. Verdier (1994), "Lobbying and Adjustment in Declining Industries," *European Economic Review*, 38, 586-595.
- Brecher, R. A. and E. U. Choudhri (1994), "Pareto Gains from Trade, Reconsidered: Compensating for Jobs Lost," *Journal of International Economics*, 36, 223-238.
- Cassing, J. H. and A. L. Hillman (1986), "Shifting Comparative Advantage and Senescent Industry Collapse," *American Economic Review*, 76, 516-523.
- Devereux, M. (1997), "Growth, Specialization and Trade Liberalization," *International Economic Review*, 38, 565-585.
- Dixit, A. (1987), "Strategic Aspects of Trade Policy," in T. F. Bewley, ed., *Advances in Economic Theory: Fifth World Congress*, New York: Cambridge University Press.
- Fung, K.C. and R. Staiger (1996), "Trade Liberalization and Trade Adjustment Assistance," in *The New Transatlantic Economy*, ed. M. Canzoneri, W. Ethier, and V. Grilli, CEPR Conference Volume, Cambridge University Press.
- Leamer, E (1980), "Welfare Computations and the Optimal Staging of Tariff Reductions in Models with Adjustment Costs," *Journal of International Economics*, 10, 21-36.
- Mussa, M. (1986), "The Adjustment Process and the Timing of Trade Liberalization," in A. M. Choksi and D. Papageorgiou (eds.), *Economic Liberalization in Developing Countries*, Basil Blackwell, New York.
- Staiger, R. W. (1995), "A Theory of Gradual Trade Liberalization," in J. Levinsohn, A. V. Deardorff, and R. M. Stern (eds.), *New Directions in Trade Theory*, University of Michigan Press, Ann Arbor, Michigan.

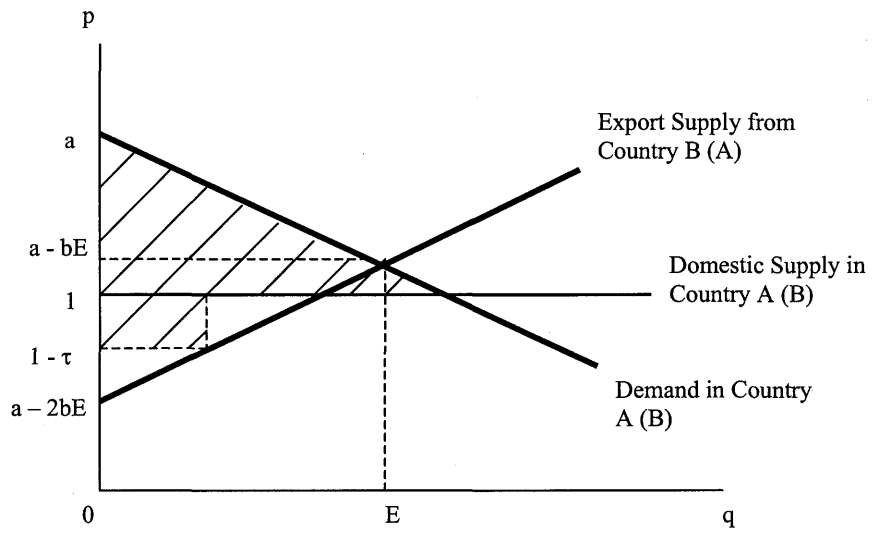


Figure 1. The Market for Good 2 (1) in Country A (B)

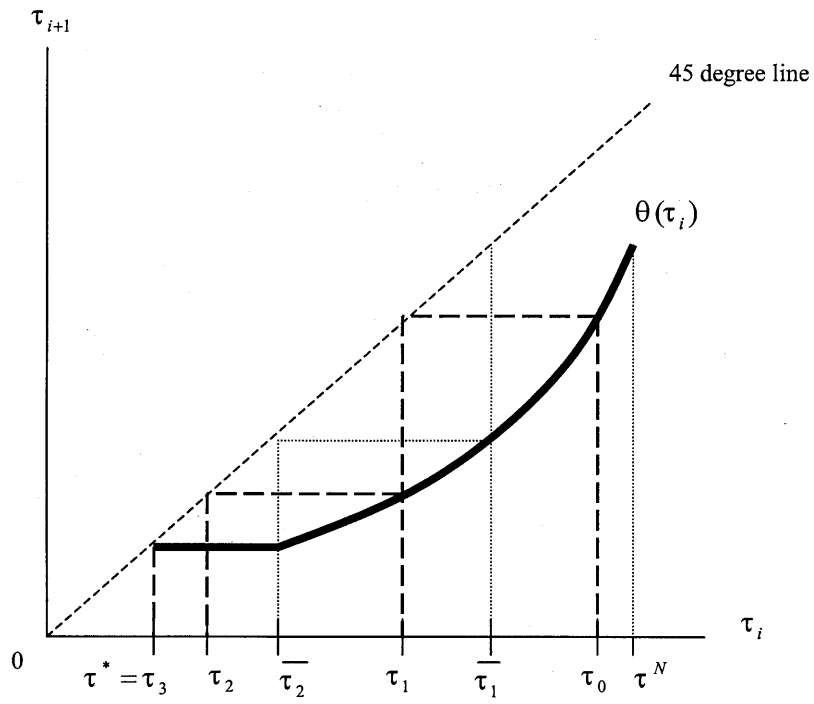


Figure 2. The Equilibrium Trade Liberalization Path

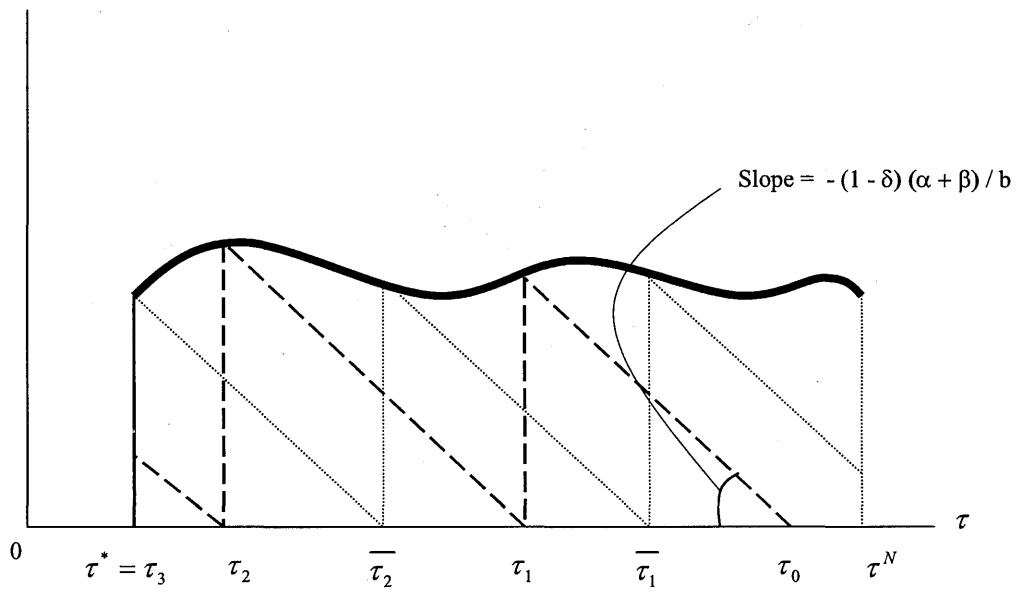


Figure 3. A Graphical Derivation of the Equilibrium Path

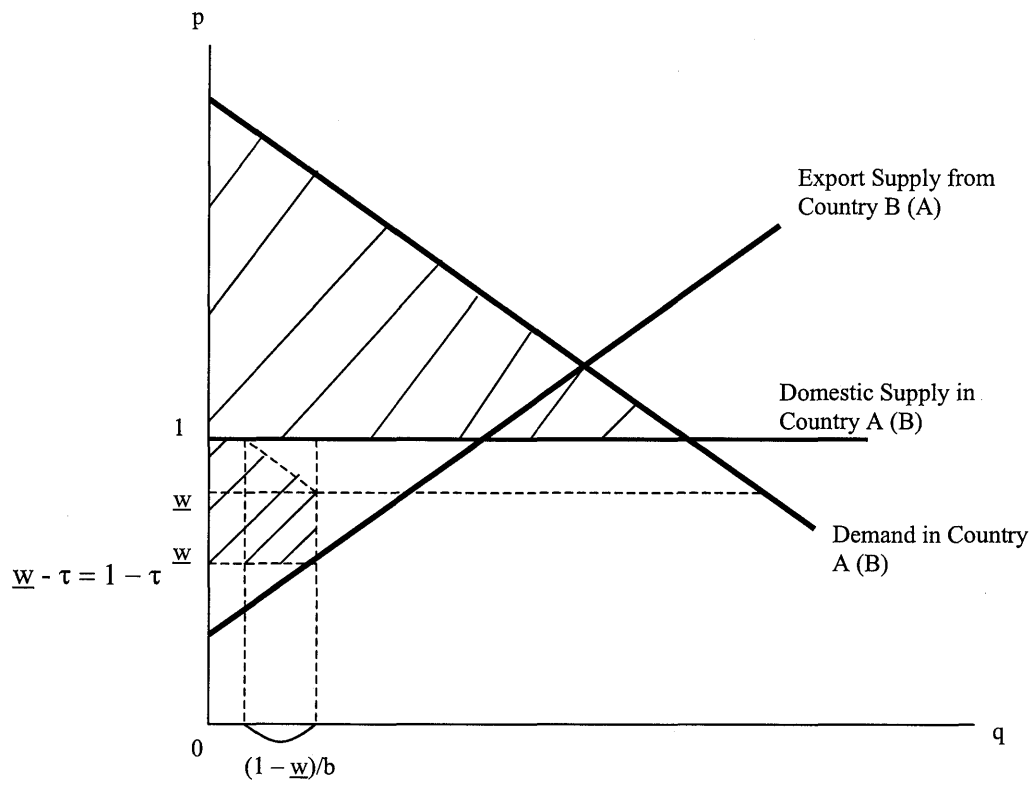


Figure 4. The Surplus in the Importable Sector in the Cooperation Phase

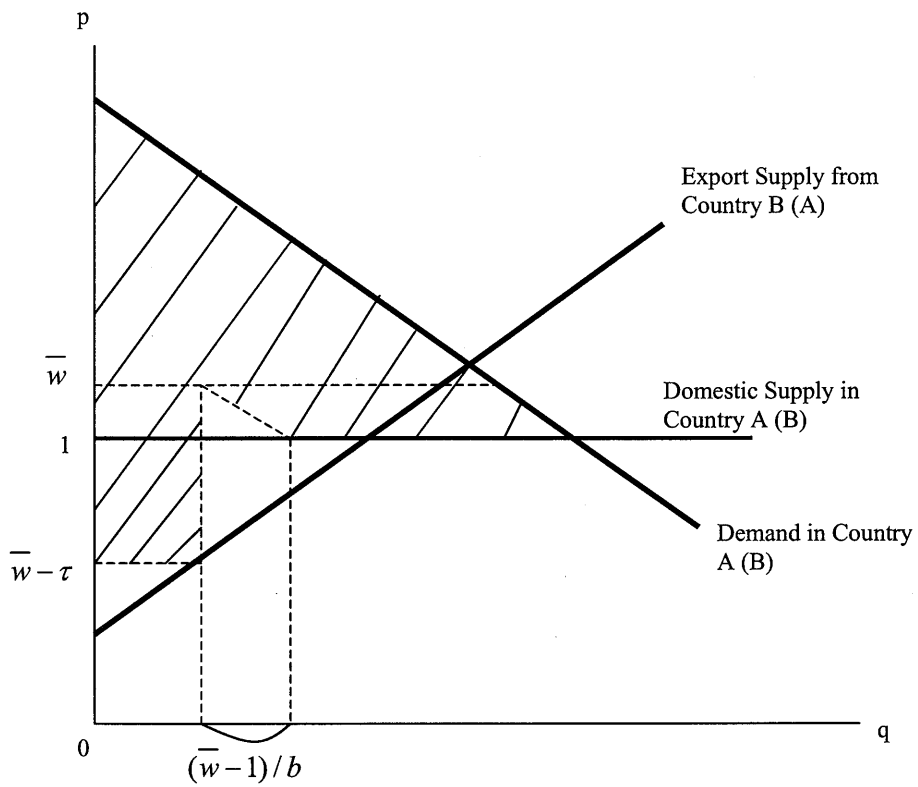


Figure 5. The Surplus in the Importable Sector in the Deviation Phase

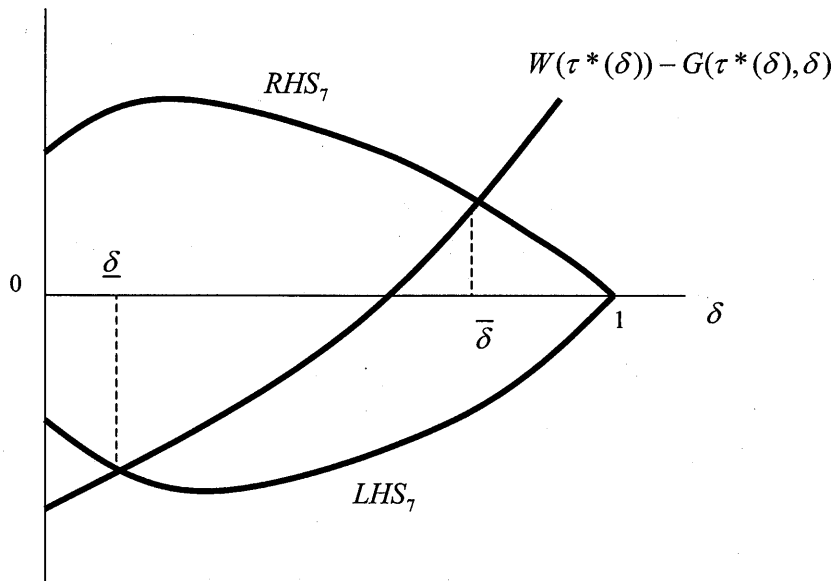


Figure A1. The Range of Discount Factors which Satisfy Inequality (7)

モラルハザードと経済成長

劉慶彬
國府田桂一

1. イントロダクション

情報の非対称性が資本蓄積・経済成長に及ぼす影響についての研究は最近の経済成長論・開発論の主要テーマの一つであり、さまざまな結果が得られている。たとえば、Bencivenga and Smith (1993)は、リスクの大きい企業家とリスクの小さい企業家の、2つのタイプの企業家が存在し、資金の提供者（貸し手）は、借り手である企業家はその2つのタイプのいずれであるかを事前に識別できないとき、逆選択（Adverse Selection）によって資金割当て（Credit Rationing）が発生し、経済成長に負の影響を与えることを明らかにしている。これに対して、Vo (2002)は、資金を提供する側が、プロジェクトを実行する企業家とは異なって、プロジェクトの結果について一定のモニタリングコストを支払わないかぎり確認できないという情報の非対称性の問題（いわゆる Costly State Verification の問題）が存在するとき、Credit Rationing が発生するが、情報の非対称性を大きくし、したがって Credit Rationing を強める要因（たとえば、モニタリングコストの上昇）はむしろ成長を促進するように働くと主張している。

一方、金融・貸付け市場には、国際経済において¹とくに先進国と途上国との間でしばしば発生する、もう一つの情報の非対称性に起因する問題がある。Gertler and Rogoff (1990)が分析しているように、途上国のプロジェクトへ資金を提供する先進国側（の貸し手）にとって、提供した資金が途上国側（の企業家）によって有効に使われているかどうか、確認の手段が存在しないとき発生するモラルハザード（Moral Hazard）問題である¹。本稿の目的は、そうしたモラルハザードが一国経済に生じるとき、一国の経済成長・資本蓄積にどのような影響を及ぼすかを分析することである。

われわれの主要な分析結果は次の通りである。(a)不完全情報の下では、情報が完全である場合とくらべて、貸し手の経済厚生には変化はないけれども、モラルハザードのため効率的（あるいは First Best の）投資は実現せず、借り手（企業家）の厚生は低下する。モラルハザードによる社会的コストは、この経済ではすべて企業家によって負担される。(b)

¹ 依頼人（Principal）-代理人（Agent）のフレームワークを用いると、情報の非対称性が次のような形態をとるとき、モラルハザードという（Salanie 1997）。(a)代理人の取る行動が自らの効用と依頼人の効用に影響を与える。(b)依頼人は代理人が取る行動の不完全なシグナルである「結果」しか観察可能できない。(c)代理人が自発的に選択する行動はパレート効率でない。以下のモデルにおいて、依頼人は貸し手（金融仲介機関）、代理人は借り手（企業家）である。

この経済が定常状態に収束するか、内生的に成長するかは、この経済のすべての主体に利用可能な代替的投資機会がいかにかかっているかにかかっており、企業家が実行するプロジェクトの効率性には依存しない。(c)経済厚生は不完全情報下では悪化するにもかかわらず、この経済全体の成長率（GDPの成長率）自体はむしろ不完全情報のもとでより高くなる。高い経済成長は必ずしも高い経済厚生を意味しないことを示唆しており、きわめて教訓的である。

以下の論文構成は次のようになっている。第2節はモデル（世代重複モデル）の設定を説明する。第3節では、貸し手と借り手の間の最適契約を、完全（対称）情報と不完全（非対称）情報の、2種類の状況のもとで分析し、それぞれの契約均衡を求める。第4節では、この2つの契約均衡のもとで各主体の厚生を比較し、モラルハザードが各主体に与える影響を分析する。第5節は、動学分析を行い、代替的投資機会の生産性の大きさによって定常状態へ収束する均衡と内生的に成長する均衡の2つが存在することを示す。第6節は、経済全体の成長率が完全情報と不完全情報場合とでどのように異なるかを述べる。第7節では、本稿の分析が別のコンテキストでどのように解釈できるかを述べ、またこのモデルの拡張の方向を示し、今後の課題をいくつか提起する。

2. モデル

2.1 初期保有量 (endowment)

モデルの基本設定は、世代重複モデルである。経済は、 $t=1$ 期に始まり、無限に続いていく ($t=1,2,3,\dots$)。経済主体は貸し手と借り手（企業家）の2つのタイプからなる。それぞれの人口の大きさは、同一で、かつ世代を通じて一定で、1に基準化されているとする。世代 t の各主体は2期間（ t 期と $t+1$ 期）だけ存在し、したがって各期に若年世代と老年世代が併存する。

各期間にはただ一つの財が存在し、単純化のため、消費財と資本財の区別を考えないものとする。世代 $t \geq 1$ の貸し手は若年期に ω 単位の初期保有量 (endowment) を有するが、借り手（企業家）の初期保有量は0である。世代 $t=0$ 世代 ($t=1$ 期の老年世代) の貸し手は、 $y_1 > 0$ の初期保有量を、そして世代 $t=0$ の企業家は、企業家全体で $E > 0$ の初期保有量を与えられているとする。しかし、企業家のみが次に述べる確率的生産技術にアクセス

することができる。

2.2 生産技術

企業家は t 期財を $t+1$ 期財に転換する確率的生産技術にアクセスすることができる。 t 期に I_t だけの財をインプットすると、 $t+1$ 期に X_{t+1} の財のアウトプットがある。その確率的生産技術の生産関数は

$$X_{t+1} = \begin{cases} Z, & \text{with 確率 } \pi(I_t) \\ 0, & \text{with 確率 } 1 - \pi(I_t) \end{cases}$$

によって与えられる²。ここで、 $\pi(0) = 0$, $\pi'(I_t) > 0$, $\pi''(I_t) < 0$ と仮定する。企業の生産するアウトプットは時間的にも企業家の間でも互いに独立であるとする。

また、効率的投資が正であるための条件 $\pi'(0)Z > R$ を仮定する。ここで、 R は次に述べる非確率的技術の粗リターンである。

t 期財を $t+1$ 期財に転換する技術にはもう一種類の(非確率的)技術があり、企業家を含むすべての主体が利用可能である。その生産関数は

$$X_{t+1} = RI_t \quad R \geq 1$$

で与えられる。

2.3 経済主体の効用と消費

世代 t の借り手(企業家)の効用は老年期($t+1$ 期)の消費にのみ依存し、かつ危険中立的である。その効用関数は

$$U(C_t^t, C_{t+1}^t) = C_{t+1}^t$$

で与えられる。

ここで、 C_s^t は世代 t の s 期における消費を示す³。一方、世代 t の貸し手は、借り手と同じく、老年期にのみ消費をおこなうが、子供に残す遺産のことも考慮するとする。世代 t の貸し手の効用は

² この生産関数に従えば、投資が大きいほど、プロジェクトが「成功」する確率は上昇し、期待産出量は高まるが、期待産出量の増加は投資とともに通減する。Gertler and Rogoff (1990)参照

³ 以下では、特に断らない限り、各変数の上付き添字は世代を、下付き添字は期(間)を表わす。また、借り手(企業家)に関する変数を大文字で表わし、貸し手に関する変数を小文字で表わす。

$$u(c_t^t, c_{t+1}^t, b_{t+1}) = \min(c_{t+1}^t, \beta b_{t+1})$$

によって与えられる⁴。ここで、 b_{t+1} は世代 t が世代 $t+1$ に残す遺産を示し、 β はパラメータである。この効用関数から、世代 t の貸し手の $t+1$ 期の所得が y_{t+1} であると、この貸し手の $t+1$ 期の消費と遺産は、それぞれ

$$c_{t+1}^t = \frac{\beta}{1+\beta} y_{t+1} \quad (1)$$

$$b_{t+1} = \frac{1}{1+\beta} y_{t+1} \quad (2)$$

となることに注意しよう。

3. 金融市場と契約

財の貸借は、同じ世代に属する貸し手と借り手（企業家）の間で行われるが、貸し手と借り手の間に金融仲介機関が存在するとしよう。金融仲介機関は同世代の貸し手全員で設立されるとする。金融仲介機関が貸し手から貯蓄を集め、企業家に貸付け、安全資産（非確率的投資機会）に投資し、得られた収益を貸し手に返還する役割を果たしている。また、金融仲介にコストはかからないとする。

世代 t の借り手は金融仲介機関に対して $(P(Z), P(0), D_t)$ という形の契約を提示する。企業家（借り手）は t 期に D_t （借り手の借入額または貸し手の貸付額）を借入れ、（確率的）プロジェクトに投資する。 $t+1$ 期に、プロジェクトが「成功」したか、「失敗」したか判明するが、「成功」したとき、企業家は金融仲介機関に対して $P(Z)$ 支払い、「失敗」したときは、企業家は金融仲介機関に対して $P(0)$ を支払う。プロジェクトが $t+1$ 期に「成功」するか、「失敗」するかは、確率分布 $\pi(I_t)$ に従う（2.2 節を参照）。

3.1 完全情報または対称情報下における契約

不完全情報または非対称情報（Private Information）下での最適契約均衡を求める第一

⁴ したがって、貸し手にとって消費と遺産は完全補完的である。この効用関数については、Bhattacharya (1998)を参照。

歩として、完全情報または対称情報 (Full Information) 下の契約均衡を検討しておこう。対称情報下においては、貸し手側は、企業家がいくらのアウトプットを生産したかだけでなく、どのくらいの投資をおこなったかについても観察できるとする。

完全情報下の代表的経済主体の行動を分析するには、 I_t を、世代 t の代表的企業家が t 期に行う確率的投資機会 (プロジェクト) への投資とし、最初に First Best 解を求めることを考える。利潤の期待値の現在価値

$$-I_t + \frac{\pi(I_t)Z + (1 - \pi(I_t))0}{R}$$

を I_t について微分をして 0 とおくと

$$-1 + \frac{\pi'(I_t)Z}{R} = 0$$

よって

$$\pi'(I_t)Z = R$$

を得る。これを満たす I_t を \bar{I} と書くと

$$\pi'(\bar{I})Z = R \quad (3)$$

を得る。一方、世代 t の借り手の予算制約は

$$I_t + L_t = D_t \quad (4)$$

である。ここで、 L_t は世代 t の借り手 (企業家) が非確率的(あるいは安全な)投資機会に投資する部分を示す。ここで、完全情報のもとでは、 $L_t = 0$ となるから、

$$D_t = \bar{I} \quad (5)$$

となることがわかる。

また、以下では、貸し手の初期保有量が十分大きく、First Best 解が存在するための条件

$$\bar{I} < \omega$$

は満たされていると仮定する。

以下では、完全情報または対称情報のもとでの最適契約均衡を求めてみる。貸し手が契約から得られる期待効用は、貸し手の代替的投資機会 (安全資産への投資) から得られる期待効用より小さくはならないから、貸し手の参加条件 (PC 条件) は

$$\pi(\bar{I})P(Z) + (1 - \pi(\bar{I}))P(0) = RD_t$$

となる。この PC 条件および(5)式より

$$P(0) = 0$$

$$P(Z) = \frac{R\bar{I}}{\pi(\bar{I})}$$

を得る。したがって、完全情報下の最適契約は

$$\begin{aligned} & (P(Z), P(0), D_t) \\ & = \frac{R\bar{I}}{\pi(\bar{I})}, 0, \bar{I} \end{aligned}$$

となる。

このとき、世代 t の、借り手（企業家）の期待所得（効用）は、この契約の下では、プロジェクトの「成功」と「失敗」の二つの状況を考えて、

$$\begin{aligned} E(C'_{t+1}) &= (Z - P(Z))\pi(\bar{I}) + (0 - P(0))(1 - \pi(\bar{I})) \\ &= Z\pi(\bar{I}) - R\bar{I} \end{aligned} \quad (6)$$

となる。

一方、貸し手側（金融仲介機関）の期待収益を考えるにあたっては、同じくプロジェクトの「成功」と「失敗」の二つの状況を考えるだけでなく、金融仲介機関が非確率的生産技術（安全資産）へ投資する部分を考慮に入れる必要がある。よって、金融仲介機関が世代 t の（一人の）貸し手から預かった貯蓄（預金）を代表的企業と安全資産へ投資したときの、 $t+1$ 期の期待収益は

$$\begin{aligned} & P(Z)\pi(\bar{I}) + P(0)(1 - \pi(\bar{I})) + R(\omega + b_t - \bar{I}) \\ & = P(Z)\pi(\bar{I}) + R(\omega + b_t - \bar{I}) \\ & = R(\omega + b_t) \end{aligned} \quad (7)$$

となり、したがって、均衡においては、貸し手（あるいは金融仲介機関）が貯蓄を全額安全資産に投資したときに得られる粗収益と等しくなる。また、(7)式の右辺の値は、金融仲介機関が代表的企業（および安全資産）に投資したときの期待粗収益であるが、同時に、この経済には、aggregate risk は存在しないから、結局金融仲介機関がこの契約の下で実現する（期待値ではなく）実際の粗収益でもある。世代 t の個々の貸し手は、 $t+1$ 期には、この額を金融仲介機関から「預金」に対する支払いとして受け取ることになる。

3.2 不完全情報または非対称情報下における契約

金融仲介機関は、 t 期において、企業家に対して D_t の額を貸し付けるが、企業家が実際

にその額を確率的投資機会に投資するかどうか、貸し手側には確認の手段がないとしよう⁵。すなわち、貸し手側には貸付け額の一部（あるいは全部）が別の投資機会（ここでは安全資産投資）に運用されたとしても、確認することができないとしよう。

このように、借り手の企業家の投資 I_t が借り手の個人情報（Private Information）であって、貸し手側がそれを確認する手段がないとき、企業家側にモラルハザート（hidden action）が生じる可能性がある。そこで、まず、完全情報のもとで求めた最適契約（First Best 契約）が以上のような意味での不完全情報あるいは非対称情報のもとでも成立するかどうかを検討してみよう。

いま、世代 t の借り手（企業家）が First Best 契約

$$\begin{aligned} & (P(Z), P(0), D_t) \\ & = \frac{R\bar{I}}{\pi(\bar{I})}, 0, \bar{I} \end{aligned}$$

を所与として、期待効用最大化問題

$$\begin{aligned} \max \quad & E(C_{t+1}^t) = \pi(I_t)(Z - P(Z)) + (1 - \pi(I_t))(0 - P(0)) + RL_t \\ \text{s.t.} \quad & I_t + L_t = D_t \\ & D_t = \bar{I} \\ & P(0) = 0 \\ & P(Z) = \frac{R\bar{I}}{\pi(I)} \end{aligned}$$

を解くことを考えてみよう。最大化の一階条件として

$$0 = \pi'(I_t)(Z - P(Z)) + \pi'(I_t)P(0) - R$$

よって

$$\begin{aligned} R & = \pi'(I_t)(Z - (P(Z) - P(0))) \\ & = \pi'(I_t)\left(Z - \frac{R\bar{I}}{\pi(\bar{I})}\right) \end{aligned} \quad (8)$$

を得る。このとき、次の結果が得られる。

命題 1

⁵ ただし、貸し手側は企業のアウトプットがいくらあったかについては観察できるとする。

$$I_t < \bar{I}$$

証明 $\pi'(\bar{I})Z = R$ ((3)式参照) に注意すると、(8)式より、

$$\pi'(\bar{I})Z = \pi'(I_t)\left(Z - \frac{R\bar{I}}{\pi(\bar{I})}\right)$$

を得る。よって

$$\pi'(\bar{I}) < \pi'(I_t)$$

を得る。これより

$$I_t < \bar{I}$$

という結果を得る。

命題 1 によれば、First Best の結果は不完全情報下では、(企業側に \bar{I} を投資するというコミットメントがないかぎり) 均衡ではない。すなわち、不完全情報のもとで First Best の契約を結ぶと、企業家には First Best 契約で期待されているプロジェクト投資から逸脱し、金融仲介機関の貸付け額の一部をひそかに安全資産で運用しようとする誘因が働いて、効率的投資が実現しないことがわかる。

したがって、以下では、借り手の IC 条件を考慮した最適契約を求めてみる。いま、契約 $(P(Z), P(0), D_t)$ が与えられたとすると、借り手の効用最大化問題

$$\max E(C'_{t+1}) = \pi(I_t)(Z - P(Z)) + (1 - \pi(I_t))(0 - P(0)) + R(D_t - I_t)$$

の一階の条件は

$$\pi'(I_t)(Z - (P(Z) - P(0))) = R$$

によって与えられる。

不完全情報または非対称情報の下で最適契約を求めるためには、上で求めた一階の条件を IC 条件として、借り手の期待効用最大化問題

$$\max E(C'_{t+1}) = \pi(I_t)(Z - P(Z)) + (1 - \pi(I_t))(0 - P(0)) + R(D_t - I_t)$$

$$s.t \quad \pi(I_t)P(Z) + (1 - \pi(I_t))P(0) = RD_t \quad (\text{PC})$$

$$\pi'(I_t)(Z - (P(Z) - P(0))) = R \quad (\text{IC})$$

$$I_t + L_t = D_t \quad (\text{BC})$$

を解く⁶。ここで、最初の制約(PC)は貸し手側の参加条件であり、二番目の制約(IC)は借り手の IC 条件であり、そして最後の制約(BC)は借り手の予算制約である。

補題 この最適契約の下では、

$$L_t = 0$$

証明 補論を参照。

次に、 I_t と $P(Z)$ の決定について検討をしよう。 $P(0) = 0$ とおき、補題と借り手の予算制約より $D_t = I_t$ となることに注意して、貸し手側の参加条件を変形すると

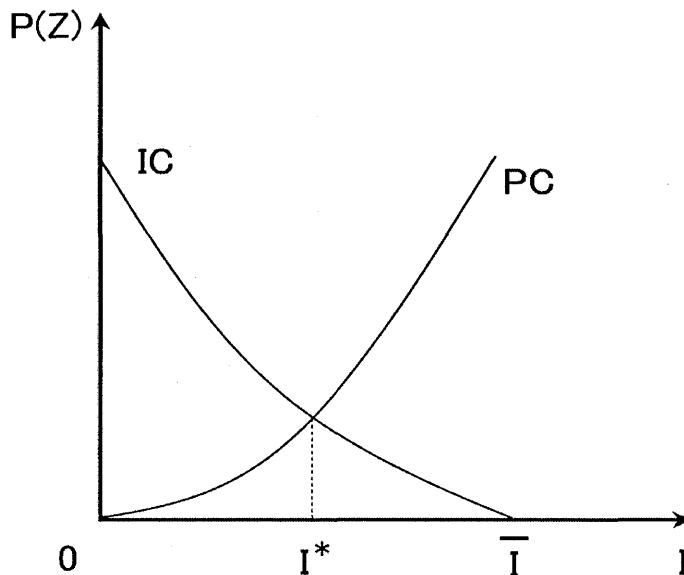
$$P(Z) = \frac{RI_t}{\pi(I_t)},$$

を得る。これを PC 曲線と呼ぼう。次に、借り手の IC 条件より

$$P(Z) = Z - \frac{R}{\pi'(I_t)}$$

を得る。これを IC 曲線と呼ぼう。 $P(Z)$ を縦軸に、 I_t を横軸にとると、PC 曲線と IC 曲線が図 1 のようになる。両曲線の式から、PC 曲線が右上がり、IC 曲線が右下がりとなることがわかる。PC 曲線と IC 曲線の交点で均衡における投資 (I^* と書こう) と支払いスケジュール $P(Z)$ が同時に決定される。

図 1



⁶ Laffont(1989) Chapter 11 を参照。

したがって、不完全情報または非対称情報のもとでの最適契約は

$$(P(Z), P(0), D_t) = \left(\frac{RI_t}{\pi(I_t)}, 0, I_t\right) = \left(\frac{RI^*}{\pi(I^*)}, 0, I^*\right)$$

となる。

上の結果をもとに、貸し手の期待効用を求めてみよう。この契約のもとで、金融仲介機関が（一人の）貸し手の貯蓄を I^* だけ代表的企業に貸し付け、残りを安全資産に投資することによる期待収益は

$$\begin{aligned} & P(Z)\pi(I_t) + P(0)(1 - \pi(I_t)) + R(\omega + b_t - I_t) \\ &= P(Z)\pi(I^*) + R(\omega + b_t - I^*) \\ &= R(\omega + b_t) \end{aligned} \quad (9)$$

となり、個々の貸し手は、不完全情報のもとでも、完全情報におけるのとまったく同じ額を金融仲介機関から支払われることになる。したがって、不完全情報のもとでも、貸し手の効用は変わらない。

一方、世代 t の企業家の、 $t+1$ 期の期待収益（効用）は

$$\begin{aligned} E(C'_{t+1}) &= (Z - P(Z))\pi(I_t) + (0 - P(0))(1 - \pi(I_t)) \\ &= Z\pi(I^*) - RI^* \end{aligned} \quad (10)$$

となる。

命題 2

$$I^* < \bar{I}$$

証明 I^* の定義から、

$$\frac{RI^*}{\pi(I^*)} = Z - \frac{R}{\pi'(I^*)}$$

が成立する。また、 \bar{I} の定義から

$$\begin{aligned} \pi'(\bar{I})Z &= R \\ \Rightarrow Z &= \frac{R}{\pi'(\bar{I})} \end{aligned}$$

を得る。それを上の式に代入して、変形すると

$$\frac{1}{\pi'(\bar{I})} = \frac{1}{\pi'(I^*)} + \frac{I^*}{\pi(I^*)}$$

を得る。 $\frac{I^*}{\pi(I^*)} > 0$ より

$$\begin{aligned}\frac{1}{\pi'(\bar{I})} &> \frac{1}{\pi'(I^*)} \\ \Rightarrow \pi'(\bar{I}) &< \pi'(I^*) \\ \Rightarrow \bar{I} &> I^*\end{aligned}$$

証明終わり

命題2を用いることにより、企業家の期待効用は、不完全または非対称情報のもとでは、完全情報の場合とくらべて低くなることを示すことができる。次にこれを示そう。

4. 借り手(企業家)の所得(効用)の比較

前述のように、貸し手の所得(したがって効用)は、完全情報の場合と不完全情報の場合とで異なる。しかし、命題2で示したように、企業家(借り手)が行うプロジェクトへの投資は、不完全情報のもとでは、完全情報の場合よりも小さくなる。したがって、企業家の所得(期待効用)も、不完全情報のもとでは、それだけ小さくなることを示すことができる。この差は、いわば、モラルハザードが存在することによる社会が支払うコストと呼ぶことができるであろう。この経済では、モラルハザード・コストは全額企業家によって負担されていることになる。いま、世代 t の企業家の $t+1$ 期の収益(所得)を、 Y_{t+1} で表わすなら、期待所得(世代 t 企業家全体の $t+1$ 期の所得でもある) $E(Y_{t+1})$ が、以下のようになることについては、すでに述べた。

完全情報の場合

$$\begin{aligned}E(C_{t+1}^I) &= E(Y_{t+1}) \\ &= (Z - P(Z))\pi(\bar{I}) + (0 - P(0))(1 - \pi(\bar{I})) \\ &= Z\pi(\bar{I}) - R\bar{I}\end{aligned}\tag{6}$$

不完全情報の場合

$$\begin{aligned}E(C_{t+1}^I) &= E(Y_{t+1}) \\ &= (Z - P(Z))\pi(I^*) + (0 - P(0))(1 - \pi(I^*)) \\ &= Z\pi(I^*) - RI^*\end{aligned}\tag{10}$$

このとき、次の命題が成立する。

$$\text{命題3} \quad Z\pi(\bar{I}) - R\bar{I} > Z\pi(I^*) - RI^*$$

証明 $\bar{I} > I^*$ のとき(命題2)、(6)が(10)より大きくなることを示そう。このために、 $\phi(I)$ を

$$\begin{aligned}\phi(I) &= Z\pi(\bar{I}) - R\bar{I} - Z\pi(I) + RI \\ &= Z[\pi(\bar{I}) - \pi(I)] - R(\bar{I} - I)\end{aligned}$$

によって定義しよう。このとき

$$\phi'(I) = -Z\pi'(I) + R$$

$$\phi''(I) = -Z\pi''(I) > 0$$

となる。また、 \bar{I} の定義より ((3)式を参照)

$$\phi'(\bar{I}) = -Z\pi'(\bar{I}) + R = 0$$

である。なお、 $\phi''(I) > 0$ であるから、 $\phi(I)$ は $I = \bar{I}$ のとき、最小値をとる。 $\phi(\bar{I}) = 0$ に注意すると、 $\phi(I^*) > 0$ を得る。すなわち、

$$Z\pi(\bar{I}) - R\bar{I} > Z\pi(I^*) - RI^*$$

が示された。

以上のように、完全情報のもとでの企業家（借り手）の効用と不完全情報のもとでのそれを比較することによって、企業家の期待効用は完全情報のもとでより高くなることが示された。

5. 動学分析と経済の定常均衡 (Steady State)

以上は、世代 $t-1$ からの遺産を所与として、世代 t 経済の最適契約均衡を求めたものである。次に、この均衡が時間を通じてどのように展開していくかを調べよう。

5.1 動学分析

以上の分析から明らかなように、この経済においては、貸し手側の(老年期)所得は、遺産

を通じて世代から世代へと成長していくのに対して、企業家は遺産を残さず、企業家（全体）の所得（あるいはアウトプット）は各世代を通じて一定である。したがって、この経済の成長の動学分析においては、貸し手側に注目すれば十分である。また、すでに見たように、貸し手の主体の所得は、完全情報、不完全情報のいずれの契約均衡のもとでも、同一の所得が実現する。いま、世代 t の貸し手の、 $t+1$ 期所得（老年期の所得）を y_{t+1} と書くと、彼らの $t+1$ 期の消費および遺産は、すでに見たように、

$$c_{t+1}^t = \frac{\beta}{1+\beta} y_{t+1} = \beta B y_{t+1} \quad (1')$$

$$b_{t+1} = \frac{1}{1+\beta} y_{t+1} = B y_{t+1} \quad (2')$$

によって与えられる。ここで、 $B = \frac{1}{1+\beta}$ である。

(7)式あるいは(9)式に(1')を代入すると、世代 t の貸し手の(老年期)所得の動学方程式（一階の差分方程式）

$$y_{t+1} = R(\omega + B y_t) \quad (11)$$

を得る。また、(2')式に(7)あるいは(9)式を代入すると、貸し手の遺産の動学は

$$b_{t+1} = BR(\omega + b_t) \quad (12)$$

によって決定され、(1')式に(7)あるいは(9)式を代入すると、貸し手の消費の動学は

$$c_{t+1}^t = \beta BR(\omega + \frac{1}{\beta} c_t^{t-1}) \quad (13)$$

によって与えられることがわかる。

5.2 内生的成長と定常均衡

上の動学分析で求めた貸し手の老年期所得、消費、及び遺産に関する動学方程式（一階差分方程式）より、この経済の動学は、パラメータ RB の値の大きさ、あるいは $B = \frac{1}{1+\beta}$

であることを思い出すなら、 $\frac{R}{1+\beta}$ の値の大きさに支配されることがわかる。

命題4 $1+\beta \neq R$ としよう。

(a) $1+\beta < R$ ならば、この経済（老年期所得、消費、遺産）は初期条件の大きさに関わらず（内生的に）成長しつづけるが、成長率自体は逓減し、長期的には正の成長率 $\frac{R}{1+\beta}-1$ へ収束する。

(b) $1+\beta > R$ で、かつ $y_1 < \frac{R\omega}{1-RB}$ ならば、経済は正の成長率で成長するが、成長率は逓減し、長期的には成長率0の状態（定常状態）に収束する。

証明 差分方程式(11)の特殊解は、

$$y_t = \left(y_1 - \frac{R\omega}{1-RB}\right)(RB)^{t-1} + \frac{R\omega}{1-RB} \quad (14)$$

で与えられる。これより、 $RB < 1$ かつ $y_1 - \frac{R\omega}{1-RB} < 0$ ならば、 y_t は時間とともに増加しつづけるが、やがて $\frac{R\omega}{1-RB}$ に収束することがわかる。一方、 $RB > 1$ ならば、 $\frac{R\omega}{1-RB} < 0$ に注意すると、(14)式は、 y_t が時間とともに無限大に発散する（永久に上昇を続ける）ことを示している。また、(11)式を変形すると、

$$\frac{y_{t+1}}{y_t} = \frac{R\omega}{y_t} + RB$$

よって、

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{y_{t+1}}{y_t} = RB$$

となり、所望の結果を得る。遺産と消費についても、(12)と(13)より同様の結果が得られる。

命題4(b)が成立する場合を考えよう。(14)式より、貸し手の所得の定常均衡値は

$$\hat{y} = \frac{R\omega}{1-RB}$$

として求めることができる。また、遺産の定常均衡値は、(12)式より

$$\hat{b} = \frac{BR\omega}{1-RB}$$

であり、貸し手の消費の定常均衡値は、(13)式より

$$\hat{c} = \frac{\beta BR\omega}{1-RB}$$

で与えられる。

初期条件 y_1 が、 $y_1 < \hat{y}$ を満たしているとしよう。このとき、貸し手の(老年期)所得、遺産、そして消費はそれぞれの定常均衡値に向かって世代から世代へと単調に増加することになる。 $1 + \beta < R$ の場合(内生的成長のケース)は、この条件がなくてもこれらの変数が成長をつづけることはいうまでもない。

6. 経済全体の成長率の比較

以上のように、経済全体の所得あるいは GDP は、不完全情報ではなく、完全情報のもとで高くなる。では、GDP で測った経済成長率も、完全情報下で高くなるのだろうか？これについての答えは、前節の結果から容易に導くことができる。

完全情報下の t 期の(経済全体の)所得(GDP に等しい)は、世代 t と世代 $t-1$ の貸し手の所得 $\omega + R(\omega + b_{t-1})$ 、および世代 $t-1$ の企業家の所得 $Z\pi(\bar{I}) - R\bar{I}$ の合計

$$\begin{aligned} & \omega + R(\omega + b_{t-1}) + Z\pi(\bar{I}) - R\bar{I} \\ & = Rb_{t-1} + \bar{A} \end{aligned}$$

によって与えられる。ただし、 $\bar{A} \equiv \omega + R\omega + Z\pi(\bar{I}) - R\bar{I}$ である。同様に、不完全情報下の t 期の所得は、 $Rb_t + A^*$ によって与えられる。ただし、 $A^* \equiv \omega + R\omega + Z\pi(I^*) - RI^*$ である。したがって、 t 期から $t+1$ 期への、完全情報下および不完全情報下の GDP の成長率を、

それぞれ \bar{g}_{t+1}, g_{t+1}^* で表わすと、

$$\bar{g}_{t+1} = \frac{Rb_t + \bar{A}}{Rb_{t-1} + \bar{A}} - 1$$

$$g_{t+1}^* = \frac{Rb_t + A^*}{Rb_{t-1} + A^*} - 1$$

となる。

命題5 命題4の条件が満たされるならば、 $\bar{g}_{t+1} < g_{t+1}^*$

証明 上の定義より

$$\begin{aligned} \bar{g}_{t+1} - g_{t+1}^* &= \frac{[(Rb_t + \bar{A})(Rb_{t-1} + A^*) - (Rb_{t-1} + \bar{A})(Rb_t + A^*)]}{H_{t-1}} \\ &= \frac{(b_t - b_{t-1})(A^* - \bar{A})}{H_{t-1}} \end{aligned}$$

ただし、 $H_{t-1} = (Rb_{t-1} + \bar{A})(Rb_{t-1} + A^*) > 0$ である。命題4および5.2節末尾の注意により、 $b_t > b_{t-1}$ であり、命題3より $A^* < \bar{A}$ となることを用いると、所望の結果を得る。

この結果は、成長と厚生との関係について教訓を与える。この経済では完全情報のもとでより高い所得と経済厚生が実現されるにもかかわらず、経済成長率自体は不完全情報下でのほうがかえって高くなる。経済成長が高いことは、かならずしも、高い経済厚生を意味しないことを示している。

7、結びに代えて

最後に、本論では議論する機会がなかった二つの点について簡単に触れておきたい。一つは、この経済では、貸し手は遺産から効用を得るのに対して、企業家の効用は自らの（老年期の）消費にのみ依存しており、遺産からは効用を得ることはないと仮定された点についてである。貸し手と企業家との間の、遺産についての非対称的仮定がもつインプリケー

ションを明らかにするため、企業家も、貸し手と同様の効用関数を持つとしたら、この経済はどうなるか簡単に検討してみよう。

プロジェクトに「成功」した企業家は正の所得を得、したがって次世代に遺産を残そうとする。(他方、プロジェクトに「失敗」した企業家の所得はゼロであって、自らの消費も遺産もゼロである。)「成功」した企業家の子供は正の初期保有量(遺産)から出発することになる。このことは、プロジェクト投資の一部を自己金融できることを意味し、この効果は、図1においては、PC曲線全体が右方(かつ下方)へのシフトとなってあらわれる(このとき、PC曲線は、原点ではなく、横軸の正の値から出発することになることに注意)。IC曲線には変化がないから、PC曲線とIC曲線との交点で決定される(均衡における)投資はより高くなり、効率的投資の水準にそれだけ近づくことになる。投資の水準が高くなれば、プロジェクトの「成功」の確率も高くなるから、「成功」が続く企業家の家系では、何世代にもわたる遺産の累積効果によって、やがて効率的投資の全額を、借入れではなく、自己金融で賄うことが可能になるだろう。この時点で、この家系はモラルハザード問題から開放されることになる。ただし、一度「失敗」すると、その家系は振り出しに戻って、ゼロ(の初期保有量)からの出直しになることはむろんである。しかし、経済全体としては、「成功」している家系が必ず存在し、遺産の累積によって「成功」する家系の企業家全体に占める割合が高くなるから、企業部門の資本蓄積が進むことになるだろう。

もう一つの点は、遺産に関する非対称性については以前のように仮定するが、本論のモデルを別に解釈することである。これまでモデルが対象とする経済は一国経済と解釈してきたが、借り手の主体が属する部門を「先進国」、企業家の属する部門を「途上国」と解釈することも可能である。貯蓄(つまり遺産)性向の高い「先進国」では、資本蓄積が進み、経済が成長するが、浪費性向の高い(遺産性向が低い)「途上国」では、投資機会には恵まれているものの、資本蓄積は進まず、経済は停滞している。先進国から途上国への資本の流れはあるけれど、モラルハザードのために投資水準は効率的レベルに達することはない。本節前半の分析は、この「途上国」がモラルハザード問題を打開して、経済停滞を脱するためには、「先進国」から「途上国」への無償援助が有効であることを示唆している。「先進国」から「途上国」への無償援助が上で分析した世代間遺産の役割を果たし、「先進国」の増大するGDPの一定割合が無償援助として持続的に「途上国」へ移転されるなら、やがて効率的投資が実現するはずだからだ。

以上が本論文のモデルを拡張する二つの方向を示しているが、これらの点についての詳

細な検討は今後の課題である。

補論

補題の証明

$$\begin{aligned}
 \max \quad & E(C_{i+1}^t) = \pi(I_t)(Z - P(Z)) + (1 - \pi(I_t))(0 - P(0)) + R(D_t - I_t) \\
 \text{s.t.} \quad & \pi(I_t)P(Z) + (1 - \pi(I_t))P(0) = RD_t \quad (\text{PC}) \\
 & \pi'(I_t)\{Z - [P(Z) - P(0)]\} = R \quad (\text{IC}) \\
 & L_t = D_t - I_t \quad (\text{BC})
 \end{aligned}$$

この最大化問題のラグランジェアンは、 $P(0) = 0$ とおき、 ψ, μ, λ を、それぞれ(PC)、(IC)、(BC)に関するラグランジェアン乗数として、

$$\begin{aligned}
 L = & \pi(I_t)(Z - P(Z)) + R(D_t - I_t) \\
 & + \psi(\pi(I_t)P(Z) - RD_t) + \mu(\pi'(I_t)(Z - P(Z)) - R) + \lambda(D_t - I_t)
 \end{aligned}$$

と書くことができる。これを、 $I_t, D_t, P(Z)$ について微分をして0とおくと、一階の条件は

$$\pi'(I_t)(Z - P(Z)) - R + \psi\pi'(I_t)P(Z) + \mu\pi''(I_t)(Z - P(Z)) - \lambda = 0 \quad (\text{A.1})$$

$$R - R\psi + \lambda = 0 \quad (\text{A.2})$$

$$-\pi(I_t) + \psi\pi(I_t) - \pi'(I_t)\mu = 0 \quad (\text{A.3})$$

$$\lambda(D_t - I_t) = 0 \quad (\text{A.4})$$

で与えられる。

いま、IC条件を(A.1)式に代入すると、(A.1)は

$$\psi\pi'(I_t)P(Z) + \mu R \frac{\pi''(I_t)}{\pi'(I_t)} - \lambda = 0 \quad (\text{A.1}')$$

と書きかえることができる。

以下では、 $\lambda > 0$ 、したがって $L_t = D_t - I_t = 0$ となることを示そう。

(a) $D_t > 0$ の場合。

PC条件より、 $P(0) = 0$ であるから、 $P(Z) > 0$ となることがわかる。いま、仮に $\lambda = 0$ とする。(A.2)より、 $\psi = 1$ を得る。さらに、(A.3)に代入すると、 $\mu = 0$ でなければならない。これらを(A.1')に代入すると、 $\pi'(I_t)P(Z) = 0$ となり、 $\pi'(I_t) > 0, P(Z) > 0$ に矛盾する。したがって、 $\lambda > 0, D_t = 0$ という結果を得る。

(b) $D_t = 0$ の場合。

このときは、借り手(企業家)への貸し付けが存在しないのだから、当然に、 $I_t = D_t = 0$ である。

証明終わり。

参考文献

Bencivenga, Valerie R and Bruce D. Smith (1993), "Some consequences of credit rationing in an endogenous growth model" *Journal of Economic Dynamics and Control* 17: 97-122.

Bhattacharya, Joydeep (1998). "Credit market imperfections, income distribution, and capital accumulation" *Economic Theory* 11: 171-200

Gertler, Mark and Kenneth Rogoff (1990). "North-South lending and endogenous domestic capital market inefficiencies" *Journal of Monetary Economics* 26 :245-266

Laffont, Jean-Jacques(1989). *The economics of uncertainty and information*, translated by J. P. Bonin and H. Bonin. Cambridge, US: The MIT Press

Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff (1996). *Foundations of international macroeconomics*. Cambridge US: The MIT Press.

Salanie, Bernard(1997). *The economics of contracts: a primer*. Cambridge, US: The MIT Press

Vo Minh Tuan(2002). *Credit rationing in an endogenous growth model: a costly state verification approach*. Master's thesis, Yokohama National University

Williamson, Stephen D. (1987), "Costly monitoring, loan contracts, and equilibrium credit rationing" *Quarterly Journal of Economics* 102: 135-145.

経済成長の源泉としての社会資本の役割は終わったか

2000年11月13日

横浜国立大学経済学部

塩路 悦朗*

要約: 本論文の目的は、「社会資本は日本の経済成長に対して貢献する役割を失った」という仮説を検討することにある。このために、一人あたり民間資本の蓄積が進むにつれて社会資本の生産に対する貢献が低下していく可能性を内在したモデルを展開する。このモデルの解は、経済成長論における所得収束の式の一種の変形型になることが示される。この式を、都道府県のパネル・データを用いて推定する。その結果、確かに経済が豊かになるにつれて社会資本が経済成長に与える影響力は低下することが示される。この推定結果をもとに一人あたり社会資本の一人あたり生産に対する影響の動学的経路を求め、1950年代と比べ現在の社会資本の影響が大幅に低下していることが示される。

* 電子メール：shioji@ynu.ac.jp。本論文執筆のモチベーションのひとつは、第一回TCER-CIRJE共催 マクロコンファレンス(1999年9月)におけるShioji(2000)の草稿に対する福田慎一氏(東京大学)のコメントであった。ここに同氏に感謝したい。また、この研究に対して、科学研究費補助金および清明財団より援助を受けた。ここに記して感謝したい。

1 イントロダクション

1990年代終盤から2000年にかけては、経済の不調を背景として、財政支出が急激に拡大した。その一方で、従来型の財政支出、特に公共事業への批判が高まりつつある。その裏には、経済的に豊かになった今日においては、（生産関連の）社会資本の増加がかつてほど大きな経済成長に結びつかなくなったのではないかと、という人々の実感があると考えられる。そこで本論文では、「社会資本は日本の経済成長に対して貢献する役割を失った」という仮説を検証する。この目的のために、一人あたり民間資本の蓄積が進むにつれて社会資本の生産に対する貢献が低下していく可能性を内在したモデルを定式化する。このモデルを都道府県のパネル・データを用いて推定する。その結果、確かに所得の向上は社会資本の経済成長に対する影響力を低下させることが示される。この効果は統計的に見て有意であるだけでなく、その低下の程度も数量的に無視し得ないものである。推定結果によれば、1955年ごろと比較して、1990年ごろには、一人あたり社会資本が1%増加することによってもたらされる一人あたり生産の増加率は、およそ23分の1に低下した。

社会資本の生産性効果を動学的モデルを推定することで評価しようとする試みは、塩路（2000）やShioji(2000)で展開された。そこでは、経済成長論における「所得収束」の式(Barro and Sala-i-Martin (1992a)ほか)の中に、社会資本を組み込んだものを推定する、というアプローチがとられた。具体的には、これらの論文では、一人あたり生産の成長率を被説明変数、一人あたり生産の初期値（対数値）と一人あたり社会資本の初期値（対数値）を説明変数とした、対数線形型の式を推定した。伝統的な、社会資本を組み込んだ地域生産関数を推定するアプローチ¹と比較した場合のこの収束アプローチの利点は、社会資本が生産に及ぼす

¹ 近年、この分野では、Aschauer (1989)の時系列分析が社会資本が強力な生産増大効果をもたらすという結果を導いたのに刺激されて、数多くの研究が行われている。最近では地域のパネル・データを用いた研究が主流になってきている。そのような研究として、アメリカのデータを使ったものとしてHoltz-Eakin(1994), Evans and Karras (1994), Garcia-Milà and McGuire (1995)などがあげられる。日本でも社会資本のデータの充実を背景に数多くの研究がなされており、地域パネル・

効果の動学的経路を導くことができる点である。すなわち、社会資本が増加したとき、直ちに生産がどのくらい増加するか（短期的効果）だけではなく、生産が時間とともにどのような経路をたどって増加していくか、そして最終的にはどのくらいまで増加するのか、を明らかにすることができる。上記の研究では、日本の都道府県（およびアメリカの州）のパネル・データを用いて、さまざまな動学的パネル・データ・モデルの分析手法を使って分析がなされた。その結果、確かに社会資本の増加は経済成長に貢献することが確認された。しかし、この分析で用いられた対数線形型の定式化はあまりに制約が強すぎるかもしれない。この点を検証するために、塩路（1999）では、対数非線形型の式の推定を試みた。具体的には、新たな説明変数として、上記二つの説明変数の自乗値、および両者の交差項の3変数を追加することを試みた。その結果、これらを個別に右辺に追加したときにはその係数は有意となることがわかった。しかし、3つの変数を同時に追加した場合には、係数は有意性を失うこともわかった。このことは、3つの間の相関が強すぎて、多重共線性の問題が発生してしまうためであることも示された。

上記の研究の結果は、ひとつには、確かにデータには強い非線形性が存在することを示している。すべての推定結果は、経済が何らかの意味で「豊か」になると、社会資本の生産性効果が低下することを示している。が、その一方で、上記の研究は、具体的にどのような要素が非線形性を引き起こしているかは、多重共線性のために、データのみから類推することは困難であることを示している。それ以上の洞察を得るためには、そして政策効果の定量的分析を行うためには、理論の助けを借りなくてはならない。理論的モデルから得られる制約を推定式に課すことによって初めて、多重共線性の問題を乗り越えて政策分析にいたることができるのである。本論文はそのような方向への第一歩である。

データを用いたものに限っても、浅子・坂本（1993）、浅子・常木・福田・照山・塚本・杉浦（1994）、土居（1998）、岩本・大内・竹下・別所（1996）、三井・太田（1995）、大河原・山野（1995）、吉野・中島（1999）、吉野・中野（1996）をはじめとして、多くの論文がある。

この論文では、地域間の資本移動の存在によって一人あたり生産の収束がもたらされるモデルが展開される。民間資本の収益率が低い地域から高い地域へと（民間）資本が移動していくことを通して、地域間で収益率が徐々に均等化していく。これに伴って一人あたり生産の「収束」が起きる。ただしこの収束は必ずしも一人あたり生産の均等化を意味しない。生産性が高い地域ほど資本の収益率が高くなり、より多くの民間資本を呼び込むことができるために、より一人あたり生産の大きな定常状態に収束することを示すことができる。この生産性に影響を与える要素として、社会資本が導入される。以下で展開されるモデルの特徴は、この社会資本が生産性に与える影響に、非線形性が導入されることである。すなわち、少なくともポテンシャルには、民間資本が蓄積されるにしたがって社会資本が生産性を増進する効果が弱まっていく（このことの意味は後に正確に定義される）可能性があることがモデル化される。

このモデルを解いて、一人あたり生産に関する動学方程式を導く。その結果得られる式は、「所得収束」の式の変形型となることが示される。スタンダードな所得収束の式との違いは、説明変数のひとつとして、一人あたり生産の初期値（対数値）と一人あたり社会資本の初期値（対数値）の交差項が登場することである。一方、それ以外の非線形の項は右辺に現れない。この交差項の係数の符号、有意性、およびサイズが、民間資本の蓄積に伴って社会資本の生産性効果が弱まっていくかどうかを判断するかぎとなる。この式を、都道府県のパネル・データを用いて推定した結果、確かに経済が豊かになるにつれて社会資本が経済成長に与える影響力は低下することが示される。この推定結果をもとに、理論的モデルの構造パラメーターの値が導かれる。また、一人あたり社会資本の一人あたり生産に対する影響の動学的経路を求める。その大きさは、初期の一人あたり生産の大きさによって大きく変わってくる。実際、1950年代における動学的経路と1990年代における動学的経路を比較すると、後者のほうが社会資本の影響が大幅に低下していることが示される。よって、結論としては、確かに近年においては過去に比べて社会資本が経済成長に果たす役割が大幅に低下していることをこの研究は示している。

以下では次のような順序で議論が展開される。第2節では理論モデルが展開される。第3節では、モデルの解をもとにして実証研究において推定される式が

導かれる。第4節は、実証研究で用いられるデータを解説する。第5節では、第3節で導いた式を推定し、その意味するところを検証する。第6節で結論を述べる。

2 理論

2-1 生産関数

生産関数アプローチを取った多くの論文と同じように、この論文では、社会資本の量が地域の生産量に直接影響を与えるものと仮定する。まず、各地域の代表的企業の生産関数の形状は次のようなコブ・ダグラス型であるとする。

$$Y_{it} = A_{it} \cdot K_{it}^{\alpha} \cdot (\Gamma_{it} \cdot L_{it})^{1-\alpha} \quad (1)$$

ここで、 Y_{it} 、 K_{it} 、 Γ_{it} 、 L_{it} はそれぞれ地域*i*の第*t*期における生産量、民間資本ストック、技術水準、労働である。 A_{it} はあとで述べるように社会資本の影響を表す生産性項目であり、企業はこの値を所与として行動する。すなわち、社会資本は民間企業に外部経済を通して生産性向上をもたらすものとしてモデル化されている。パラメーター α は0と1の間の値をとる定数である。技術水準と労働量の成長率を次のように x と n であらわすことにしよう。

$$x_{it} \equiv \Delta \ln \Gamma_{it} (\equiv \ln \Gamma_{it+1} - \ln \Gamma_{it})$$

$$n_{it} \equiv \Delta \ln L_{it}$$

一方、社会資本の総量を G_{it} で表わすことにしよう。この値は外生変数であると仮定する。塩路(2000)やShioji(2000)では、式(1)に現れる社会資本の外部効果を表す項、 A_{it} は次のような一人あたり社会資本の増加関数であると仮定された。

$$A_{it} = \frac{G_{it}^{\gamma}}{L_{it}} \quad (2)$$

ここでパラメーター γ は正の定数である。すなわち、生産量の一人あたり社会資本に関する弾力性は、経済の発展度にかかわらず常に一定であると仮定されていた。このとき、一人あたり生産の成長率の一人あたり社会資本に関する弾力性も、経済の発展度にかかわらず常に一定になることが証明できる(後の数学的展開参照)。この意味で、上記の論文では、社会資本の成長に果たす役割は常に不変であることを先験的に仮定してきたことになる。しかし、イントロダクションで述べたように、社会資本の果たす役割は経済が成長していくにつれて次第に低下してくる、という見方もある。この可能性を考慮に入れるために、この論文では、上記の弾力性一定の制約を緩めて、次のような定式化を考える。

$$A_{it} = \frac{G_{it}}{L_{it}} \quad (2')$$

ここで、 ρ は定数である。もしこの値が0であるとする、このモデルはこれまでのモデルに帰着し、一人あたり生産の成長率の一人あたり社会資本に関する弾力性は常に一定になる。もし $\rho < 0$ であるとする、経済が成長し民間資本の蓄積が進むにつれて、生産量の社会資本に関する弾力性が低下する。この意味で、社会資本の生産量に対する影響が低下していく。あとで証明されるように、このとき、一人あたり生産の成長率の一人あたり社会資本に関する弾力性は一人あたり生産の増加に伴って低下していくことになる。この意味で、社会資本が経済成長に対して果たす役割は低下する。もし逆に $\rho > 0$ であるとする、経済成長とともに社会資本の影響が増大していくことになる。この論文のひとつの大きな目的は、 ρ の値をデータから推定することを通して、このうちのどの可能性がもっともらしいかを検証することである。²

さて、一人あたり生産、一人あたり民間資本、一人あたり社会資本を次のように小文字を使ってあらわすことにしよう。

$$y_{it} \equiv Y_{it}/L_{it}, \quad k_{it} \equiv K_{it}/L_{it}, \quad g_{it} \equiv G_{it}/L_{it}$$

すると、「一人あたり生産関数」は次のように書ける。

$$y_{it} = g_{it}^{\gamma + \rho \ln k_{it}} \cdot k_{it}^{\alpha} \cdot \Gamma_{it}^{1-\alpha} \quad (3)$$

このモデルでは技術進歩があると仮定している、定常状態は一人あたり生産や一人あたり民間資本に関して定義することはできない。しかも、スタンダードなモデルと異なり、一人あたり民間資本が式(3)の右辺の2ヶ所に登場している。この問題を解決して定常状態を定義するために、次のような変数を導入しよう。

$$q_{it} \equiv \frac{1-\alpha}{1-\alpha-\rho \cdot \ln g_{it}}$$

そして経済の「一人あたり効率性」を次のように定義する。

$$\tilde{\Gamma}_{it} \equiv \Gamma_{it}^{q_{it}}$$

そして「効率単位あたり」の生産と民間資本を、次のように定義する。

² 式(2')のような定式化の問題点は、 $\rho < 0$ の場合、あまりに一人あたり民間資本が大きくなると、生産量が社会資本の減少関数になってしまうことである。これはあまり現実的とは思われない。上の定式化は、あくまで、社会資本の影響の非線

$$\tilde{y}_{it} \equiv Y_{it} / (\tilde{\Gamma}_{it} \cdot L_{it}), \quad \tilde{k}_{it} \equiv K_{it} / (\tilde{\Gamma}_{it} \cdot L_{it})$$

後に、この「効率単位」の変数がある定常状態に収束することを示す。なお、後の分析のために、上の両者の間に次のような関係が存在することを確認しておく。

$$\ln \tilde{y}_{it} = (\alpha + \rho \cdot \ln g_{it}) \cdot \ln \tilde{k}_{it} + \gamma \cdot \ln g_{it} \quad (4)$$

式(4)は、一人あたり社会資本を所与とすれば、効率単位あたり生産は効率単位あたり民間資本のみの関数であることをあらわしている。

2-2 地域間資本移動のモデル

所得収束の推定式は、さまざまなモデルから導くことができる。主なものとしては、ソロー・スワンの成長モデル(Solow (1956) and Swan (1956))、技術伝播のモデル(Nelson and Phelps (1966))、2種類の資本財が入った内生的成長モデル(Mulligan and Sala-i-Martin (1993))があげられる。これらのモデルについては、Barro and Sala-i-Martin (1995)が詳細に説明している。ここでは、地域経済が閉鎖経済とは考えにくい、という点を考慮して、開放経済のモデルを展開する。特に、(民間)資本移動の役割を重視する。地域の間にはかなりの程度の資本移動があると考えられるから、このようなモデルを考えることには十分意味があるであろう。そこで、各地域は小「国」開放経済であり、この地域にとっては国全体の利子率 r は所与であるとしよう。簡単化のために、この利子率は時間を通して一定であるとする。ある地域 i の資本ストックは次のような式に従って変化すると仮定する。

$$\Delta \ln K_{it} \equiv \ln K_{i,t+1} - \ln K_{it} = \psi \cdot [MPK_{it} - \delta - r] \quad (5)$$

ただし、 ψ は資本ストックの地域間移動のスピードを表す正の定数であり、 δ は民間資本の減耗率(1以下の正の定数)である。 MPK は民間資本の限界生産性を表している。ただし、これは民間企業の立場から見た限界生産性であり、社会資本の影響を表す項 A_{it} を所与として計算されるものである。

$$MPK_{it} = \left. \frac{\partial Y_{it}}{\partial K_{it}} \right|_{A_{it} \text{ given}} = \alpha \cdot \frac{Y_{it}}{K_{it}} \quad (6)$$

式(5)は、この地域の民間資本の収益率が国全体の利子率を上回るときに、資本はこの地域に流入し、逆の場合には資本は流出することを表している。この定

形性をとらえるための近似であると解釈されるべきである。

式化は民間経済主体の最適化行動を明示的に取り入れていないという意味でアドホックなものであるが、その代わりに、後で見るように、結果として線形式の推定法を適用できるような式を導けるという利点を有している。なお、Shioji(2000)では、式(2)のような弾力性一定の定式化のもとで、投資の調整費用を導入して、代表的企業の最適化行動から推定式を導いている。さて、先に進む前に、次の二つの関係に留意しておこう。

$$MPK_{it} = \alpha \cdot \frac{y_{it}}{k_{it}} \quad (6')$$

$$MPK_{it} = \alpha \cdot \frac{\tilde{y}_{it}}{\tilde{k}_{it}} \quad (6'')$$

先に式(4)で \tilde{y}_{it} は \tilde{k}_{it} のみの関数であることを見たから、式(6'')より、 MPK_{it} も \tilde{k}_{it} のみの関数である事がわかる。

2-3 近似式

式(5)を一人あたり生産の対数値に関する式として分析したい。そのためには、近似が必要である。まず、近似的に、第t期から第t+1期にかけて、一人あたり社会資本は大きく変化しなかったものとする。

$$g_{it+1} \approx g_{it}$$

すると定義により、

$$q_{it+1} \approx q_{it}$$

このとき、効率単位あたり民間資本の定義によって、式(5)は次のように書き換えられる。

$$\Delta \ln \tilde{k}_{it} = \psi \cdot [MPK_{it} - \delta - r] - \theta_{it} - n_{it} \quad (7)$$

ただし、 $\theta_{it} \equiv q_{it} \cdot x_{it}$

この θ_{it} は「一人あたり効率性」 $\tilde{\Gamma}_{it}$ の成長率である。この事実は後で構造パラメータを推定する際に有用になる。さて、すでに見たように、一人あたり社会資本を所与として、 MPK_{it} は \tilde{k}_{it} のみの関数である。したがって式(7)の右辺全体は \tilde{k}_{it} のみの関数である。よって、この式は効率単位あたり民間資本の推移を表す動学方程式としてみることができる。そして MPK_{it} は \tilde{k}_{it} の減少関数であるから、この式は動学的に安定的である。

さて、 θ_{it} と n_{it} のサンプル平均（全地域、全期間を通じた平均）を $\bar{\theta}$ 、 \bar{x} と書くことにしよう。ここで、仮想的に、 θ_{it} 、 n_{it} の値が $\bar{\theta}$ 、 \bar{x} で固定されている地域を考える。このとき、定常状態が一意に決定される。そして、これらの値に対応する定常状態におけるMPKの値をMPK*と書くことにしよう。このとき、

$$MPK^* = (\bar{\theta} + \bar{n}) / \psi + r + \delta$$

式 (7) を上記の定常状態の周りで、 $\ln MPK_{it}$ 、 θ_{it} 、 n_{it} に関して線形近似すると、

$$\Delta \ln \tilde{k}_{it} = \psi \cdot MPK^* \cdot [\ln MPK_{it} - \ln MPK^*] - (\theta_{it} - \bar{\theta}) - (n_{it} - \bar{n}) \quad (8)$$

を得る。

2-4 一人あたり生産のダイナミックス

さて、上の式 (8) を、一人あたり民間資本ストックに関する式に直すと、

$$\Delta \ln k_{it} = \phi \cdot [\ln MPK_{it} - \ln MPK^*] + \bar{\theta} - (n_{it} - \bar{n}) \quad (9)$$

ただし、 $\phi = \psi \cdot MPK^*$

を得る。この式を、一人あたり生産に関する式に直すことを考えたい。その為には、まず、式 (3) より、

$$\ln y_{it} = (\gamma + \rho \cdot \ln k_{it}) \cdot \ln g_{it} + \alpha \cdot \ln k_{it} + (1 - \alpha) \cdot \ln \Gamma_{it} \quad (10)$$

であることに注意しよう。この式より、式 (9) の左辺は、

$$\Delta \ln k_{it} = \frac{1}{\alpha + \rho \cdot \ln g_{it}} \cdot \Delta \ln y_{it} - \frac{1 - \alpha}{\alpha + \rho \cdot \ln g_{it}} \cdot x_{it} \quad (11)$$

であることがわかる。一方、式 (6) より、

$$\ln(MPK_{it}) = \ln \alpha + \ln y_{it} - \ln k_{it}$$

である。式 (10) を用いると、この式は、

$$\ln(MPK_{it}) = \ln \alpha + \ln y_{it} - \frac{1}{\alpha + \rho \cdot \ln g_{it}} \cdot (\ln y_{it} - \gamma \cdot \ln g_{it} - (1 - \alpha) \cdot \ln \Gamma_{it}) \quad (12)$$

と書ける。式 (11)、(12) を用いると、式 (9) は

$$\begin{aligned} \Delta \ln y_{it} = & -\phi \cdot (1 - \alpha) \cdot \ln y_{it} + \phi \cdot \rho \cdot \ln y_{it} \cdot \ln g_{it} \\ & + [\phi \cdot \gamma + \phi \cdot \rho \cdot \ln \alpha - \phi \cdot \rho \cdot \ln MPK^* + \rho \cdot \bar{\theta} - \rho \cdot (n_{it} - \bar{n})] \cdot \ln g_{it} \\ & + \phi \cdot \alpha \cdot \ln \alpha - \phi \cdot \alpha \cdot \ln MPK^* + \alpha \cdot \bar{\theta} - \alpha \cdot (n_{it} - \bar{n}) + (1 - \alpha) \cdot x_{it} + \phi \cdot (1 - \alpha) \cdot \ln \Gamma_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

と書き換えることができる。このようにして、一人あたり生産の成長率を、今期の一人あたり生産の関数として表すことができた（右辺に現れる内生変数は一人

あたり生産のみである)。この式が実証的に推定されることになる。注目すべきは、右辺に一人あたり生産（対数値）、一人あたり社会資本（対数値）だけでなく、両者の交差項が現れていることである。この項が現れるのは、生産関数の定式化の中で、社会資本の影響を表す項を（2）のように定式化する代わりに(2')を用いたためである。定数 ρ の値が0のとき式(2')は式(2)に帰着するが、このとき、式（13）において、交差項の係数も0となってその経済成長に与える影響が消滅することに注意されたい。したがって、実証研究のひとつの焦点は、交差項の係数が有意に0と異なるかどうか、ということになる。

3 推定式と推定方法

上の式（13）を固定効果モデルを使って推定するためには、いくつかの仮定を置く必要がある。まず、人口成長率に関して、

$$n_{it} = \bar{n} \quad (\text{すべての}i\text{と}t\text{について})$$

を仮定する。これによって一人あたり社会資本（対数値）の係数が定数になる。原理的には、この仮定をはずして、右辺の説明変数として人口成長率および人口成長率と一人あたり社会資本の交差項を含めることも可能である。しかし、そうになると、左辺の一人あたり生産の成長率と人口成長率の間の同時決定性を問題にしなくてはならない。ここではこの問題を回避するために、人口成長率は一定とする。次に、技術進歩率と技術水準に関して、次の仮定を置く。

$$x_{it} = x_i + x_t, \quad \ln \Gamma_{it} = \ln \bar{\Gamma}_i \quad (\text{すべての}i\text{と}t\text{について})$$

ただし、 x_i と $\bar{\Gamma}_i$ は地域固有の定数であり、 x_t は期間固有の定数である。この2つの仮定から、

$$\ln \Gamma_{it} = \ln \bar{\Gamma}_i + \ln \Gamma_t$$

と書ける。ただし、 $\ln \bar{\Gamma}_i$ は地域固有の定数であり、 $\ln \Gamma_t$ は期間固有の定数である。これらの仮定のもとでは、式（13）は次のように書き換えられる。

$$\ln y_{it+1} = a_1 \cdot \ln y_{it} + a_2 \cdot \ln y_{it} \cdot \ln g_{it} + a_3 \cdot \ln g_{it} + \bar{c} + c_i + c_t \quad (14)$$

ただし、

$$a_1 = 1 - \phi \cdot (1 - \alpha), \quad a_2 = \phi \cdot \rho,$$

$$a_3 = \phi \cdot \gamma + \phi \cdot \rho \cdot \ln \alpha - \phi \cdot \rho \cdot \ln MPK^* + \rho \cdot \bar{\theta}$$

$$\bar{c} = \phi \cdot \alpha \cdot \ln \alpha - \phi \cdot \alpha \cdot \ln MPK^* + \alpha \cdot \bar{\theta}$$

$$c_i = (1 - \alpha) \cdot (x_i + \ln \bar{\Gamma}_i), \quad c_t = (1 - \alpha) \cdot (x_t + \ln \Gamma_t)$$

である。

第5節以降では、この式(14)を推定し、そこから ρ などの構造的パラメーターを導く。推定方法は固定効果法である。具体的な手続きとしては、まずサンプルの平均からの乖離を取ることによって定数項や固定効果の項を消去してから最小自乗法を適用する。この手続きを理解するためには、第一に、各 i について、式(14)の両辺をすべての i について平均したとしよう。ついで、両辺からこの平均を差し引いたとしよう。この操作によって、 \bar{c} と c_i が消去される。第二に、各 i について、このように得られた式の両辺から、すべての i にわたる平均を差し引いたとしよう。この操作によって、 c_i が消去される。残された式は、最小自乗法によって推定可能である³。

4 データ

4-1 主なデータ

生産量のデータは県内総生産(単位百万円)である。データソースは、1955-74年が経済企画庁(1991)、1975-95年が経済企画庁(1998a)である。もとのデータは名目値であり、これを日本全体のGDPデフレーター(1990年を1とする)によって実質化した。一方、労働者数のデータとしては就業者数(単位人)を用いる。データソースは、1955-74年が土居(1998)、1975-95年が経済企画庁(1998a)である。社会資本のデータは経済企画庁(1998b)からとる(単位百万円)。この中では、14種類の社会資本ストックに関するデータが都道府県別に掲げられている。これはすべての社会資本を網羅するものではないが、かなり広範

³ このような固定効果モデルを用いて世界各国間の所得収束の問題を分析した論文として、Islam(1995)がある。線形の動学的パネルデータ分析においては、このような固定効果法はバイアスをもたらすことが知られている。具体的には、収束のスピードが過大評価される、言い換えれば、式(14)の係数 a_1 が過小評価される傾向が存在する(Nerlove(1971)、Nickell(1981)、Hsiao(1986))。よって、Arellano and Bond(1991)のように一般化積率法(GMM)を用いることがより望ましいと考えられる。ただし、ここで取り上げているモデルは説明変数に関して非線形であるので、彼らの手法をそのまま当てはめることはできない。この問題については今後の課題としたい。ただし、GMMによる推定にも問題がないわけではない。GMMの一般的な問題点については、Kiviet(1995)参照。測定誤差があるときの動学的パネルデータ分析の問題点については、Shioji(1997)参照。

圏をカバーするものである。この14種類の合計をもって、社会資本ストックとする。この中には、旧国鉄、旧電電公社のもつ資本ストックは含まれない。データの利用可能な範囲は、1955年から1990年までの5年おきの期間と、1993年である。

サンプル地域は47都道府県のうち、沖縄をのぞく46を用いる。沖縄に関しては、一部のデータが入手可能でなかった。サンプルに利用する期間は1955年から1995年までの5年おきである。5年おきのデータを用いるのは、上記の社会資本のデータが5年おきだからである。したがって、以下の推定における1「期間」とは、5年間を指すことになる。ただし、初期値を取る関係上、最初の年のデータはサンプルに含まれない。結果的に、サンプル期間は8となる。総サンプル数は $46 \times 8 = 368$ である。なお、推定に必要な社会資本のデータは各5年期間の初期値であるから、1995年のデータが利用可能でないことは問題にはならない。

4-2 部門間ショック変数

式(14)を推定するにあたっては、各都道府県に起こるショックはお互いに無相関であり、系列相関もないものと仮定される。しかし、実際には、各産業には特有のショックが存在する。このようなショックが与える影響の強さは都道府県の産業構造によって変わる。たとえば農業生産性の向上は農業のシェアが大きい都道府県に大きな影響を与え、そうでない都道府県にはあまり大きな影響を与えないであろう。したがってこのタイプのショックは都道府県間の誤差項に相関をもたらすことになる。この問題を最小限に抑えるために、部門間ショックの代理変数を推定式の右辺に追加する。具体的には、農業部門（正確には第1次産業）ショック変数と工業部門（第2次産業）ショック変数を導入する。これらの詳細な定義はShioji (2000)のappendixに譲るが、要するにこれらは、（各都道府県の生産量に占めるある部門のシェア）＊（各5年期間内のその部門の相対的生産性変化率）である。シェアは1975年の値で固定している。部門生産性は各年の全国レベルにおける生産量/労働者数によって測る。「相対的」生産性変化率とは、全産業の生産性変化率と比較して、どのくらいその産業の生産性変化率が高かったか、を意味している。

5 推定結果と含意

5-1 推定結果

表1は、式 (14) を第3節で説明した手法で推計した結果を示している。第一列目は、交差項を入れなかった場合の推定結果を表している。第二列目は、交差項を入れた場合の推定結果を表している。

表1: 式(14)の推定結果

	(1) 交差項なし	(2) 交差項あり
a_1 (一人あたり生産)	0.676 (0.036)	0.623 (0.036)
a_2 (交差項)		-0.085 (0.015)
a_3 (一人あたり社会資本)	0.121 (0.029)	0.179 (0.029)
農業 部門	1.404 (0.466)	2.115 (0.467)
工業 部門	1.902 (0.365)	1.451 (0.361)
決定係数	0.633	0.662

(注) 括弧内は標準誤差

すべての推定値は統計的に有意である。そのt値はすべて3を超えている。第一列目の定式化は基本的には塩路 (2000) やShioji(2000)と同じであり、結果の意味合いも似通っている。まず第一に、初期の一人あたり生産の係数は1以下である。これは、一人あたり所得が「収束」していく傾向があることを示している。これはまた、式 (14) において、係数 ϕ が正であることを意味している (α は民間資本ストックのシェアを表しているので、0と1の間の値をとると考えて差し支えない)。なお、ここでいう収束とは、何かの原因で各地域がその地域固有の定常状態から乖離したときに、定常状態に戻っていく傾向がある、ということである。これは必ずしも一人あたり生産が時間とともに均一化していく傾向がある、ということの意味しない。第二に、初期の一人あたり社会資本はその後の経済成長に有意に正の影響を与える。第三に、部門間ショック変数の係数はいずれも有意に正である。これはたとえば、(ほかの部門に比べて) 農業部門の生産性が向上した期間には農業のシェアの高い地域の成長率が高かったということの意味するから、予想通りの結論である。

第二列目に目を移すと、交差項以外に関する結果は第一列目とあまり変わらない。交差項の係数は強く有意に負となっている。t値は-5.494である。これはまた、式(14)において、係数 ρ が負であることを意味している。このことは経済が豊かになるほど社会資本の役割は小さくなる、という見方を支持している(ρ の定義については、式(2')参照)。

5-2 構造的パラメーターの推定

次に、推定された係数 a_1 、 a_2 、 a_3 からモデルの構造的パラメーターを導くことを考える。両者の関係は式(14)のあとに示されている。導きたい構造的パラメーターは、 ϕ 、 ρ 、 γ の3つである。これらの値を求めるためには、それ以外の α や r などの値について何らかの仮定を置かなくてはならない。構造的パラメーターのうち ϕ と ρ を導くことはさほど困難ではない。必要とされるのは α の値のみである。これは民間資本ストックのシェア(分配率)に等しいので、ここではその値を0.4とする。ここから、 a_1 、 a_2 の推定値を用いて、 $\phi=0.628$ 、 $\rho=-0.135$ が求められる。最後の γ を導くためにはさらに実質利子率 r 、資本減耗率 δ 、「効率単位」の成長率 $\bar{\theta}$ 、労働者数の成長率 \bar{n} の4つの値を定める必要がある⁴。以下のように値を設定する。ここでは1期間が5年を意味することに注意されたい。

$$r=0.10, \delta=0.28, \bar{\theta}=0.24, \bar{n}=0.05$$

実質利子率の値に関しては年率2%を、資本減耗率については年率5%を念頭において5年間の率を求めた。労働者数の成長率については、先に述べた県内就業者数の全国計の1955年度から1995年度にかけての平均成長率を5倍して求めた。問題は $\bar{\theta}$ であるが、理論的に言うとこれは定常状態における労働者一人あたり生産の成長率に等しくなるはずである。そこで日本全体の労働者一人あたり実質GDPの1955年度から1995年度にかけての平均年率成長率を求め、これを5倍して求めた。なお、実質GDPは1990年基準のものを用い(経済企画庁)、労働者数については \bar{n} を求めたときと同じ物を用いた。これらの値を用い、 a_3 の推定値を用いて計算した結果、 $\gamma=0.260$ を得た。以上をまとめると、次のようになる。

⁴ なお、 a_3 を定義する式にはMPK*も登場するが、これはこれら4変数および先に求めた ϕ の関数としてあらわすことができる。

$$\phi=0.628, \rho=-0.135, \gamma=0.260$$

5-3 社会資本の動学的効果

次に、表1の結果をもとに、社会資本の増加がどのような効果を生産にもたらすかを検討する。すでにイントロダクションで強調したように、この論文でとられている収束アプローチは、社会資本の短期的効果だけでなく、その動学的効果を導出することを可能とする。第2節の理論モデルにそくして言うと、社会資本の増加はまず生産性の増加をもたらすことによって一人あたり生産を増加させる。この生産性の増加は民間資本の収益率を上昇させることによって資本の流入を招き、さらに一人あたり生産を増加させる。時間がたつに連れて一人あたり生産は新たな定常状態に向けて収束していく。以下では、このような一人あたり生産の動学的経路を数量的に導く。表1の第2列目の結果において交差項の係数 a_2 が有意と出たということは、初期の一人あたり生産の大きさによって、一人あたり社会資本の増加の効果が変わってくる、ということの意味している。特に、この係数の値がマイナスと出たということは、もともとの一人あたり生産が大きいほど、社会資本のインパクトが弱まることを意味している。問題はその弱まり方が数量的に見てどのくらい大きいかである。そこでここでは次のような2つのシミュレーションを行う。どちらのケースでも、簡単化のために、技術進歩率はゼロとする。このとき、一人あたり生産は、一人あたり社会資本を所与として、定常状態においてある一定の値をとる。第1のケースでは、当初の一人あたり社会資本の値を、1955年における平均値にセットする。一方、それに対応する一人あたり生産の定常値も、1955年における一人あたり県内総生産の平均値になるようにセットする（技術水準の値を変えることで、この定常値は自由に設定することができる）。また、第2のケースでは、当初の一人あたり社会資本の値を1990年における平均値にセットし、またこれに対応する一人あたり生産の定常値を、1990年における一人あたり県内総生産の平均値になるようにセットした上で、実験を行う。これらの実験においては、いずれのケースでも、経済は初期には定常状態にあったと仮定される。ある期に突然、一人あたり社会資本が対数値で0.1だけ（恒久的に）増加したとする。そのとき、一人あたり生産が時間を追うにつれどのように変化していくかを計算する。

図1はその結果をグラフにしたものである。2つのケースの間の比較を可能にするために、この図は一人あたり生産の対数値のものと定常状態からの乖離をあらわしている。横軸は期間であり、第0期に社会資本の恒久的増加があったものとしている。図は、1955年の値を初期値とした場合と比べて、1990年の値を初期値とした場合のほうが、はるかに社会資本の効果が小さくなっていることを表している。長期的効果で見ると、前者のケースに比べて後者のケースでは一人あたり生産の増加率がわずか23分の1になっている。また、この図は、1955年時点の経済がかなりゆっくりと新しい定常状態に向かって収束する傾向を見せていたのに対し（1期間が5年に対応することに注意されたい）、1990年ごろにはかなり速いスピードで収束するようになっていたことも示している⁵。図1で見ると、1955年ごろには社会資本は大きな効果をもっていたが（一人あたり社会資本1%の増加が長期的には0.5%以上の一人あたり生産の増加を生んでいた）、1990年ごろにはほとんどその効果を失っていた、と考えてよいと思われる。

6 結論

以上の分析から、社会資本の経済成長に対する貢献は、所得が向上するとともに弱まっていく傾向があることがわかった。そして現時点においては40年前に比べると社会資本の役割は見る影もないほど小さくなったことが示された。よって、高度成長時代には、社会資本は経済成長の基礎を形成するものとして重要な役割を持っていたかもしれないが、今後の日本経済が成長していくためにはあまり大きな役割を果たしえない、と考えられる。

では、社会資本の役割はすべて終わってしまったのか、といえば、それは必ずしもそうではないであろう。高速道路や港湾設備だけが社会資本ではない。社会資本には、住環境の整備を通して住民の厚生を増大する、というもうひとつの重要な役割がある。こうした役割を担うものとしては、都市公園や下水道などがあげられる。こういったタイプの資本は今後も重要な役割を果たしていくのではない

⁵ これは式 (14) において、 $\ln(y_{it})$ の係数が $a_1+a_2\ln(g_{it})$ となっていることを反映している。係数 a_2 は負なので、一人あたり社会資本が大きくなるほど、上の係数は小さくなって、1から遠ざかっていく。これは、収束のスピードが速くなること

か、と考えられる。このタイプの資本の住民の効用に与える影響を分析したものとしては、赤木（1996）があげられる。また、林・三井（2000）は産業基盤型社会資本と生活関連型社会資本の住民の厚生に対する影響の合計を一度に分析するアプローチを取っている。今後はこういったタイプの分析の必要性が上昇していくであろう。

この論文で取り上げたアプローチに関する今後の課題としては、式(2')の定式化の更なる一般化が挙げられる。社会資本の生産力効果のこのような定式化は、式(2)に比べればより一般的ではあるが、まだまだ制約が強いといわざるを得ない。特に、民間資本が蓄積されるにしたがって、社会資本の影響力が対数線形型に一直線に小さくなっていく、という制約は緩められる必要があるであろう。

参考文献

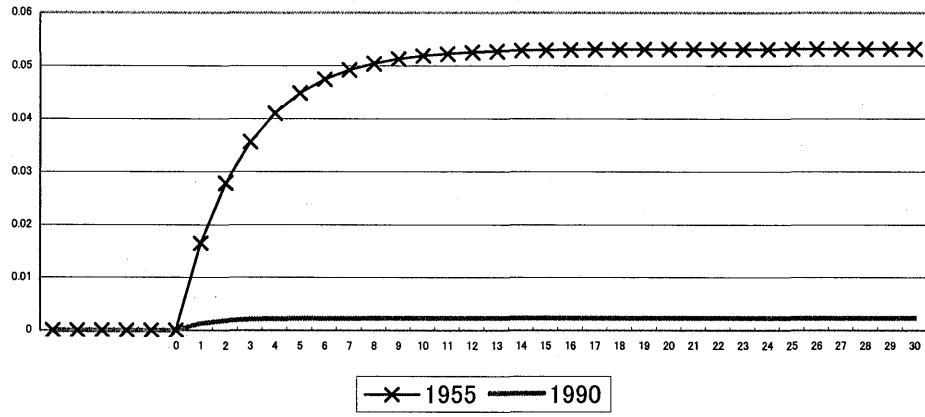
- Aschauer, D.A., "Is Public Expenditure Productive?", *Journal of Monetary Economics* 23, 1989, 177-200.
- Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin, "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100, 233-251, April 1992(a).
- Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin, "Regional Growth and Migration: A Japan-United States Comparison", *Journal of the Japanese and International Economies*, 6 (December), 1072-1085, 1992(b).
- Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin, *Economic Growth*, McGraw-Hill, 1995.
- Evans P. and Karras G., "Are Government Activities Productive? Evidence from a Panel of U.S. States", *Review of Economics and Statistics*, 76(1), 1994, 1-11.
- Garcia-Milà, Teresa, Therese J. McGuire and Robert H. Porter, "The Effects of Public Capital in State-Level Production Functions Reconsidered", *Review of Economics and Statistics*, 1995.
- Holtz-Eakin, Douglas, "Public Sector Capital and the Productivity Puzzle", *Review of Economics and Statistics* 76, 1994, 12-21.
- Hsiao, Cheng, *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, Cambridge, UK, 1986.
- Islam, Nazrul, "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of*

に対応する。

- Economics*, 110, 1127-1170, 1995.
- Kiviet, Jan F., "On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics* 68, 53-78, 1995.
- Merriman, "Public Capital and Regional Output: Another Look at Some Japanese and American Data", *Regional Science and Urban Economics* 20, 1990, 437-458.
- Mulligan, Casey B., and Xavier Sala-i-Martin, "Transitional Dynamics in Two-Sector Models of Endogenous Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 108, 3 (August), 1993, 737-773.
- Nelson, Richard R., and Edmund S. Phelps, "Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth", *American Economic Review* 56, 2, (May) 1966, 503-530.
- Nerlove, Marc, "Further Evidence on the Estimation of Dynamic Relations from a Time Series of Cross Sections", *Econometrica*, 39, 2, 359-382, March 1971.
- Nickell, Stephen, "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects", *Econometrica*, 49, 6, 1417-1426, 1981.
- Shioji, Etsuro, "Convergence in Panel Data: Evidence from the Skipping Estimation", Universitat Pompeu Fabra Working Paper 235, August 1997.
- Shioji, Etsuro, "Public Capital and Regional Output Dynamics: A US-Japan Comparison", mimeo, Yokohama National University, 2000.
- Solow, Robert M., "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94, February 1956.
- Swan, Trevor W., "Economic Growth and Capital Accumulation", *Economic Record*, 32, 334-361, November 1956.
- 赤木博文、「生活基盤型の社会資本整備と公共投資政策」、『フィナンシャル・レビュー』第41号、68-80、1996。
- 浅子和美、坂本和典、「政府資本の生産力効果」、『フィナンシャル・レビュー』第26号、97-102、1993。
- 浅子和美、常木淳、福田慎一、照山博、塚本隆、杉浦正典、「社会資本の生産力効果と公共投資政策の経済厚生評価」、『経済分析』135号、1994。
- 土居丈朗、「日本の社会資本に関するパネル分析」、国民経済研究協会『国民経済』161、27-52、1998。
- 岩本康志、大内聡、竹下智、別所正、「社会資本の生産性と公共投資の地域間配

- 分)、『フィナンシャル・レビュー』第41号、27-52、1996.
- 林正義・三井清、「・・・」、日本経済学会2000年度秋季大会報告論文(大阪府立大学)、2000.
- 経済企画庁、『長期遡及推計 県民経済計算報告 昭和30年～昭和49年』、1991.
- 経済企画庁、『県民経済計算年報平成10年版』、1998(a).
- 経済企画庁、『日本の社会資本:21世紀への資本ストック』、1998(b).
- 三井清、太田清、『社会資本の生産性と公的金融』、日本評論社、1995.
- 大河原徹、山野紀彦、「社会資本の生産力効果:地域経済への影響分析」、『電力経済研究』34,45-57、1995.
- 塩路悦朗、「日本の地域所得の収束と社会資本」、『循環と成長のマクロ経済学』吉川洋・大瀧雅之編、東京大学出版会、第8章、2000.
- 吉野直行、中島隆信、『公共投資の経済効果』、日本評論社、1999年.
- 吉野直行、中野英夫、「公共投資の地域配分と生産効果」、『フィナンシャル・レビュー』第41号、16-26、1996.

図1 社会資本の動学的効果



ギフト経済におけるリスクシェアリングと経済成長

水島淳恵
國府田桂一

1.はじめに

世代間所得移転の研究は Barro (1974) が 動学的資源配分が世代間所得移転に重要性を示すことから始まった。Barro 以降に行われた世代間所得移転の研究は、世代間利他性の方向が世代間所得移転に影響を与えるというものであり、主に次の3つの世代間利他性の研究がおこなわれてきた。第1の研究はBarroによって行われた親が子供のことを思いやり遺産を残すという前方利他性モデルの研究であり、第2の研究は O'connell & Zeldes(1993) 藤生(1998)によって行われた子供が両親のことを思いやり老年者にギフト与える後方利他性モデルの研究であり、そして第3の研究は Hori(1997), Hori and Kanaya(1989) によって行われた個人が親と子供の両方を思いやる両面利他性の研究である。これらの研究により、経済主体の効用関数が世代間所得移転の構造を決定し、動学的資源配分に重要な影響をもつことが明らかにされてきた。また、世代間利他性研究のアプローチには2つあり、1つは温情的干渉主義のもと 各世代の効用は自分の消費と他の関係する世代の消費から決まると仮定するアプローチであり、中央当局によって行われる年金等の社会保障による世代間所得移転政策の分析である。もう1つは、非温情的干渉主義のもと 各世代の効用は自分の消費と親又は子供といった前後の世代の消費によって決まると仮定するアプローチで、各個人が親にギフトを与えたり、子供に遺産を残すことから効用を得るといった分析である。

本稿ではこれらの研究を踏まえ、非温情的干渉主義のもとでの世代間利他性に不確実性を導入したモデルを考察してゆく。世代間利他性に不確実性を導入したモデルは 石丸(1999)が後方利他性に不確実性を導入したモデルを定式化している。石丸モデルは 資本市場が発達していない発展途上国で、子供が親の老後の面倒をみるべく親に対してギフトを与える後方利他性モデルにおいて親は老年期に子供がギフトをくれるものと想定し子供に教育投資を行うが、子供が親にギフトを与えるかどうかには不確実性が存在するというモデルである。このモデルでは資本市場が未発達なため、子供の利他性に不確実性が存在する場合に 個人は老年期の消費のため子供の教育投資に比べ、投資効率の悪い資本市場に投資せざる得なくなり 経済成長・社会厚生ともに低下することが明らかになっている。

これまでの後方利他性の研究では、子供が親や先祖を敬うことを善しとする東アジアや 子供を労働力とみなすような発展途上国の経済分析に焦点があてられていた。それらの研究では 個人の効用関数に親の効用関数を入れ、親の効用が高まることによって自分の効用も高まるといったモデルが定式化されてきた。しかし本稿では、個人は親にギフトを与えることから効用を得られるといったモデルを定式化する。その理由は、単なるギフト経済を考えることにより 発展途上国の経済分析のみならず 博愛精神のキリスト教思想を持つ欧米諸国等などより広い範囲の経済分析においても妥当性が得られると思われるからである。そしてまた子供のタイプには2種類あり、親にギフトを与えることから効用を得る親孝行な子供と、親にギフトを与えず 自分の消費から効用を得る利己的な子供があるとす。そして、子供が親孝行か利己的かといった属性には不確実性があり、その不確実性を社会全体でシェアするために保険会社をモデルに導入してゆく。そのうえで、個人と保険会社の間には情報の非対称性があり、 $t+1$ 期に子供が親にギフトをあげるかどうかの実現状況は 個人は知っているが、

保険会社は知らず、保険会社が実現状況を把握したければ 契約の成果をモニタリングしなければならないといった Costly State Verification (CSV) の問題が発生する可能性を考察してゆく。そして、 $t+1$ 期に経済に不確実性がある場合に社会全体でリスクシェアを行う保険は個人の行動と経済成長にどのような影響を与えるのかを、保険が存在しない経済、完全情報のもとでの保険がある経済そして、不完全情報のもとでの保険がある経済¹の3つのケースにわけて分析を行ってゆく。

論文から得られる結果は、従来の研究と同様に貯蓄が資本を形成し、形成された資本が次の世代の若者の労働とともに次の世代の財・サービスの生産に貢献し経済が成長してゆくというものである。そのとき、 $t+1$ 期の不確実性を社会全体でリスクシェアリングするような保険が存在するとき、社会全体の貯蓄率は低下し、経済成長率も低下することになる。

論文の構成は以下の通りである。第2節ではモデルの定式化を行い、第3節では保険が存在しないときの均衡と経済成長を解いてゆく。第4節では保険市場の均衡と経済成長を完全情報保険と不完全情報保険のそれぞれのケースについて解いてゆく。第5節ではそれぞれの経済での比較静学と経済成長率の比較を行い、第6節でまとめと今後の展望を示す。

2. モデル

基本的な設定は世代重複モデルを用い、家計の計画期間が有限であるときの市場経済の成長過程について考察を行ってゆく。モデルの家計は每期現われて、若年期と老年期の2期間生きる世代と、初期に老年期のみ生きる世代より構成される。時間は離散的であり、 $t=1, 2, \dots$ と表記する。各世代は2つのタイプの個人から成り、 α の割合で親孝行な個人、 $1-\alpha$ の割合で利己的な個人が存在する。また、人口は各期一定であり、1に基準化されるとする。

この経済には家計と家計が労働を提供し、賃金を得る企業そしてエージェントが存在するとしよう。この時、それぞれの経済主体の行動は以下の通りとなる。

2.1 家計行動

t 期に生まれた個人を t 世代とし、各世代の個人は 若年期(t 期)と老年期($t+1$ 期)の2期間生きると仮定しよう。またどの家計も労働を提供できるのは若年期だけであり、老年期には労働することはできないとしよう。そうすると若者は若年期に労働して稼いだ所得の一部を老年期の消費のために貯蓄しなければならない。どの家計も若年期には1単位の労働力を持ち、それを企業に提供して w_t の実質賃金を稼いでくる。世代 t に生まれた個人は、 $t+1$ 期の始めに子供を持つが、子供は親孝行か利己的かのどちらかの属性を持って生まれてくるとする。

親孝行の個人は t 期には消費を行わず、賃金所得の一部を親へのギフト q_t に充て、残りを貯蓄 s_t^G

¹ 以下では、完全情報のもとでの保険を「完全情報保険」、不完全情報のもとでの保険を「不完全情報保険」と呼ぶことにする。

する。一方、利己的な個人は親へギフトを与えることなく、賃金所得の一部をその期の消費 c_t^i に充て、残りを貯蓄 s_t^B する。

貯蓄は企業が発行する社債の購入に充てられ、1期後に r_{t+1} の実質利率を伴って償還される。貯蓄は資本を形成し、形成された資本は次の世代の若者の労働とともに次の世代の財・サービスの生産に貢献することになる。

いま、 t 期に生まれた個人の若年期の消費を c_t^i 、老年期の消費を c_{t+1}^i ² とし、その生涯効用関数を親孝行な個人は $U^G(q_t, c_{t+1}^i) = \ln q_t + \ln c_{t+1}^i$ 、利己的な個人は $U^B(c_t^i, c_{t+1}^i) = \ln c_t^i + \ln c_{t+1}^i$ で与えられるとしよう³。 $U^G(q_t, c_{t+1}^i)$ および $U^B(c_t^i, c_{t+1}^i)$ は q_t, c_t^i, c_{t+1}^i に関して増加的で、しかも凹関数である。親は子供に財産を残さないと仮定すると、老年期の資本所得はすべて老年期の消費 c_{t+1}^i に使われる。

世代 t の家計は(1.2)および(1.3)の制約のもとで期待効用(1.1)を最大化する。すなわち、

$$E_t U^i = \begin{cases} \ln q_t + E_t [\ln C_{t+1}^{i,i}] & i=G(\text{親孝行}) \\ \ln c_t^i + E_t [\ln C_{t+1}^{i,i}] & i=B(\text{利己的}) \end{cases} \quad (1.1)$$

s.t.

$$\begin{aligned} q_t &= w_t - s_t^G \\ c_t^i &= w_t - s_t^B \end{aligned} \quad (1.2)$$

$$C_{t+1}^{i,i} = \begin{cases} q_{t+1} + (1+r_{t+1})s_t^G & i=G \text{かつ子供(世代}t+1\text{)が}G\text{であるとき} \\ (1+r_{t+1})s_t^G & i=G \text{かつ子供(世代}t+1\text{)が}B\text{であるとき} \\ q_{t+1} + (1+r_{t+1})s_t^B & i=B \text{かつ子供(世代}t+1\text{)が}G\text{であるとき} \\ (1+r_{t+1})s_t^B & i=B \text{かつ子供(世代}t+1\text{)が}B\text{であるとき} \end{cases} \quad (1.3)$$

(1.1),(1.2)および(1.3)より、均衡において $q_t = c_t^i, s_t^G = s_t^B$ であることは明らかである。以下では、 $s_t = s_t^G = s_t^B$ とおく。

2.2 企業行動

代表的企業は労働市場で労働を雇い、債券市場で資本設備のための資金をすべて調達するとしよう。最終財は労働と資本を投入し、収穫一定の生産技術を使って生産されることになる。企業は t 期に k_t の資本ストック、 l_t の労働投入量を使って y_t 単位の消費財を生産するとすると、 y_t は

$$y_t = AK_t^\delta k_t^\theta l_t^{1-\theta} \quad \theta \in (0,1) \quad (1.4)$$

で与えられる。 A は技術を表すパラメーターであり、非負の変数である。また K_t は経済全体の資

² 本稿では特に断らない限り、上付き文字は世代を、下付き文字は期間を表す。

³ この効用関数の定式化は石丸(1998)による。

本ストックであり、生産の外部性を表す⁴。ここでは、簡単化のため $\delta = 1 - \theta$ 、資本は1期で100パーセント減耗すると仮定する。

企業は利潤最大化を求めて行動するので、完全競争下では限界生産性原理が成立し、労働の限界生産性は賃金に、資本の限界生産性は資本レンタルに等しくなる。同様に均衡では、 k_t は K_t に等しくなる。よって

$$w_t = (1 - \theta)AK_t^\delta k_t^\theta l_t^{1-\theta} = (1 - \theta)Ak_t l_t^\theta$$

$$R_t = \theta K_t^\delta k_t^{\theta-1} l_t^{1-\theta} = \theta Al_t^{1-\theta}$$

である。資本レンタルは $R_t = r_t + 1$ （資本は100パーセント減耗）であり、 $l_t = 1$ であるので、

$$w_t = (1 - \theta)Ak_t \quad (1.5)$$

$$r_t = R_t - 1 \quad r_t = \theta A - 1 \quad (1.6)$$

となる。

2.3 エージェント

この経済には t 期の始めに生まれ、 t 期だけを生きるエージェントが存在し、エージェントの各世代の人口は測度1であるとしよう。また、このエージェントは各期無限のエフォート(effort)のエンダウメントを持って生まれてくるとしよう。エフォートは、契約をモニタリングするテクノロジーであり、1つの契約をモニタリングするためには e 単位のエフォートを要する。エージェントの効用は財を x 単位、エフォートを e 単位消費したとき

$$U^A(x, e) = x - e \quad (1.7)$$

で与えられる⁵。

3. 保険が存在しない場合

世代 t の個人の t 期の所得は確定しており実質賃金と同じになるが、 t 期に消費を行うかどうかは、その個人の属性（親孝行であるか、利己的であるか）に依存している。また $t+1$ 期の所得は自分の子供が生まれながらに備えている属性にも依存している。

すなわち、親孝行な個人の場合、 t 期には消費を行わないので、賃金から貯蓄を引いた残りを全てギフトとして親に与えるが $t+1$ 期の所得には不確実性があり、子供が親孝行か利己的かの属性に依存する。また、利己的な個人の場合、 t 期には親にギフトを与えず賃金から貯蓄を引いた残りを自分で消費するが、親孝行な個人と同様に $t+1$ 期の所得には不確実性があり、子供が親孝行か利己的か

⁴ 生産関数は Romer (1986), Bencivenga and Smith (1993)を参照せよ。なお、(1.4)は k_t と l_t に関して一次同次だから、この経済はただ一つの“代表的”企業からなると仮定して分析しても一般性を失うことはない。

⁵ エージェントの効用関数は、Williamson(1996)を参照。

の属性に依存する。ゆえに、それぞれの個人は次の最適化問題を解くことになる。

3.1 家計の最適化問題

世代 t の親孝行な個人は(1.1)(1.2)(1.3)より次の期待効用最大化問題を解く。

$$\max_{s_t} U_t^i = \ln(w_t - s_t) + \alpha \ln[q_{t+1} + (1+r_{t+1})s_t] + (1-\alpha) \ln[(1+r_{t+1})s_t] \quad i = G, B \quad (2.1)$$

1階の条件は、

$$s_t = \left[\frac{(1-\alpha)q_{t+1} + (1+r_{t+1})s_t}{(2-\alpha)q_{t+1} + 2(1+r_{t+1})s_t} \right] w_t \quad (2.2)$$

となり、個人が親孝行であるか、利己的であるかに依存しない。

3.2 均衡

経済全体の貯蓄は(2.2)を s_t について解くことによって与えられる。(2.2)を整理すると、

$$2(1+r_{t+1})s_t^2 + [(2-\alpha)q_{t+1} - (1+r_{t+1})w_t]s_t - (1-\alpha)q_{t+1}w_t = 0 \quad (2.3)$$

となる。これを解くと

$$s_t = \frac{(1+r_{t+1})w_t - (2-\alpha)q_{t+1} \pm \sqrt{(1+r_{t+1})^2 w_t^2 + (1+r_{t+1})(4-6\alpha)q_{t+1}w_t + (2-\alpha)^2 q_{t+1}^2}}{4(1+r_{t+1})} \quad (2.4)$$

となる。(2.2)の右辺は横軸と $-\frac{(2-\alpha)q_{t+1}}{2(1+r_{t+1})s_t}$ 、縦軸と $\frac{1}{2}w_t$ で交わる漸近線を持つ双曲線となり、 s_t

は正と負の値の解を持つが、均衡では、 $s_t = k_{t+1} \geq 0$ であるから s_t は常に正の値をとることになる。

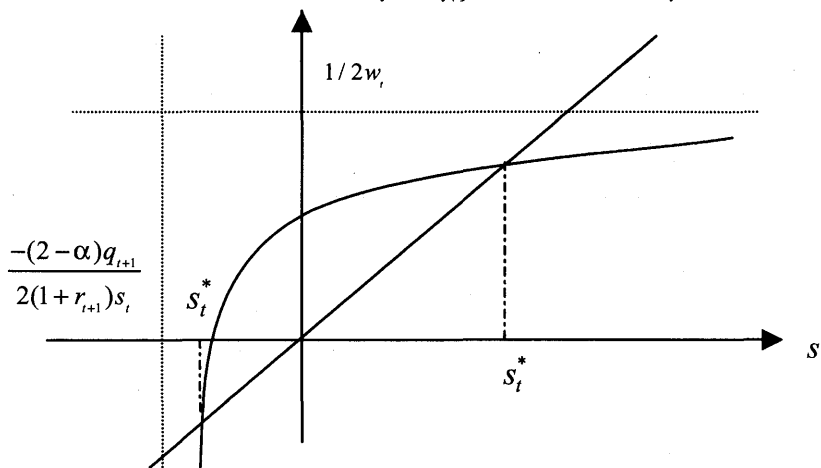


図1：貯蓄関数

均衡では、 $w_t = (1-\theta)Ak_t$ 、 $r_t = \theta A - 1$ 、 $s_t = k_{t+1}$ となり、これを(2.3)に代入すると

$$2\theta Ak_{t+1}^2 + [(2-\alpha)q_{t+1} - (1-\theta)\theta A^2 k_t] k_{t+1} - (1-\alpha)(1-\theta)Ak_t q_{t+1} = 0 \quad (2.5)$$

となる。

いま $q_t = w_t - s_t$ となるので、時間を1期ずらして $q_{t+1} = w_{t+1} - s_{t+1}$ としよう。均衡では、 $w_t = (1-\theta)Ak_t$, $r_t = \theta A - 1$, $s_t = k_{t+1}$, $s_{t+1} = k_{t+2}$ となり、これらを(2.5)に代入すると、

$$[2\theta A + (2-\alpha)(1-\theta)A]k_{t+1}^2 - [(1-\alpha)(1-\theta)^2 A^2 + (1-\theta)\theta A^2]k_t k_{t+1} - (2-\alpha)k_{t+1}k_{t+2} + (1-\alpha)(1-\theta)Ak_t k_{t+2} = 0 \quad (2.6)$$

と、 k についての2階の差分方程式となる。この差分方程式の一般解は、

$$k_t = Z_1 b_1^t + Z_2 b_2^t \quad (2.7)$$

$$b_1 = \frac{A(2\alpha\theta - 2\alpha - \theta + 3) + \sqrt{A^2(1+2\theta - 4\alpha\theta + \theta^2 + 4\alpha\theta^2)}}{2(2-\alpha)} \quad (2.8)$$

$$b_2 = \frac{A(2\alpha\theta - 2\alpha - \theta + 3) - \sqrt{A^2(1+2\theta - 4\alpha\theta + \theta^2 + 4\alpha\theta^2)}}{2(2-\alpha)} \quad (2.9)$$

で与えられる。ここで Z_1, Z_2 は任意の定数である。詳しくは補論の証明1を参照されたい。

命題1 保険が存在しないとき、経済成長率が正である均衡は

$$A > \frac{3 - 2\alpha + \theta(2\alpha - 1) + \sqrt{1 + 2\theta + \theta^2 - 4\alpha\theta(1-\theta)}}{2(1-\theta)(1-\alpha + \alpha\theta)}$$

のとき、かつそのときにかぎり存在する。このとき、均衡経路はただ一つ存在し、 $k_t = k_1 b_2^{t-1}$ で与えられる。ここで、 b_2 は(2.9)で与えられ、 $b_2 > 1$ である。

証明 証明2を参照。

命題1より、保険が存在しないときの経済は一定の粗成長率 b_2 で成長する。また、 k_t の均衡値 $k_t = k_1 b_2^{t-1}$ を(1.4)に代入すると $y_t = Ak_1 b_2^{t-1}$ となることからわかるようにこの経済の y_t (最終財のアウトプットあるいはGDP)も k_t と同じ成長率で成長する。このとき賃金 w_t 、若年期の消費 c_t' 、ギフト q_t 、そして貯蓄 s_t もすべて k_t と同一の成長率 b_2 で成長する。このことは、(2.2),(2.5)および(2.9)より明らかである。成長率 b_2 は(2.9)で与えられているように A, θ, α の値に依存する。 b_2 は A の増加関数であり、 A の値が増えたと成長率は高くなる。また b_2 は α の減少関数となるが、このことは5.1節で詳しく述べることとする。

4. 保険市場

この経済の各個人は、2.1節で述べたように強く凹の効用関数を持つ(すなわち危険回避的である)。個人は子供に財産を残さないので、 $t+1$ 期の収入を全て消費することになるが、 $t+1$ 期の所得には不確実性があり、確率 α で $q_{t+1} + (1+r_{t+1})s_t$ 、確率 $1-\alpha$ で $(1+r_{t+1})s_t$ となる。よって、この家計は将

来どんな状態がおきても一定の消費が確保できるよう、各個人間でリスクシェアをしようとするインセンティブがあることになる。

そこで、各期 e のモニタリングテクノロジーを持って生まれてきたエージェントが保険会社として行動することになる。保険会社の出現により、各個人は将来の不確実性を社会全体で分散することができ、将来の消費の変動を緩和することができる。

4.1-1 完全情報保険

はじめに、 $t+1$ 期に親孝行の子供か利己的な子供かのいずれの子供が生まれたかがすべての個人に知られている「完全情報」の場合を検討しよう。このとき、各状態に対する確率の評価は各個人間で一致しており、 $t+1$ 期の状態に関する情報について個人と保険会社の間で格差はなく情報は両者で対称であるとしよう。

個人と保険会社は $t+1$ 期の期首、子供(世代 $t+1$) が生まれる前に保険契約を結び、 $t+1$ 期に子供が生まれた後、契約を行使するとしよう。保険契約は $t+1$ 期に親孝行な子供を持った個人は p_{t+1}^G のプレミアムを保険会社に支払い、 $t+1$ 期に利己的な子供を持った個人は p_{t+1}^B の補償を保険会社から受取ることが出来るというものであるとすると、両者が結ぶ保険契約は $p_{t+1}^p = (p_{t+1}^G, p_{t+1}^B)$ と書くことができる。最適保険契約 p_{t+1}^p は、個人の老年期の期待効用

$$V_{t+1} = \alpha \ln[c_{t+1}^G - p_{t+1}^G] + (1-\alpha) \ln[c_{t+1}^B + p_{t+1}^B] \quad (3.1)$$

を以下の制約のもとで最大化する。

保険会社の目的は(1.7)の期待効用を最大化することであり、保険産業への参入は自由と仮定すると、保険契約への参加条件は、

$$\begin{aligned} \alpha U^A(p_{t+1}^G, e) + (1-\alpha) U^A(-p_{t+1}^B, e) &= \alpha p_{t+1}^G - (1-\alpha) p_{t+1}^B - e \\ &= \alpha p_{t+1}^G - (1-\alpha) p_{t+1}^B \geq 0 \end{aligned} \quad (3.2)$$

与えられる。ここで、完全情報のもとではエフォートの支出を要しないので $e = 0$ である。

すなわち、最適保険契約は次の最適化問題を解くことによって得られる。

$$\max_{p_{t+1}^G, p_{t+1}^B} V_{t+1} = \alpha \ln[q_{t+1} + (1+r_{t+1})s_t - p_{t+1}^G] + (1-\alpha) \ln[(1+r_{t+1})s_t + p_{t+1}^B] \quad (3.3)$$

$$s.t. \quad \alpha p_{t+1}^G - (1-\alpha) p_{t+1}^B = 0 \quad (3.4)$$

1 階の条件は

$$p_{t+1}^G = (1-\alpha) q_{t+1} \quad (3.5)$$

$$p_{t+1}^B = \alpha q_{t+1} \quad (3.6)$$

与えられる。

したがって、完全情報保険のもとでは、結局、親孝行な子供が生まれた親は、子供からギフトとして得られたものから、利己的な子供がうまれた割合分を保険会社に支払い、利己的な子供が生まれた親は、親孝行の子供からのギフトのうち親孝行の子供の割合分だけ保険会社から補償されることにな

る。このことから完全情報保険は 親孝行な子供が親に与えるギフトを社会全体で均等に分配するものになる。

4.1-2 完全情報保険のもとでの均衡

完全情報のもとで最適保険契約が結ばれるときの個人の期待効用最大化問題は、

$$\max_{s_t} U_t = \ln(w_t - s_t) + \ln[\alpha q_{t+1} + (1+r_{t+1})s_t] \quad (3.7)$$

であり、1階の条件は

$$s_t = \frac{1}{2} \left[w_t - \frac{\alpha q_{t+1}}{1+r_{t+1}} \right] \quad (3.8)$$

となる。

いま、 $q_t = w_t - s_t$ なので、時間を1期ずらして $q_{t+1} = w_{t+1} - s_{t+1}$ としよう。均衡では、 $w_t = (1-\theta)Ak_t$, $r_t = \theta A - 1$, $s_t = k_{t+1}$, $s_{t+1} = k_{t+2}$ となり、これらを(3.8)に代入すると

$$k_{t+1} = \frac{1}{2} \left\{ (1-\theta)Ak_t - \frac{1}{A\theta} [\alpha(1-\theta)Ak_{t+1} - \alpha k_{t+2}] \right\} \quad (3.9)$$

となる。これを整理すると k についての2階の差分方程式

$$\alpha k_{t+2} - [2\theta A + \alpha(1-\theta)A]k_{t+1} + (1-\theta)\theta A^2 k_t = 0 \quad (3.10)$$

を得る。この差分方程式の一般解は、

$$k_t = Z_1 b_1^t + Z_2 b_2^t \quad (3.11)$$

$$b_1 = \frac{A[\alpha(1-\theta) + 2\theta] + \sqrt{A^2(\alpha^2 - 2\alpha^2\theta + \alpha^2\theta^2 + 4\theta^2)}}{2\alpha} \quad (3.12)$$

$$b_2 = \frac{A[\alpha(1-\theta) + 2\theta] - \sqrt{A^2(\alpha^2 - 2\alpha^2\theta + \alpha^2\theta^2 + 4\theta^2)}}{2\alpha} \quad (3.13)$$

で与えられる。ここで Z_1, Z_2 は任意の定数である。詳しくは、補論の証明3を参照されたい。

命題2 完全情報保険のもとで、経済成長率が正である均衡は

$$A > \frac{2\theta + \alpha(1-\theta) + \sqrt{4\theta^2 + \alpha^2(1-\theta)^2}}{2\theta(1-\theta)}$$

のとき、かつそのときにかぎり存在する。このとき、均衡経路はただ一つ存在し、 $k_t = k_1 b_2^{t-1}$ で与えられる。ここで b_2 は(3.13)で与えられ、 $b_2 > 1$ である。

証明 証明4を参照。

命題2についても命題1について述べたのと同様のコメントが当てはまる。むしろ、2つの経済の

間で成長率 b_2 の値は同じではない。この点については 5.2 節で詳しく述べることにする。

4.2-1 不完全情報保険

つぎに情報の非対称性があり、 $t+1$ 期に親孝行の子供が生まれたのか、利己的な子供が生まれたのかを当該個人以外には知ることができない場合を考えよう。ここでは、Townsend(1979)によって定式化され、Williamson(1986)、Bernanke and Gertler(1989)そして Bhattacharya(1989)によって発展された Costly State Verification 理論を応用して最適契約を解いてゆく。情報の非対称性のため、保険会社が個人の報告に対して実現状態を把握したい場合には、モニタリングをおこなわなければ個人の報告に対する実現状況を把握することが出来ないという CSV 問題が起こっていると仮定する。

完全保険と同様に、家計は $t+1$ 期の期首、子供（世代 $t+1$ ）が生まれる前に保険契約を結び、 $t+1$ 期に子供が生まれた後 契約を行使するとしよう。保険契約は $t+1$ 期に親孝行な子供を持った個人は p_{t+1}^G のプレミアムを保険会社に支払い、 $t+1$ 期に利己的な子供を持った個人は p_{t+1}^B の補償を保険会社から受取れるという契約である。そして、個人と保険会社間の情報の非対称性により、保険会社は 契約の実現状態把握のために契約をモニタリングする。このモニタリングにより 個人が保険会社に親孝行の子供が生まれたのに、利己的な子供が生まれたとの嘘の報告を行ったことが保険会社に発覚すれば、保険会社に $\phi_{t+1} = q_{t+1}$ の罰金が徴収されるとしよう。これらのことより、個人と保険会社が結ぶ最適保険契約は、 $p_{t+1}^V = (p_{t+1}^G, p_{t+1}^B, \phi_{t+1})$ と書くことができる。

最適保険契約 p_{t+1}^V は個人の老年期の期待効用

$$V_{t+1} = \alpha \ln[c_{t+1}^G - p_{t+1}^G] + (1-\alpha) \ln[c_{t+1}^B + p_{t+1}^B] \quad (3.14)$$

を以下の制約のもとで最大化する。

保険会社の行うモニタリングによって、個人が保険会社に嘘の報告をしていたことが判ると、罰金が徴収さる。故に、個人の動機整合性条件は

$$\alpha \ln[c_{t+1}^G - p_{t+1}^G] \geq (1-\alpha) \ln[c_{t+1}^G - \phi_{t+1}] \quad (3.15)$$

となる。また 非負条件は

$$q_{t+1} \geq p_{t+1}^G \quad (3.16)$$

である。

完全情報保険のときと同様、保険会社の目的は(1.7)の期待効用を最大化することである。保険産業への参入は自由と仮定されているので、保険契約の参加条件は個人の報告に対してモニタリングを行うためのエフォート e の支出をおこなった後でも非負の利潤を得ることができることであり、

$$\alpha p_{t+1}^G - (1-\alpha)(p_{t+1}^B + e) \geq 0 \quad (3.17)$$

与えられる。すなわち、最適契約は次の問題を解くことによって得られる。

$$\max_{p_{t+1}^G, p_{t+1}^B} V_{t+1} = \alpha \ln[q_{t+1} + (1+r_{t+1})s_{t+1} - p_{t+1}^G] + (1-\alpha) \ln[(1+r_{t+1})s_{t+1} + p_{t+1}^B] \quad (3.18)$$

s.t.

$$\ln[q_{t+1} + (1+r_{t+1})s_t - p_{t+1}^G] \geq \ln[(1+r_{t+1})s_t] \quad (3.19)$$

$$\alpha p_{t+1}^G - (1-\alpha)(p_{t+1}^B + e) \geq 0 \quad (3.20)$$

$$q_{t+1} \geq p_{t+1}^G \quad (3.21)$$

$$p_{t+1}^G \geq 0 \quad (3.22)$$

$$p_{t+1}^B \geq 0 \quad (3.23)$$

1階の条件は

$$p_{t+1}^G = (1-\alpha)(q_{t+1} + e) \quad (3.24)$$

$$p_{t+1}^B = \alpha q_{t+1} - (1-\alpha)e \quad (3.25)$$

で与えられる。

不完全情報のときの1階の条件(3.24)(3.25)を完全情報保険のときの1階の条件(3.5)(3.6)と比較すると、不完全情報保険のもとでは、親孝行な子供を持った親は（一人あたりの）モニタリングコストに利己的な子供が生まれた割合を掛けた分だけ保険会社の支払いが多くなり、利己的な子供を持った親は、モニタリングコストに利己的な子供が生まれた割合を掛けた分だけ受取りが少くなる。結局、社会全体としてはモニタリングのために一人あたりモニタリングコストに利己的な子供が生まれた人数を掛けた分だけ余計にコスト（deadweight loss）を支払っていることになる⁶。

4.2-2 不完全情報保険のもとでの均衡

不完全情報の下で最適保険契約が結ばれる時の個人の効用関数は、

$$\max_{s_t} U_t = \ln(w_t - s_t) + \ln[\alpha q_{t+1} + (1+r_{t+1})s_t - (1-\alpha)e] \quad (3.26)$$

1階の条件は

$$s_t = \frac{1}{2} \left[w_t - \frac{\alpha q_{t+1}}{1+r_{t+1}} + \frac{(1-\alpha)e}{1+r_{t+1}} \right] \quad (3.27)$$

である。

いま、 $q_t = w_t - s_t$ となるので、 $q_{t+1} = w_{t+1} - s_{t+1}$ としよう。均衡では $w_t = (1-\theta)Ak_t$, $r_t = \theta A - 1$, $s_t = k_{t+1}$, $s_{t+1} = k_{t+2}$ となり、これらを(3.27)に代入すると、

$$k_{t+1} = \frac{1}{2} \left\{ (1-\theta)Ak_t - \frac{1}{A\theta} [\alpha(1-\theta)Ak_{t+1} - \alpha k_{t+2} - (1-\alpha)e] \right\} \quad (3.28)$$

となる。これを整理すると k についての2階の差分方程式

$$\alpha k_{t+2} - [2\theta A + \alpha(1-\theta)A]k_{t+1} + (1-\theta)\theta A^2 k_t = -(1-\alpha)e \quad (3.29)$$

を得る。この差分方程式の一般解は

⁶ ただしギフトの値 q_{t+1} が完全情報保険のときと不完全情報保険のときとは等しいとはかぎらない。

$$k_t = Z_1 b_1^t + Z_2 b_2^t - \frac{(1-\alpha)e}{\alpha - [2\theta + \alpha(1-\theta)]A + (1-\theta)\theta A^2} \quad (3.30)$$

$$b_1 = \frac{A[\alpha(1-\theta) + 2\theta] + \sqrt{A^2(\alpha^2 - 2\alpha^2\theta + \alpha^2\theta^2 + 4\theta^2)}}{2\alpha} \quad (3.31)$$

$$b_2 = \frac{A[\alpha(1-\theta) + 2\theta] - \sqrt{A^2(\alpha^2 - 2\alpha^2\theta + \alpha^2\theta^2 + 4\theta^2)}}{2\alpha} \quad (3.32)$$

によって与えられる。ここで、 Z_1, Z_2 は任意の定数である。詳しくは補論の証明 5 を参照されたい。

命題 3 不完全情報保険のもとで成長率が正である均衡は

$$A > \frac{2\theta + \alpha(1-\theta) + \sqrt{4\theta^2 + \alpha^2(1-\theta)^2}}{2\theta(1-\theta)}$$

のとき、かつそのときにかぎり存在する。このとき、均衡経路はただ一つ存在し、

$$k_t = (k_1 - c)b_2^{t-1} + c \text{ で与えられる。 } c = -\frac{(1-\alpha)e}{\alpha - [2\theta + \alpha(1-\theta)]A + (1-\theta)\theta A^2} < 0 \text{ であ}$$

り、 b_2 は(3.32)で与えられ、 $b_2 > 1$ である。

命題 3 より、不完全情報保険のもとでの経済の成長率は一定ではなく、 $(k_1 - c)b_2^t + c / [(k_1 - c)b_2^{t-1} + c]$ となる。ここで c は負の値をとる（証明 5 をみよ）。したがって、この経済の粗成長率は b_2 （完全情報保険のもとでの成長率）よりも高いところから出発して、次第に低下し、長期的には b_2 に収束する。また、 k_t の均衡値 $k_t = (k_1 - c)b_2^{t-1} + c$ を(1.4)に代入すると $y_t = A[(k_1 - c)b_2^{t-1} + c]$ となり、(1.5)に代入すると $w_t = (1-\theta)A[(k_1 - c)b_2^{t-1} + c]$ となることからわかるように、 y_t も w_t も k_t と同じ成長率で成長する。しかし、完全情報保険の場合と異なって、 c_t^i 、 q_t 、そして s_t は k_t とは同じ成長率では成長しないことに注意しておく。

不完全情報保険のもとでの経済の成長率は前と同様 A, θ, α の値に依存する。成長率は A の増加関数であり、 A の値が増えると成長率は高くなる。また成長率は α の減少関数となるが、このことは 5.1 節で詳しく述べることにする。

5. 経済成長率

5.1 比較静学

保険が存在しないとき、完全情報保険のもと、そして不完全情報保険のもとでの経済のそれぞれの成長率を求めることができた。そこで、これらの成長率が変数 α の値によってどのように変化するかを分析してゆく。

保険がないときの粗成長率は 命題 1 より

$$g_t = \frac{A(2\alpha\theta - 2\alpha - \theta + 3) - \sqrt{A^2(1+2\theta - 4\alpha\theta + \theta^2 + 4\alpha\theta^2)}}{2(2-\alpha)} \quad (4.1)$$

となる。 g_t を α で微分すると、

$$\frac{1}{A} \frac{\partial g_t}{\partial \alpha} = \frac{-(1-3\theta)\sqrt{(1+\theta)^2 - 4\alpha\theta(1-\theta)} + 2\theta(1-\theta)(1+2\alpha) - (1+\theta)^2}{2(2-\alpha)^2\sqrt{(1+\theta)^2 - 4\alpha\theta(1-\theta)}} < 0 \quad (4.2)$$

となる。よって g_t は α の減少関数となる。

完全情報保険のもとでの粗成長率は 命題 2 より

$$g_t^p = \frac{A[\alpha(1-\theta) + 2\theta] - \sqrt{A^2(\alpha^2 - 2\alpha^2\theta + \alpha^2\theta^2 + 4\theta^2)}}{2\alpha} \quad (4.3)$$

となる。 g_t^p を α で微分すると、

$$\frac{1}{A} \frac{\partial g_t^p}{\partial \alpha} = \frac{2\theta^2 - \theta\sqrt{A^2(\alpha^2 - 2\alpha^2\theta + \alpha^2\theta^2 + 4\theta^2)}}{\alpha^2\sqrt{A^2(\alpha^2 - 2\alpha^2\theta + \alpha^2\theta^2 + 4\theta^2)}} < 0 \quad (4.4)$$

となる。よって g_t^p は α の減少関数となる。

不完全情報保険のもとでの粗成長率は 命題 3 より

$$g_t^v = \frac{(k_1 - c)b_2^t + c}{(k_1 - c)b_2^{t-1} + c} \quad (4.5)$$

$$b_2 = \frac{A[\alpha(1-\theta) + 2\theta] - \sqrt{A^2(\alpha^2 - 2\alpha^2\theta + \alpha^2\theta^2 + 4\theta^2)}}{2\alpha}$$

$$c = -\frac{(1-\alpha)e}{\alpha - [2\theta + \alpha(1-\theta)]A + (1-\theta)\theta A^2}$$

となる。 g_t^v を α で微分すると、

$$\partial g_t^v / \partial \alpha < 0 \quad (4.6)$$

となる。よって、 g_t^v は α の減少関数となる。

証明 証明 6 を参照。

それぞれの経済における成長率は α の減少関数であり、 α の値つまり親孝行の割合が増えると成長率は低くなる。個人は 2.1 節で述べたように強く凹の効用関数を持つため、個人の効用水準は消費水準が高まるにつれて、消費 1 単位を増やすことで効用が限界的に改善する度合は逡減してゆく。ゆえに、仮に t 期の消費が非常に多く $t+1$ 期の消費が非常に少ない場合、 t 期の消費を 1 単位引き下げても効用の低下は小さく、逆に $t+1$ 期の消費を 1 単位引き上げるにより効用は大幅に改善する。よって個人は t 期と $t+1$ 期の消費パターンを同等にしようという消費パターンの平準化動機性向を持つことになる。親は子供の行動を予測して自分の行動を決めることになるので、親孝行の子供の割合が増えると予測すれば、 $t+1$ 期の消費水準が高くなるだろうと考え、より高い効用を得ることに t 期

の消費水準を上げようと行動することになる。個人は賃金から消費を行った残りを貯蓄するのでこの場合貯蓄水準は低下することになる。

5.2 成長率の比較

5.1節の比較静学において、それぞれの経済の成長率は α の減少関数であるということがわかった。そこで、本節ではそれぞれの経済の成長率を比較し、保険が経済成長率にどのような影響を与えるのかを、保険が存在しないときの経済の成長率、完全情報のもとでの経済の成長率、そして不完全情報保険のもとでの経済の成長率を比較してゆく。

まず、完全情報保険のもとでの経済の成長率と不完全情報保険のもとでの経済の成長率を比較しよう。完全情報保険がある場合の成長率は(4.3)であり、不完全情報保険がある場合の成長率は(4.5)である。この2つの成長率の比較を行うと、

$$g_t^y - g_t^p = c(1-b_2)/(k_1 - c)b_2^{t-1} > 0 \quad (4.7)$$

となり、不完全情報のもとでの経済の成長率のほうが高くなる。

社会全体でリスクシェアを行う保険が存在しても保険会社と保険契約者の間に CSV のような情報の非対称性がある場合には、契約の実現状況を把握するためにモニタリングをおこなわなければならない。モニタリングは保険会社によってなされるが、その費用は保険加入者によって支払われるため、完全情報保険に比べ、余分な費用を払わなければならない。ゆえに、消費の平準化動機性向を持っている個人が子供の行動を所与として行動するとき、不完全情報保険のもとでは $t+1$ 期の期待収入は完全情報保険のもとでの期待収入よりも少なくなる。よって、 t 期に消費よりも貯蓄をしようというインセンティブをもつことになる。

保険が存在しないときと不完全情報保険のもとでの経済の成長率を比較すると、

$$g_t - g_t^y > 0 \quad (4.8)$$

となり、保険が存在しないときの経済の成長率のほうが高くなる。

証明 証明7を参照。

これらの結果より、保険が存在しないときの経済の成長率が一番高くなるということがわかった。このことは、危険回避的に行動する家計にとって $t+1$ 期に不確実性がある場合、 t 期の消費が非常に大きく $t+1$ 期の消費が非常に小さい場合よりも、 t 期の消費を1単位引き下げてでも $t+1$ 期の消費を1単位引き上げる方が効用が高くなる。よって、 t 期に $t+1$ 期の不確実性を軽減するだけの貯蓄を行い消費パターンの平準化を行おうと行動する。このことより不確実性は、将来のリスク回避のために貯蓄をするインセンティブを与えることになる。一方、保険によるリスクシェアがある場合は、保険によって消費の平準化が得られるため、貯蓄よりも消費を行うインセンティブを与え、貯蓄水準が低くなる。

6. 結論

$t+1$ 期に不確実性があるギフト経済を想定し、 $t+1$ 期の不確実性を社会全体でリスクシェアを行う保険が経済にあたえる影響を 保険が存在しない経済、完全情報保険のもとでの経済そして、不完全情報保険のもとでの経済を比較することによって分析をおこなってきた。その結果、それぞれの経済における資本蓄積は、最終財のアウトプットまたは GDP と賃金の成長率と同じになるということ、それぞれの経済の成長率は A, θ, α の値に依存し、 A の増加関数になるが、 α の減少関数になること、そして最後に、経済成長率は保険がない場合が一番高くなるとの結果を得ることができた。

これらの結果から、強い凹の効用関数を持っている個人は消費パターンの平準化動機性向を持っており、 $t+1$ 期に不確実性がある場合、 t 期の消費水準を引き下げても $t+1$ 期の消費を上げようと、貯蓄を行うことになる。その結果、保険がない場合の経済における貯蓄水準が一番高くなる。また、それぞれの経済において親孝行の割合が増えると予測して行動する場合には貯蓄よりも消費をおこなうインセンティブをもち、貯蓄水準は低くなる。このことから、貯蓄は資本を形成し 形成された資本が次の世代の若者の労働とともに次の世代の財・サービスの生産に貢献し、市場経済が成長を始めてゆくことになり、貯蓄水準が高くなるときに経済成長率は高くなるといえる。

ここでは、保険と経済成長の関係に言及するのみにとどまったが、今後はこれらの研究に社会厚生を導入し、保険と社会厚生の関係について考察してゆきたいと考えている。また、本モデルではリスク回避的効用関数を持つ個人と 保険会社の条件付契約に対して、non-stochastic audit つまり常にモニタリングを行うケースを考えてきたが、今後はこの研究を踏まえ、リスク回避的効用関数を持つ個人との契約に対し stochastic audit をおこなった場合の成長率と社会厚生の研究にも つなげてゆきたいと考えている。

補論

証明1

(2.6)より $k_t = Zb^t$ とすると、

$$[2\theta A + (2-\alpha)(1-\theta)A]Z^2b^{2t+2} - [(1-\alpha)(1-\theta)^2A^2 + (1-\theta)\theta A^2]Z^2b^{2t+1} - (2-\alpha)Z^2b^{2t+3} + (1-\alpha)(1-\theta)AZ^2b^{2t+2} = 0$$

両辺を Z^2b^{2t+1} で割って整理すると、特性方程式

$$(2-\alpha)b^2 - (2\alpha\theta - 2\alpha - \theta + 3)Ab + (1-\theta)(1-\alpha + \alpha\theta)A^2 = 0$$

を得る。これを解くと、

$$b_1, b_2 = \frac{A(2\alpha\theta - 2\alpha - \theta + 3) \pm \sqrt{A^2(1+2\theta - 4\alpha\theta + \theta^2 + 4\alpha\theta^2)}}{2(2-\alpha)} \quad (\text{A.1})$$

よって、一般解は Z_1, Z_2 を任意の定数として、 $k_t = Z_1b_1^t + Z_2b_2^t$ と書くことができる。

証明2

(1.2)より $s_t = w_t - q_t$ である。 q_t は非負の変数であるので、 $s_t = w_t - q_t \leq w_t$ である。 よって、
 $k_{t+1} \leq (1-\theta)Ak_t$ となる。 変形すると、

$$\frac{k_{t+1}}{k_t} \leq (1-\theta)A \quad (\text{A.2})$$

となり、求める均衡経路はこの条件を満たしていなければならない。

いま

$$f(b) = (2-\alpha)b^2 - (2\alpha\theta - 2\alpha - \theta + 3)Ab + (1-\theta)(1-\alpha + \alpha\theta)A^2 \quad (\text{A.3})$$

としよう。まず、(A.1)で求めた b_1, b_2 は $b_2 < (1-\theta)A < b_1$ となっていることを確認しよう。

$$\begin{aligned} f[(1-\theta)A] &= (2-\alpha)(1-\theta)^2 A^2 - (2\alpha\theta - 2\alpha - \theta + 3)(1-\theta)A^2 + (1-\theta)(1-\alpha + \alpha\theta)A^2 \\ &= -(1-\theta)\theta A^2 < 0 \end{aligned} \quad (\text{A.4})$$

となる。 よって、特定解が(A.2)を満たすためには(2.7)の Z_1 がゼロとなることが必要である。 このとき、均衡経路は $k_t = Z_2 b_2^t$ と書くことができる。 したがって、経済成長が正であるための必要かつ十分条件は $b_2 > 1$ である。(2.9)よりそのための条件を求めると、

$$A > \frac{3 - 2\alpha + \theta(2\alpha - 1) + \sqrt{1 + 2\theta + \theta^2 - 4\alpha\theta(1-\theta)}}{2(1-\theta)(1-\alpha + \alpha\theta)} \quad (\text{A.5})$$

となる。最後に均衡経路は初期条件を満たしていなければならないから、 $k_1 = Z_2 b_2$ よって Z_2 は $Z_2 = k_1 / b_2$ で与えられる。

証明3

(3.10)より特性方程式は、

$$\alpha b^2 - [2\theta A + \alpha(1-\theta)A]b + (1-\theta)\theta A^2 = 0 \quad (\text{A.6})$$

で与えられる。よって、

$$b_1, b_2 = \frac{A[\alpha(1-\theta) + 2\theta] \pm \sqrt{A^2(\alpha^2 - 2\alpha^2\theta + \alpha^2\theta^2 + 4\theta^2)}}{2\alpha} \quad (\text{A.7})$$

となる。一般解は Z_1, Z_2 を任意の定数として $k_t = Z_1 b_1^t + Z_2 b_2^t$ と書くことができる。

証明4

いま

$$f(b) = ab^2 - [2\theta + \alpha(1-\theta)]Ab + (1-\theta)\theta A^2 \quad (\text{A.8})$$

とおく。まず、証明2と同様にして、 $b_2 < (1-\theta)A < b_1$ となっていることを確認しよう。

$$\begin{aligned} f[(1-\theta)A] &= a(1-\theta)^2 A^2 - [2\theta + \alpha(1-\theta)](1-\theta)A^2 + (1-\theta)\theta A^2 \\ &= -\theta(1-\theta)A^2 < 0 \end{aligned} \quad (\text{A.9})$$

となる。よって、特定解が(A.2)を満たすためには(3.11)の Z_1 がゼロとなることが必要である。このとき均衡経路は $k_t = Z_2 b_2^t$ と書くことができる。したがって、経済成長が正であるための必要かつ十分条件は $b_2 > 1$ である。(3.13)よりそのための条件は

$$A > \frac{2\theta + \alpha(1-\theta) + \sqrt{4\theta^2 + \alpha^2(1-\theta)^2}}{2\theta(1-\theta)} \quad (\text{A.10})$$

で与えられる。最後に、均衡経路は初期条件を満たしていなければならないから $k_1 = Z_2 b_2$ よって Z_2 は $Z_2 = k_1 / b_2$ で与えられる。

証明5

(4.29)より特性方程式は

$$\alpha b^2 - [2\theta A + \alpha(1-\theta)A]b + (1-\theta)\theta A^2 = 0$$

で与えられ、証明3の特性方程式(A.6)と同じである。よって(3.29)の同次解は証明3の一般解と同じになる。また、(3.29)より complementary integral c は

$$c = -\frac{(1-\alpha)e}{\alpha - [2\theta + \alpha(1-\theta)]A + (1-\theta)\theta A^2}$$

(A.8)より c の分母は $f(1)$ に等しいが、均衡経路では $f(1) > 0$ となることから、 c は負の値をとる。最後に、均衡経路は証明4と同様にして、 $k_t = Z_2 b_2^t + c$ と書けるが、初期条件をみたしていなければならないから、 $k_1 = Z_2 b_2 + c$ 、したがって、 $Z_2 = (k_1 - c) / b_2$ で与えられる。

証明6

$$\begin{aligned} \frac{\partial g_t^v}{\partial \alpha} = & \frac{1}{[(k_1^v - c)k_{2,v}^{t-1} + c]^2} \left\{ \frac{\partial b_2}{\partial \alpha} (k_1 - c)k_1 b_2^{2t-2} + \frac{\partial b_2}{\partial \alpha} c(k_1 - c)[b_2^{t-2}(1+t)(1-b_2)] \right. \\ & \left. + \frac{\partial c}{\partial \alpha} k_1 b_2^{t-1}(b_2 - 1) \right\} < 0 \end{aligned}$$

ただし、 $b_{2,p} = b_{2,v}$ なので(4.4)より $\partial b_{2,v} / \partial \alpha < 0$ 、 $\frac{\partial c}{\partial \alpha} = \frac{[(1-\theta)\theta A^2 - (1+\theta)A + 1]e}{[(1-\theta)\theta A^2 - [2\theta + \alpha(1-\theta)]A + \alpha]^2} > 0$ で

ある。

証明7

$$g_t^v - g_t = \frac{(k_1^v - c)b_{2,v}^{t-1}(b_{2,v} - b_2) + c(b_2 - 1)}{(k_1^v - c)b_{2,v}^{t-1} + c}$$

$b_2, b_{2,v}$ を整理して比較すると、

$$\begin{aligned} b_2 - b_{2,v} = & \frac{1}{\alpha(2-\alpha)} \left\{ \alpha[(2\alpha\theta - 2\alpha - \theta + 3) - \sqrt{(1+\theta)^2 - 4\alpha\theta(1-\theta)}] \right. \\ & \left. - (2-\alpha)[(\alpha - \alpha\theta + 2\alpha) - \sqrt{\alpha^2(1-\theta)^2 + 4\theta^2}] \right\} < 0 \end{aligned}$$

となることより、 $g_t^v - g_t < 0$ となる。

参考文献

- Barro, R., (1974) "Are Government Bonds Net Wealth?", *Journal of Political Economy* 82:1095-1117
 Bencivenga V.R. and B.D. Smith, (1993) "Some Consequences of Credit Rationing in an Endogenous

- Growth Model" *Journal of Economic Dynamics and Control* 17: 97-122
- Bernanke, B. and M. Gertler, (1989) "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations" *American Economic Review* 79 (1): 14-31
- Bhattacharya, J., (1998) "Credit Market Imperfections, Income Distribution, and Capital Accumulation," *Economic Theory* 11(1): 171-200
- O'Connell S.A. and S.P. Zeldes, (1993) "Dynamic Efficiency in the Gift Economy" *Journal of Monetary Economics* 31:363-379
- Hori, H. and S. Kanaya, (1989) "Utility Functionals with Nonpaternalistic Intergenerational Altruism," *Journal of Economic Theory* 49:241-265
- Hori, H., (1997) "Dynamic Allocation in an Altruistic Overlapping Generations Economy", *Journal of Economic Theory* 73:292-315
- Romer P., (1986) "Increasing Returns and Long-Run Growth" *Journal of Political Economy* 98(Oct.):1002-10037
- Townsend, R., (1979) "Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification," *Journal of Economic Theory* 21: 265-293
- Williamson S.D., (1986) "Costly Monitoring, Financial Intermediation, and Equilibrium Credit Rationing" *Journal of Monetary Economics* 18:159-179
- 石丸 貴規 (1999) 「不確実性が存在する場合の後方利他性モデルにおける経済政策の効果」修士論文 横浜国立大学
- 藤生 裕 (1998) 後方利他性モデルにおける世代間所得移転のメカニズム」横浜国際開発研究 第3巻第1号

1. はじめに

イノベーションが経済成長の原動力であることは広く認識されている。Grossman and Helpman(1993)、Aghion and Howitt(1992)によって代表されるイノベーションに基づく内生的成長モデルは、ミクロ的基礎を持つ動学モデルによって、経済におけるイノベーションと成長の決定を分析している。現実のイノベーション活動の重要な特徴は、単一の主体のみが関与する単段階の活動ではなく、基礎研究、応用研究、開発、製造、販売という多段階の活動である。研究によって新たな製品が発明されても、それを十分低いコストで生産することが可能とならない限り、それは経済には導入されない。経済成長は新しい技術がどのようなスピードで発見されるかだけでなく、発見された後にどのようなスピードで経済に実際に導入されるかにも依存している。新たな発見が経済に実際に導入される速さはどのような要因に依存しているのだろうか。また、イノベーションに基づく内生的モデルからは、イノベーションの効率性の上昇、またイノベーションに対する補助金によって経済成長が加速されるという結論が導出される。しかし、イノベーションのどの段階の効率性の上昇が経済成長にとって重要であるのだろうか。また、経済成長を加速する目的の補助金はイノベーションのどの段階の活動に与えるのが効果的だろうか。従来のイノベーションに基づく内生的成長モデルでは、このような観点からの分析はなされてこなかった。

本論文では、新たな製品の発明とその経済への実際の導入の2段階にイノベーションを分け、それぞれを担う経済主体が別であるような内生的成長モデルを構築して分析を行う。イノベーションの最初の段階は、より高い質の製品を発明する研究であり、これを「研究」と呼ぶことにする。発明された製品の生産方法の開発、事業化の段階をまとめて「開発」と呼ぶことにする。研究と開発は別々の経済主体によって行なわれていると想定する。

主要な結論は以下の通りである。主観的割引率が低い経済においては、研究は活発である。しかし、研究の成果である新製品に対して速やかな開発を行うインセンティブが低く、開発活動はより不活発であり、新たな発見の経済への実際の導入には時間がかかる。研究活動への正の効果が開発活動へのマイナスの効果を上回るので、経済の成長率はより高い。また、経済成長を促進するためには、研究の効率性が高まることではなく、開発がより効率的になることがむしろ重要であることが示される。開発への補助金は必ず経済成長を高めるのに対し、発明に対する補助金はすぐには経済に導入されない新製品を増加させ

るだけで、成長をかえって鈍化させるケースが存在しうる。さらに、経済のパラメータの広い範囲において、同一の初期条件から出発する成長経路が連続無限個存在し、均衡成長経路が非決定性を持つことが示される。

関連した研究としては、Young(1993)、Jovanovic and Rousseu(2001)、Nishimura and Benhabib(1999)が挙げられる。Young(1993)では、研究によって新たに発明された製品のコストがLearning-by-doingによって低下するモデルを分析した。新しい製品がすぐには生産されないケースが存在しうることを示し、そのような場合には研究への補助は、すぐに生産されない製品の発明を促進するのみで長期的には成長率は不変であることを示している。¹ Jovanovic and Rousseu(2001)は、アメリカの企業の設立から株式公開までの期間が、最近および19世紀末においてはその間の期間よりもはるかに短いことを指摘し、リアルオプション理論を応用した企業の新技術採用のタイミング選択のモデルを提示している。Nishimura and Benhabib(1999)は社会的にみて規模に関して収穫一定であるモデルにおいて、小さな生産における外部経済が存在すれば成長経路に非決定性が存在しうることを示している。

2. モデル

2. 1 基本的設定

時間は連続的であり、 t で表されたとする。 $\omega \in [0, 1]$ で区別された連続無限個の種類財が存在する。経済における生産要素としては労働しか存在せず、財の生産とイノベーションはともに労働の投入によって行われる。財 ω を生産する産業を産業 ω と呼ぶことにする。経済には無限期間生きる代表的な家計が存在し、その効用関数をする。いま、イノベーションが生じると財の質は $\gamma (>1)$ 倍上昇するとしよう。すなわち、 $q_j(\omega) = \gamma^j q_j(0)$ である。第一段階では、より高い質の製品を発明する研究が行なわれる。しかし、研究が成功して新たなより質の高い製品が発明されてもその高い質の財はそのままでは生産することができない。発明された製品の生産方法を開発し、それが企業化されてはじめて生産を行なうことが可能であるとする。ここでは、生産方法の開発、企業化の段階をまとめて考えることにして、「開発」と呼ぶことにする。ここでは、研究と開発は別々の経済主体によって行なわれていると想定する。(図1)

$d_{jt}(\omega)$ は j 回改善された財 ω の時点 t における消費であるとし、

¹ 恒常成長経路に収束する過程においては、成長率は低下する。

$$X_t = \exp \left[\int_0^1 \log \left(\sum_j q_j(\omega) d_{jt}(\omega) \right) d\omega \right] \quad (1. a)$$

であるとして、家計の効用は効用積分

$$\int_0^{\infty} e^{-\alpha t} \ln X_t dt \quad (1. b)$$

で与えられるとする。(1. a) は、質が2倍になれば1単位の消費で2単位の消費と同じ満足を得られることを意味している。 X_t は時点 t における実質総消費であると解釈することができ、 X_t の成長率を経済全体の成長率とみなすことができる。この効用関数の下では、

$$\text{質で調整された価格} = \text{価格} / \text{質} = \frac{p_j(\omega)}{q_j(\omega)}$$

が最小となる質の製品のみを購入する。消費者の行動は、

$$\begin{aligned} & \max \int_0^{\infty} e^{-\alpha t} \ln X_t dt \\ \text{s.t. } & X_t = \exp \left[\int_0^1 \log \left(\sum_j q_j(\omega) d_{jt}(\omega) \right) d\omega \right] \\ & \int_0^{\infty} e^{-R(t)} E_t dt \leq A_0 \\ & E_t = \int_0^1 \log \left(\sum_j p_{jt}(\omega) d_{jt}(\omega) \right) d\omega \end{aligned}$$

であり、 A_0 は初期時点 0 における家計の富、 E_t は時点 t における支出額、 r_t を利子率として $R(t) = \int_0^t r_s ds$ である。よく知られているように、各 ω について最も新しく開発された製品 $J_t(\omega)$ が質で調整された価格が最小となる。

この問題は2段階に分けて分析することができる。第1段階で、各時点での支出額 E を所与としたときの各財の購入

$$\begin{aligned} & \text{Max } \exp \left[\int_0^1 \log \left(\sum_j q_j(\omega) d_{jt}(\omega) \right) d\omega \right] \\ \text{s.t. } & \int_0^1 \sum_j p_{jt}(\omega) d_{jt}(\omega) d\omega = E_t \end{aligned}$$

を考える。各 ω について $J_t(\omega)$ のみを購入されるので、この問題は

$$\begin{aligned} & \text{Max } \exp \left[\int_0^1 \log \left(q_{J_t(\omega)}(\omega) d_{J_t(\omega)}(\omega) \right) d\omega \right] \\ \text{s.t. } & \int_0^1 p_{J_t(\omega)}(\omega) d_{J_t(\omega)}(\omega) d\omega = E \end{aligned}$$

となる。解は

$$d_{J_t(\omega)}(\omega) = \frac{E}{p_{J_t(\omega)}(\omega)}$$

となる。

よって、元の第1段階の問題の解は

$$d_{jt}(\omega) = \begin{cases} \frac{E_t}{p_{jt}(\omega)} & \text{for } j = J_t(\omega) \\ 0 & \text{for } j \neq J_t(\omega) \end{cases} \quad (2)$$

となる。第2段階では、時間を通じての支出パターンの選択を考える。この問題は

$$\begin{aligned} & \text{Max } \int_0^{\infty} e^{-\rho t} \ln E_t dt \\ & \text{s.t. } \int_0^{\infty} e^{-R(t)} E_t dt \leq A_0 \end{aligned}$$

であり、この問題の解は

$$\frac{\dot{E}_t}{E_t} = r_t - \rho \quad (3)$$

で与えられる。

2. 4 生産技術およびイノベーション

財市場はベルトラン型の寡占であるとする。t期にイノベーションが行われた財についての価格は次のように決定される。需要の価格弾力性1であるので、財 ω の価格を（潜在的な）競争相手の平均費用の γ 倍、 γw_t と等しく置くことにより、参入を阻止することができ、

$$p_t(\omega) = \gamma w_t$$

において利潤が最大化される。財 ω の生産量は

$$\frac{E_t}{p_t(\omega)} = \frac{E_t}{\gamma w_t}$$

労働の投入量も

$$\frac{E_t}{p_t(\omega)} = \frac{E_t}{\gamma w_t}$$

となる。利潤は

$$\delta E_t$$

となる。ここで、 $\delta = 1 - \frac{1}{\gamma}$ 。企業家はどの産業でイノベーションを行おうと無差別であることになる。

2. 5 イノベーション

イノベーションは2段階のプロセスからなる。以下、研究に従事するものを研

究者、開発に従事するものを開発者と呼ぶことにする。微小な長さ dt の時間内に確率 $\tilde{n}dt$ で開発に成功するためには、 $\lambda\tilde{n}dt$ の労働の投入であり、確率 $\tilde{m}dt$ で研究に成功するためには $\mu\tilde{m}dt$ の労働の投入が必要であるとする。さらに、開発に成功し生産が行なわれたときに生じる利潤は、バーゲニングによって研究者に β 、開発者に $1-\beta$ の比率で分割される。いま、時点 t において既存の製品に比べて γ 倍だけ質が高い新たな製品の研究が成功し、その製品が開発段階にある産業の集合を Ω_{Dt} とし、まだ研究が成功していない産業の集合を Ω_{Rt} とする。 Ω_{Dt} の測度を θ_t とすると、 Ω_{Rt} の測度は $1-\theta_t$ である。ここで、研究者が行えるのは、まだ研究が成功していない産業の集合 Ω_{Rt} に属する産業のみであるとする²。各産業における研究と開発のintensityを、それぞれ n 、 m とすると、 θ の変化は

$$\dot{\theta}_t = (1-\theta_t)n_t - \theta_t m_t \quad (4)$$

によって与えられる。(図2)

開発に成功して生産が行なわれていて、しかもその財の質の改善についての研究が成功していない状態の価値を V 、生産が行なわれているが、すでにその財の質の改善についての研究が成功している状態の価値を W をしかもその財について他の研究者による研究が成功していない状態の価値を V^D 、発明した製品が開発者によって企業化された状態の開発者にとっての価値を Z 、発明が成功したがまだ開発が成功していない状態の研究者にとっての価値を W とすると、それぞれは次の条件を満たさねばならない。

$$r_t V_t^D = \dot{V}_t^D + (1-\beta)\delta E_t + n_t(Z_t^D - V_t^D) \quad (5. a)$$

$$r_t W_t = \dot{W}_t + m_t(V_t^R - W_t) \quad (5. b)$$

$$r_t V_t^R = \dot{V}_t^R + \beta\delta E_t + n_t(Z_t^R - V_t^R) \quad (5. c)$$

$$r_t Z_t^D = \dot{Z}_t^D + (1-\beta)\delta E_t - m_t Z_t^D \quad (5. d)$$

$$r_t Z_t^R = \dot{Z}_t^R + \beta\delta E_t - m_t Z_t^R \quad (5. e)$$

となる。いま、 V^R と V^D の和を J 、 Z^R と Z^D の和を Q とすると、

$$V_t^R = \beta J_t \quad (6. a)$$

$$V_t^D = (1-\beta)J_t \quad (6. b)$$

$$Z_t^R = \beta Q_t \quad (6. c)$$

$$Z_t^D = (1-\beta)Q_t \quad (6. d)$$

であり、 J および Q は

$$r_t J_t = \dot{J}_t + \delta E_t + n_t(Q_t - J_t) \quad (7)$$

² 研究者が全ての産業での研究を行うことができると想定しても、 Ω_D に属している産業では研究が行われない均衡は必ず存在する。

$$r_t Q_t = \dot{Q}_t + \delta E_t - m_t Q_t \quad (8)$$

を満たさねばならない。(6. b) を (5. b) に代入することにより

$$r_t W_t = \dot{W}_t + m_t (\beta J_t - W_t) \quad (9)$$

が得られる。研究と開発への自由参入により

$$W_t = \lambda w_t \quad (10. a)$$

$$V_t^D = \mu w_t \quad (10. b)$$

が成立していなければならない。(6. b) と (10. b) より

$$J_t = \frac{\mu}{1-\beta} w_t \quad (11)$$

であり、(9)、(10. a)、(11) より

$$r_t w_t = \dot{w}_t + m_t \left[\left(\frac{\beta}{1-\beta} \right)^{\frac{\mu}{\lambda}} - 1 \right] w_t \quad (12)$$

が得られる。他方、(7) と (11) より

$$r_t w_t = \dot{w}_t + \delta \frac{1-\beta}{\mu} E_t + n_t \left(\frac{1-\beta}{\mu} Q_t - w_t \right)$$

が得られる。これと (11) より

$$\left[\left(\frac{\beta}{1-\beta} \right)^{\frac{\mu}{\lambda}} - 1 \right] m_t + \left[1 - \left(\frac{1-\beta}{\mu} \right) \frac{Q_t}{w_t} \right] n_t = \delta \left(\frac{1-\beta}{\mu} \right) \frac{E_t}{w_t} \quad (13)$$

が成立していなければならないことが分かる。

2.6 労働市場の均衡条件

各産業の生産のための労働需要量は $\frac{E_t}{\gamma w_t}$ である。開発が行なわれている産業の割合が θ_t であり、その各産業での開発のための労働需要は μm_t 、研究が行なわれている産業の割合が $1-\theta_t$ 、各産業での研究のための労働需要は λn_t であるので、労働市場の需給均衡条件は

$$\frac{E_t}{\gamma w_t} + \mu \theta_t m_t + \lambda (1-\theta_t) n_t = L \quad (14)$$

となる。

3. 均衡成長経路

3.1 動学的均衡

モデルの動学的均衡は (3)、(4)、(8)、(12)、(13)、(14) で与えられる。ここで、ニューメーラールとして総支出額をとり

$$E_t = 1$$

とおくことができる。(3) より

$$r_t = \rho$$

であるので、モデルの動学体系を

$$\frac{\dot{w}_t}{w_t} = \rho - \left[\left(\frac{\beta}{1-\beta} \right)^{\frac{\mu}{\lambda}} - 1 \right] m_t \quad (15. a)$$

$$\dot{Q}_t = (\rho + m_t) Q_t - \delta \quad (15. b)$$

$$\dot{\theta}_t = (1 - \theta_t) n_t - \theta_t m_t \quad (15. c)$$

$$\left[\left(\frac{\beta}{1-\beta} \right)^{\frac{\mu}{\lambda}} - 1 \right] m_t + \left[1 - \frac{1-\beta}{\mu} \left(\frac{Q_t}{w_t} \right) \right] n_t = \delta \left(\frac{1-\beta}{\mu} \right) \frac{1}{w_t} \quad (15. d)$$

$$\frac{1}{\gamma w_t} + \mu \theta_t m_t + \lambda (1 - \theta_t) n_t = L \quad (15. e)$$

と書き直すことができる。

3.2 恒常成長経路

恒常成長経路においては、 $\dot{w} = 0$ 、 $\dot{Q} = 0$ 、 $\dot{\theta} = 0$ であるので、

$$\rho - \left[\left(\frac{\beta}{1-\beta} \right)^{\frac{\mu}{\lambda}} - 1 \right] m = 0$$

$$(\rho + m)Q - \delta = 0$$

$$(1 - \theta)n = \theta m$$

$$\left[\left(\frac{\beta}{1-\beta} \right)^{\frac{\mu}{\lambda}} - 1 \right] m + \left[1 - \frac{1-\beta}{\mu} \left(\frac{Q}{w} \right) \right] n = \delta \left(\frac{1-\beta}{\mu} \right) \frac{1}{w}$$

$$\frac{1}{\gamma w} + \mu \theta m + \lambda (1 - \theta)n = L$$

によって恒常成長経路が与えられる。すなわち、

$$m^* = \left[\left(\frac{\beta}{1-\beta} \right)^{\frac{\mu}{\lambda}} - 1 \right]^{-1} \rho \quad (16. a)$$

として、

$$\frac{(\rho + m^*)(\rho + n)}{\rho + m^* + n} = \delta \left(\frac{1-\beta}{\mu} \right) \frac{1}{w} \quad (16. b)$$

$$\frac{1}{\gamma w} + (\lambda + \mu) \frac{m^* n}{m^* + n} = L \quad (16. c)$$

$$\theta = \frac{n}{m^* + n} \quad (16. d)$$

によって恒常成長経路が定まる。また、(1)で与えられている効用関数より、恒常成長経路における経済成長率を

$$g^* = m^* \theta \ln \gamma$$

と考えることができる。

ここで、パラメータに関して次の仮定を置くことにする。

仮定

$$(i) \quad \left(\frac{\beta}{1-\beta}\right)\frac{\mu}{\lambda}-1 > 0$$

$$(ii) \quad \frac{\mu\rho}{(1-\beta)(\gamma-1)} + \left(\frac{\beta}{1-\beta}\right)\frac{\rho}{\lambda}-1 \left[\frac{1+(1-\beta)(\gamma-1)(\lambda+\mu)}{(1-\beta)(\gamma-1)} \right] > L > \frac{\mu\rho}{(1-\beta)(\gamma-1)}$$

この条件は恒常成長経路の存在を保証する条件である。(i)は、研究と開発のコストの差を埋め合わせる以上に生産された場合の研究側のシェアが大きい。

(ii)の右側の不等式は、恒常成長経路において研究活動が存在する。すなわち $n > 0$ であるための条件である。左側の不等式は、恒常成長経路において $\theta < 1$ である、すなわち恒常成長経路において新製品の開発が終わってない産業が存在するための条件である。³

恒常成長経路の決定を図示したものが図3である。図3において曲線Rは(16. b)を満たす、曲線Lは(16. c)を満たす (n, w) の組合せを示している。すなわち、曲線Rはイノベーション部門における均衡、曲線Lは労働市場における均衡、を表したものであり、両曲線の交点において恒常成長経路における賃金 w と研究のintensity n が決定される。曲線Rは右下がりである。先の仮定の下で曲線Lは右上がりとなり、かつ両曲線は必ず交点を持ち、一意の恒常成長経路が存在し、しかも一意であることになる。

4. 比較静学と政策の効果

経済のパラメータである主観的割引率 ρ 、研究の効率性 λ 、開発の効率性 μ の変化が恒常成長経路に与える効果を調べ、さらに研究、開発に対する補助金の効果を調べることにしよう。

4. 1 主観的割引率 ρ の低下

主観的割引率が低下すると、(16. a)式より開発のintensity m が低下する。R曲線を上方へシフトさせ、L曲線を下方へシフトさせるので、研究のintensity n は上昇する。主観的割引率の低下は、研究を盛んにするが、開発を抑制する効果を持つ。すなわち、新たな技術が頻繁に生まれるが、それが実用化されるまでに平均的に長い時間を要することになる。主観的割引率が低くなれば、より長い時間技術の実用化を待つことができることというのが直感的

³ この条件が成立しない場合、恒常成長経路において $\theta = 1$ 、 $n = \infty$ となり、研究が成功した新製品は直ちに開発が成功し、市場で販売されることになる。

な理由である。次に成長率に対する効果を見よう。そのために、 $\theta m = x$ とし、 x を用いて(16. b) および(16. c)を書き直す。ここで恒常成長経路

$$n = \frac{m^* x}{m^* - x} \text{ であり}$$

$$\rho + \frac{m^{*2} x}{\rho(m^* - x) + m^{*2}} = \delta \left(\frac{1-\beta}{\mu} \right) \frac{1}{w} \quad (16. b)$$

$$\frac{1}{\gamma w} + (\lambda + \mu)x = L \quad (16. c)$$

となる。図4に示されているように、 $x-w$ 平面において前者を満たす x と w の組合せを描いたものを曲線R、後者を満たす組合せを描いたものを曲線Lとする。ただし、 x のとりうる範囲は $x < m^*$ である。曲線R、曲線Lと同様に、曲線Rは右下がり、曲線Lは右上がりとなる⁴。主観的割引率 ρ の低下は、曲線Rを上方へシフトさせ、恒常成長経路における x を上昇させ、成長率を上昇させる⁵。すなわち、研究に対する正の効果が開発に対する負の効果を上回り、成長が刺激されることになる。

4. 2 研究と開発の効率性の上昇

研究の効率性の上昇、すなわち λ の低下は恒常成長経路における開発のintensity m^* を低下させる。R曲線は変化せず、L曲線は下方にシフトするので、研究のintensity n は上昇する。研究の効率性の上昇は、研究活動を盛んにするが、開発を抑制する効果を持つ。言い換えれば、新たな技術が頻繁に生まれるが、それが実用化されるまでに平均的に長い時間を要することになる。成長率に対する影響の正負は、研究に対するプラスの効果と開発に対するマイナスの効果のどちらが大きいかにによる。λが下落したときに、 $x-w$ 平面上におけるR曲線は、 $x < \frac{m^*}{2}$ すなわち $n < m^*$ の領域では上方へシフトし、 $x > \frac{m^*}{2}$ すなわち $n > m^*$ の領域では下方へシフトする⁶。L曲線は下方へシフトする。よって、変化前において $n^* < m^*$ であれば x は上昇し成長率は上昇し、

⁴ 先のパラメータに関する仮定の下で両曲線は $x \leq m^*$ の領域で交差する。

⁵ $\text{sgn} \frac{\partial}{\partial \rho} \left(\rho + \frac{m^{*2} x}{\rho(m^* - x) + m^{*2}} \right) = \rho^2 (m^* - x)^2 + 2\rho m^{*4} (m^* - x)^2 + m^{*2} (m^2 - x^2)$

であることによる。

⁶ $\text{sgn} \frac{\partial}{\partial \lambda} \left(\rho + \frac{m^{*2} x}{\rho(m^* - x) + m^{*2}} \right) = 2x - m^*$ であることによる。

$n^* > m^*$ であれば x の変化の符号は確定できず、成長率に対する効果は不明である。すなわち、開発に比べて研究が相対的に不活発である経済においては、研究の効率性の上昇により経済成長が促進されるが、開発が相対的に不活発である経済においては研究の効率性の上昇が成長に及ぼす影響は不確定であることになる。

開発の効率性の上昇、すなわち μ の低下は開発のintensity m^* を増加させ、R曲線は上方へシフトする。L曲線は上下いずれにもシフトする可能性があるため、研究のintensity n に対する効果は不明である。しかしながら、成長率に対する効果は必ず正であることを確かめることができる。 μ の低下は、曲線 R' を上方へシフトさせ、曲線 L' を下方へシフトさせ x を上昇させる。(曲線 R' のシフトに関する議論は付録1にまとめてある。) 開発の効率性の上昇は経済成長を必ず促進させることがわかる。経済成長にとって重要であるのは、研究の成果を実際に生産可能にする「開発」段階での効率性であることがわかる。

4. 3 研究と開発への補助金の効果

イノベーションを促進するために、研究と開発に補助金を与えることを考える。研究への支出に v の率、開発への支出に u の率で補助金を与えよう。

(14. c) は不変で、(14. a) (14. b) は

$$m^* = \frac{\rho}{\left(\frac{\beta}{1-\beta}\right)^{\frac{(1-u)\mu}{(1-v)\lambda}} - 1}$$

$$\rho + n = \delta \left[\frac{1-\beta}{(1-u)\mu} \right] \frac{1}{w}$$

となる。また (14. c)' は不変で、(14. b)' は

$$\rho + \frac{m^* x}{m^* - x} = \delta \left[\frac{1-\beta}{(1-u)\mu} \right] \frac{1}{w}$$

のようになる。研究への補助金の効果は $v > 0$ 、 $u = 0$ の場合を、開発への補助金の効果は $v = 0$ 、 $u > 0$ の場合を考えればよい。

研究への補助金の効果は研究の効率性の上昇と同様に、開発のintensity m を低下させる。R曲線は不変で、L曲線は下方へシフトする。したがって、研究のintensity n は上昇する。すなわち、研究への補助金は研究を刺激し、活発化させる。それでは成長率に対する効果はどうであろうか。 $x < \frac{m^*}{2}$ すなわち

$n < m^*$ の領域では R' 曲線は上方シフトし、 $x > \frac{m^*}{2}$ すなわち $n > m^*$ の領域では

R' 曲線は下方へシフトする。L' 曲線は不変であるので $x < \frac{m^*}{2}$ すなわち $n < m^*$

の領域ではR'曲線は上方シフトし、 $x > \frac{m^*}{2}$ すなわち $n > m^*$ の領域ではR'曲線は下方へシフトする。よって、 $n^* < m^*$ すなわち開発に比べて研究が相対的に不活発である経済においては、研究への補助金によって成長は促進されるが、 $n^* > m^*$ すなわち研究に比べて開発が相対的に不活発である場合には、研究への補助金は成長を鈍化させることになる。開発が相対的に不活発である経済では研究への補助金により新たな技術が頻繁に生まれることになるが、その実用化が滞ることにより成長率がかえって低下してしまう。研究のみに補助金を与えることは、長い間実用化されない技術のストックを増加させるだけで、成長にはマイナス効果を与える可能性がある。

開発への補助金は、開発のintensity m を上昇させる。R曲線は上方へシフトし、L曲線も上方へシフトする。したがって、研究へのintensity n への影響は符号を決定できない。しかしながら、R'曲線は下方へシフトし、L'曲線は不変であるので x は上昇し、成長率は上昇することになる。開発に補助金を与えることによって、研究の成果の企業化・実用化を促進することによって、経済成長を促進することが可能である。すなわち、経済成長を促進の目的のためには、新しい技術の研究ではなく、その実用化・企業化のプロセスに補助を与える方がより適切な政策である

本節における比較静学の結果をまとめたものが表1である。

5. 非決定性

いま考えている経済において、成長経路は経済の初期条件によって完全に決定されるであろうか。この経済においては、広いパラメータの範囲において非決定性 (indeterminacy) が発生し、同一の初期状態から出発する連続無限の均衡成長経路が存在しうる。まず、恒常成長経路の回りで体系を対数線形近似すると次のようになる。変数の肩に*のついたものは当該変数の恒常成長経路における値であり、また $\hat{\cdot}$ は当該変数の対数値の恒常成長経路からの乖離、すなわち、 $\hat{m} = \ln m - \ln m^*$ 等々とする。(16)を恒常成長経路の回りで線形近似すると

$$\rho \hat{m} + \frac{m^* n^*}{\rho + m^* + n^*} \hat{n} = -(\rho + n^*) \hat{w} + \frac{n^* (\rho + n^*)}{\rho + m^* + n^*} \hat{Q}$$

$$\mu \hat{m} + \lambda \hat{n} = \frac{(\rho + m^*)(\rho + n^*)}{\gamma a (\rho + m^* + n^*) x^*} \hat{w} + \frac{\lambda n^* - \mu m^*}{m^*} \hat{\theta}$$

$$\frac{d \ln w}{dt} = -\rho \hat{m}$$

$$\frac{d \ln \theta}{dt} = -(m^* + n^*)\hat{\theta} + m^*(\hat{m} - \hat{n})$$

$$\frac{d \ln Q}{dt} = (\rho + m^*)\hat{Q} - m^*\hat{m}$$

となる。ここで、 $a \equiv \delta \left(\frac{1-\beta}{\mu} \right)$ である。恒常成長経路の周りで対数線形近似された動学体系は、

$$\mathbf{A} \equiv \begin{bmatrix} -\frac{\rho(\rho+n^*)}{\Delta} \left\{ \lambda + \frac{(\rho+m^*)(m^*+n^*)}{a\gamma(\rho+m^*+n^*)^2} \right\} & -\frac{\rho n^*(\lambda n^* - \mu m^*)}{(\rho+m^*+n^*)\Delta} & \frac{\lambda \rho n^*(\rho+n^*)}{(\rho+m^*+n^*)\Delta} \\ -\frac{\rho+n^*}{\Delta} \left\{ \frac{(\rho+m^*)^2(\rho+n^*)(m^*+n^*)}{\gamma a(\rho+m^*+n^*)^2 n^*} + (\lambda + \mu)m^* \right\} & -(m^*+n^*) - \frac{(\rho+m^*)(\rho+n^*)(\lambda n^* - \mu m^*)}{\rho+m^*+n^*} & \frac{(\lambda + \mu)(\rho+n^*)m^* n^*}{(\rho+m^*+n^*)\Delta} \\ \frac{m^*(\rho+n^*)}{\Delta} \left\{ \lambda + \frac{(\rho+m^*)(m^*+n^*)}{a\gamma(\rho+m^*+n^*)^2} \right\} & \frac{m^* n^*(\lambda n^* - \mu m^*)}{(\rho+m^*+n^*)\Delta} & (\rho + m^*) - \frac{\lambda m^* n^*(\rho+n^*)}{(\rho+m^*+n^*)\Delta} \end{bmatrix}$$

として

$$\frac{d}{dt} \begin{bmatrix} \ln w \\ \ln \theta \\ \ln Q \end{bmatrix} = \mathbf{A} \begin{bmatrix} \ln w - \ln w^* \\ \ln \theta - \ln \theta^* \\ \ln Q - \ln Q^* \end{bmatrix}$$

によって与えられることになる。ここで、 $\Delta = \frac{\mu m^* n^*}{\rho + m^* + n^*} - \rho\lambda$ である。 θ は状態変数であり、その初期時点における値は過去から歴史によって決定される所与の値であるに対し、 Q および w の2つは価格変数であり初期時点においてジャンプすることが可能な変数である。したがって、係数行列 \mathbf{A} の固有根のうち実部が負であるものが2つ以上存在すれば、体系は非決定であることになる。まず、次の命題が得られる。

命題1

$$\frac{\mu m^* n^*}{\rho + m^* + n^*} < \rho\lambda$$

であれば、行列 \mathbf{A} の固有値は2つは正、1つは負となり、均衡成長経路は局所的に一意となる。

命題2.

$$\frac{\mu m^* n^*}{\rho + m^* + n^*} > \rho\lambda \quad \lambda n^* - \mu m^* > 0$$

であれば行列 \mathbf{A} の固有値は、2つは負、1つは正となり、経済および恒常成長経路 (θ^*, w^*, Q^*) は非決定的である。

命題2の条件は十分条件であり、より緩い条件の下でも成長経路の非決定性は

生じうる。命題1および2の証明は付録2にまとめてある。

非決定性が生じるケースの数値例を与えておこう。

例) $\beta = 2/3, \gamma = 1.5, \mu = 1, \lambda = 1, L = 2$

$m^* = 0.05, n^* = 0.269378, w^* = 0.3480, \theta^* = 0.8434, g^* = 0.0171$

このとき、線形近似した体系の固有根 $-3.22198, -0.278659$ となる。

6. おわりに

本論文では、イノベーションを研究と開発の2段階に分け、それぞれを担う経済主体が別であるような内生的成長モデルを構築した。これにより、主観的割引率やイノベーション部門の効率性の変化、イノベーションに対する補助金の効果について、従来の内生的成長モデルでは得られない洞察を得られた。新たに発明された技術を実用化する活動である開発が活発に行われることが経済成長に対して極めて重要であるという結論が得られた。この結論は、イノベーションを促進するための政策に対して重要なインプリケーションを持っている。さらに、経済のパラメータの広い範囲に対して、モデルの動学的均衡経路が非決定性を持つことが示された。これは、経済変動に関しても重要なインプリケーションを持っている。

付録1： μ の下落によりR'曲線が上方シフトすることについて
R'曲線の方程式である(16. b)'を書き直すと

$$\delta(1-\beta)\frac{1}{w} = \mu \left[\rho + \frac{m^{*2}x}{\rho(m^*-x) + m^{*2}} \right]$$

であり、(16. a) および $x > m^*$ を考慮すると

$$\begin{aligned} & \operatorname{sgn} \frac{\partial}{\partial \mu} \mu \left[\rho + \frac{m^{*2}x}{\rho(m^*-x) + m^{*2}} \right] \\ &= \rho^2 m^* \left(\frac{\beta}{1-\beta} \right) \left(\frac{\mu}{\lambda} \right) \left[\left(\frac{\beta}{1-\beta} \right) \frac{\mu}{\lambda} - 1 \right]^{-2} x(m^*-2x) \\ &+ \rho \left[\rho(m^*-x) + m^{*2} \right]^2 + m^* x \left[\rho(m^*-x) + m^{*2} \right] \\ &= \rho^2 m^* \left[\left(\frac{\beta}{1-\beta} \right) \frac{\mu}{\lambda} - 1 \right]^{-1} x(m^*-2x) + \rho^2 m^* \left[\left(\frac{\beta}{1-\beta} \right) \frac{\mu}{\lambda} - 1 \right]^{-2} x(m^*-2x) \\ &+ \rho \left[\rho(m^*-x) + m^{*2} \right]^2 + m^{*2} x \left[\rho(m^*-x) + m^{*2} \right] \\ &= \rho m^{*2} x(m^*-2x) + m^{*3} x(m^*-2x) \\ &+ \rho \left[\rho(m^*-x) + m^{*2} \right]^2 + m^{*2} x \left[\rho(m^*-x) + m^{*2} \right] \\ &> 0 \end{aligned}$$

であることにより、 μ が下落するとR'曲線は上方へシフトする。

付録2：命題1および2の証明

(1) 係数行列Aの固有方程式 $H(\xi) = 0$ とすると、

$$H(\xi) = \begin{vmatrix} a_{11} - \xi & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} - \xi & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} - \xi \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} a_{11} - \xi & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} - \xi & a_{23} \\ -\frac{m^*}{\rho}\xi & 0 & (\rho + m^*) - \xi \end{vmatrix}$$

$$= Z(\xi) - \Psi(\xi)$$

である。ここで、

$$Z(\xi) \equiv [(\rho + m) - \xi] \begin{vmatrix} a_{11} - \xi & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} - \xi \end{vmatrix}$$

$$\Psi(\xi) \equiv \frac{m^*}{\rho} [a_{13}\xi - (a_{13}a_{22} - a_{12}a_{21})]\xi$$

である。 $\hat{A} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$ とし、 $\phi(\xi) = 0$ をその固有方程式、すなわち

$$\phi(\xi) \equiv \begin{vmatrix} a_{11} - \xi & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} - \xi \end{vmatrix} \text{とすると、}$$

$$Z(\xi) = [(\rho + m^*) - \xi]\phi(\xi)$$

となる。

$$\text{補題 1} \quad \text{sgn}|\hat{A}| = \frac{\mu m^* n^*}{\rho + m^* + n} - \rho\lambda$$

$$(\text{証明}) \quad \Delta = \frac{\mu m^* n^*}{\rho + m^* + n} - \rho\lambda \text{ として、}$$

$$|\hat{A}| = \frac{\rho(\rho + n^*)}{\Delta} \left[(\lambda + \mu)m^* + \frac{\rho(\rho + m^*)}{\gamma a(\rho + m^* + n^*)^2} \right]$$

$$\text{であり、} \quad \text{sgn}|\hat{A}| = \Delta. \quad (\text{証了})$$

$$\text{補題 2.} \quad \Psi(\xi) = \frac{m^*}{\rho} a_{13} \xi \left(\xi + \frac{\lambda + \mu}{\lambda} m^* \right)$$

(証明)

$$\begin{aligned} \frac{a_{13}a_{22} - a_{12}a_{23}}{a_{13}} &= -(m^* + n^*) - \frac{(\lambda n^* - \mu m^*)(\rho + m^*)(\rho + n^*)}{(\rho + m^* + n^*)\Delta} + \frac{(\lambda + \mu)(\lambda n^* - \mu m^*)}{\lambda(\rho + m^* + n^*)\Delta} m^* n^* \\ &= -(m^* + n^*) + \frac{\lambda n^* - \mu m^*}{\lambda} = -\frac{\lambda + \mu}{\lambda} m^* \end{aligned} \quad (\text{証了})$$

(2) 命題 1 の証明

補題 1 より、仮定の下で $\phi(0) = |\hat{A}| < 0$ であるので、 $H(0) = (\rho + m^*)\phi(0) < 0$ 。

$\lim_{\xi \rightarrow -\infty} H(\xi) > \infty$ であるので、 $H(\xi) = 0$ には負の解が必ず存在する。

方程式 $Z(\xi) = 0$ の根は $\phi(\xi) = 0$ の根と $\rho + m^*$ である。仮定の下で $a_{13} < 0$ であるので、 $\Psi(\rho + m^*) < 0$ であり、 $H(\rho + m^*) = -\Psi(\rho + m^*) > 0$ 。 $H(0) < 0$ であることを考慮すれば、 $H(\xi) = 0$ には $0 < \xi < \rho + m^*$ である解は必ず存在する。さらに、 $\lim_{\xi \rightarrow \infty} H(\xi) = -\infty$ であるので、 $H(\rho + m^*) > 0$ であることを考慮すれば、 $\xi > \rho + m^*$ である解も存在することになる。(図 5. A) よって、 $H(\xi) = 0$ は異なる正の 2 実根と負の実根 1 つを持つ。 (証了)

(3) 命題 2 の証明

補題 1 より、仮定の下で $\phi(0) = |\hat{A}| > 0$ であるので、 $H(0) = (\rho + m^*)\phi(0) > 0$ 。

$Z(\xi) = 0$ の根は $\phi(\xi) = 0$ の根と $\rho + m^*$ である。仮定の下で $a_{13} > 0$ であるので、 $\Psi(\rho + m^*) > 0$ であり、 $H(\rho + m^*) = -\Psi(\rho + m^*) < 0$ 。 $H(0) > 0$ であるので、 $H(\xi) = 0$ には $0 < \xi < \rho + m^*$ である解は必ず存在する。

$$\phi(-(m^* + n^*)) = -\frac{(\rho + n^*)(\lambda n^* - \mu m^*)}{\Delta} \left[\frac{(\rho + m^*)(\rho + n^*)}{\rho + m^* + n^*} + \rho \right]$$

であり、仮定の下で $\phi(-(m^*+n^*)) < 0$ なので、 $Z(-(m^*+n^*)) < 0$ 。また、仮定の下で、 $a_{13} > 0$ および $-(m^*+n^*) < -\frac{\lambda+\mu}{\lambda}m^*$ であり、補題 2 を考慮すると

$\Psi(-(m^*+n^*)) > 0$ 。よって、 $H(-(m^*+n^*)) = Z(-(m^*+n^*)) - \Psi(-(m^*+n^*)) < 0$ 。これと $H(0) > 0$ より、 $H(\xi) = 0$ には $-(m^*+n^*) < \xi < 0$ である解が必ず存在する。さらに、 $\lim_{\xi \rightarrow -\infty} H(\xi) > \infty$ と $H(-(m^*+n^*)) < 0$ より、方程式 $H(\xi) = 0$ には

$\xi < -(m^*+n^*)$ である解も必ず存在する。(図 5. b) 以上より、方程式 $H(\xi) = 0$ は異なる負の 2 実根と正の実根 1 つを持つ。 (証了)

<参考文献>

- [1] Aghion, P. and Howitt, P. 1992 “ A Model Growth Through Creative Distraction.” *Econometrica* 62(2), 323-51.
- [2] Grossman, G.M., and Helpman, E. 1991. “Quality Ladders in the Theory of Growth.” *Review of Economic Studies* 58, 49-61.
- [3] Jovanovic, B. and Rousseue, P.L., 2001. “Why Wait? A Century of Life Before IPO.” NBER Working Paper 8081.
- [4] Nishimura, K. and Benhabib J. 1999 “Indeterminacy Arising in Multisector Economies.” *The Japanese Economic Review* 50, 485-506.
- [5] Young, A. 1993. “Invention and Bounded Learning By Doing.” *Journal of Political Economy* 101(3), 443-472.

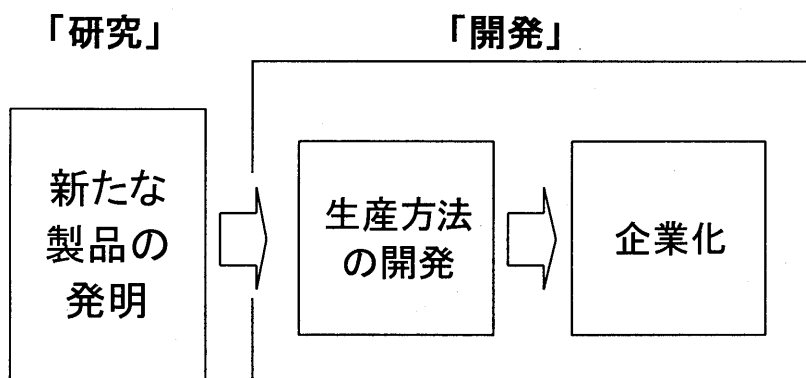


図1 研究と開発

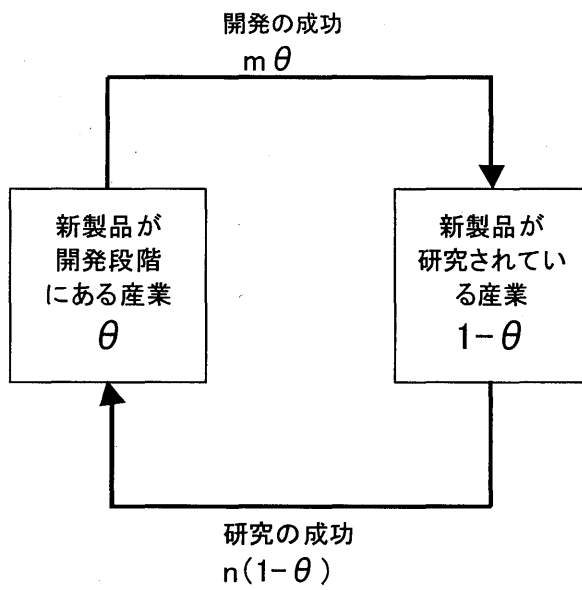


図2 産業の構成の変化

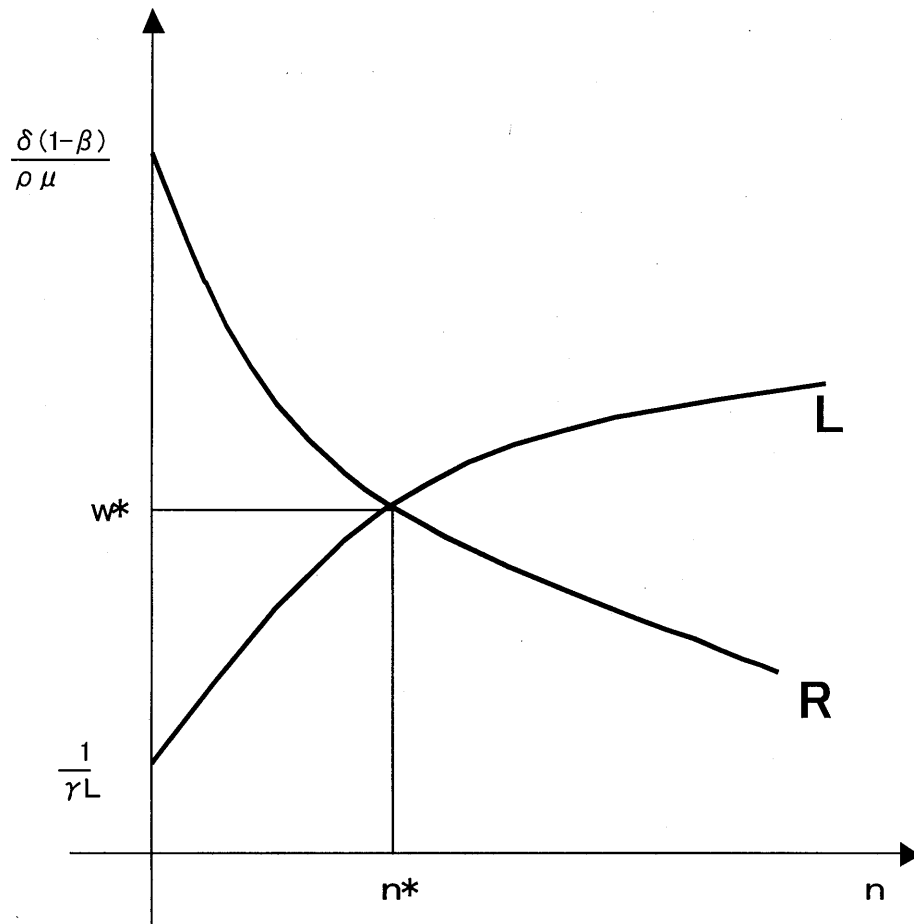


図3 恒常成長経路における研究水準の決定

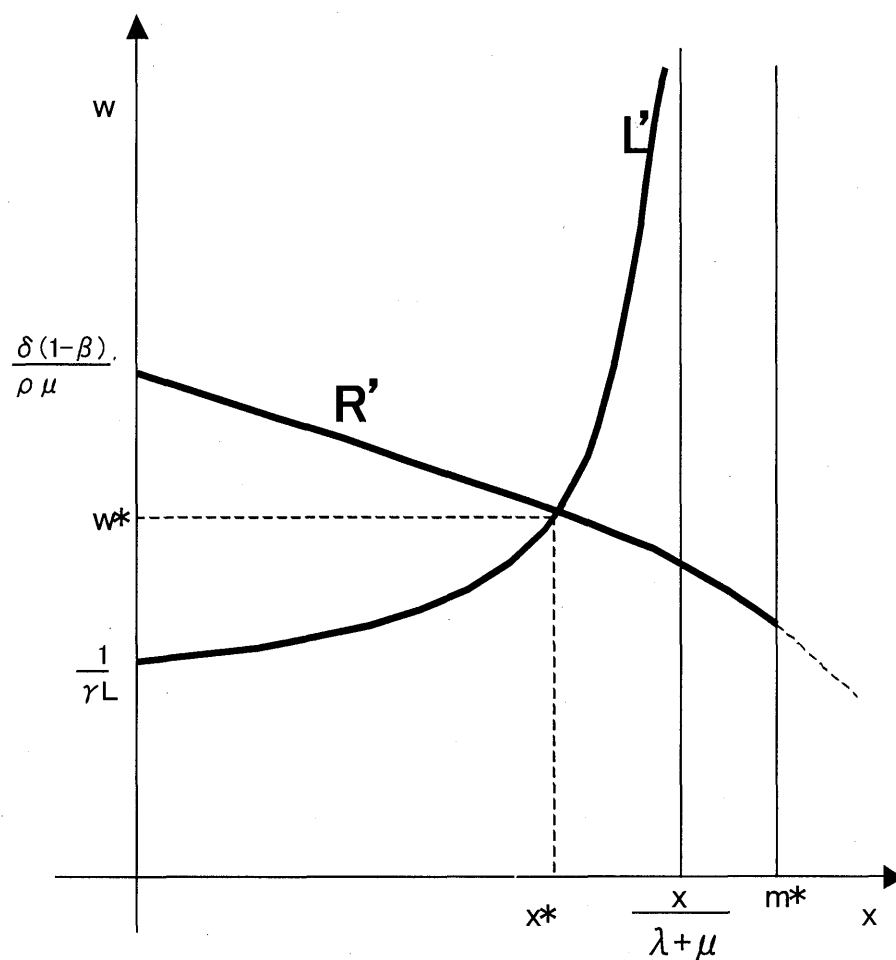
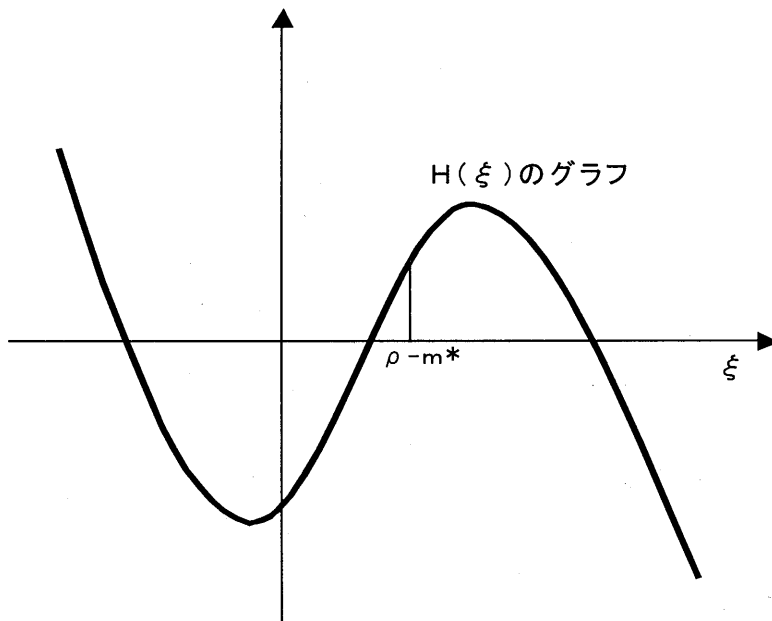
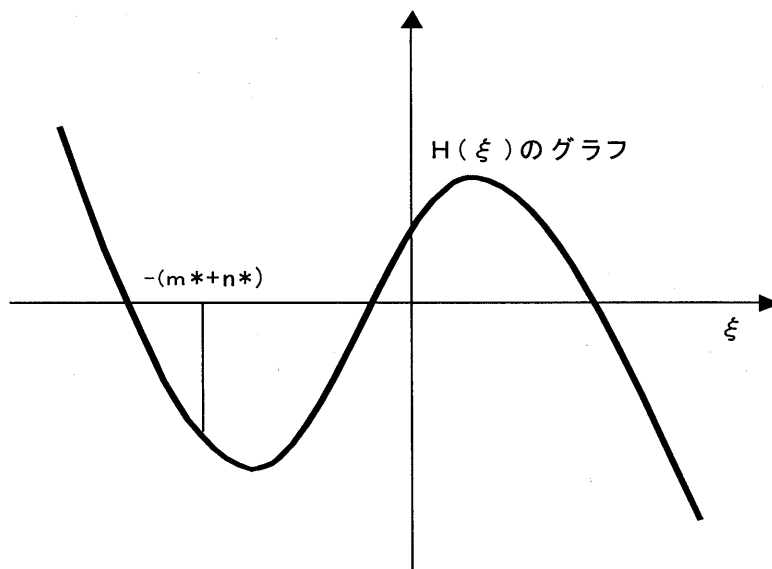


図4 恒常成長経路における成長率の決定



(a) $\frac{\mu m^* n^*}{\rho + m^* + n^*} < \rho \lambda$ のケース



(b) $\frac{\mu m^* n^*}{\rho + m^* + n^*} > \rho \lambda$ かつ $\lambda n^* - \mu m^* > 0$ のケース

図5 行列Aの固有値

表1 恒常成長経路の比較静学

	主観的割引 率の低下	研究の効率 性の改善	開発の効率 性の改善	研究への 補助	開発への 補助
研究	+	+	?	+	?
開発	-	-	+	-	+
成長率	+	?	+	?	+

Nonparametric Estimation of Supply and Demand Factors with Applications to Labor and Macro Economics*

Tsunao Okumura

Department of Economics, Yokohama National University
79-3 Tokiwadai Hodogayaku, Yokohama 240-8501, Japan.
Email: okumura@ynu.ac.jp, Phone/fax: 81-45-339-3524.

January, 2002

Abstract

This paper presents a nonparametric model for estimating sharp bounds on the median of the disturbances in the simultaneous equations model and applies it to estimation of the supply and demand shift variables. A large literature has estimated shift variables in a supply and demand framework to analyze the causes of the fluctuations of the key economic variables. In the existing parametric approaches, the supply and demand shift variables are, however, unidentified either by using only observations of the intersections of the S&D curves or without specifying the S&D functional forms and distributions for the disturbances. In contrast, the model in this paper requires only observations of the intersections of upward-sloping supply and downward-sloping demand curves. It is applied to estimation of the bounds on US labor supply and demand shift variables because an existing research on the causes of wage changes could not identify supply and demand shifters due to the availability of data and estimation of the bounds on US macro supply and demand shocks because model specification issues have been serious area of conflict in study of the sources of business fluctuations.

JEL Code: C14, C33, J31, E30

Keywords: Sharp bounds, Simultaneous equations, Panel data models, Wage differentials between skill and demographic groups, Business fluctuations

*This is a revised paper of a chapter in my dissertation at Northwestern University. Sincere gratitude is extended to Professors Gadi Barlevy, Lawrence Christiano, Martin Eichenbaum, Roza Matzkin, Joon Y. Park, and especially Charles Manski for their helpful comments. The author also thanks participants at the seminars at the Midwest Macro conference, Far Eastern Econometric Society conference, Northwestern, Hitotsubashi, ISER at Osaka, Tokyo, Yokohama National Universities, the Institute of Statistical Research and the Tokyo Center of Economic Research. Grant-in-aid for Scientific Research from the Japanese Ministry of Education and Research Grant from Japanese Bankers Association are also greatly appreciated. All remaining errors are my own.

1 Introduction

This paper presents a nonparametric econometric model for estimating sharp bounds on the median of the disturbances in the simultaneous equations model and applies it to estimation of the supply and demand shift variables in a simple supply and demand framework. The estimation of the causes of the fluctuations of the economic variables is of vital importance in economics. A supply and demand framework has been used for estimating the causes in a large literature. There are, however, several limitations with the existing modeling (parametric) approaches. First, the estimated supply and demand factors depend upon the specification of both functional forms for the structural relationships and distributions for the disturbances. Second, the supply and demand factors are unidentified by using only observations of the intersections of supply and demand curves due to the identification problem. In contrast, the econometric model in this paper requires: (1) upward-sloping supply and downward-sloping demand curves, (2) observing the intersections of the supply and the demand curves, and (3) information of the median of the disturbances. This methodology thus avoids introducing model specification issues into the problem of estimating shift variables and uses only data of the intersections of supply and demand curves to estimate supply and demand shift variables.

The approach is applied to estimation of the bounds on macro-wide supply and demand shocks using panel data on consumption goods (macroeconomics) and labor supply and demand shift variables using panel data on wages and labor inputs by different demographic and skill groups (labor economics) in the United States. In macroeconomic example, the estimated shocks are subsequently used to investigate relative importance of each shock to business cycle fluctuations. The clarification of the source of business cycle fluctuation is a topic of vital importance in macroeconomics both from theoretical and policy-making perspec-

tives. Thus many economists have attempted to identify the sources of economic fluctuations. In the existing approaches the data is used to estimate the specified model and then the estimated disturbances are investigated to see the sources. Such existing methodologies require both specifications of functional forms for the structural relationships and the distributions for the disturbances; thus, the estimated sources depend upon the specification of both functional forms and distributions for the disturbances. Specification issues have been a serious area of conflict in macroeconomics, e.g. in Keynesian-versus-neoclassical debates. In contrast, this paper estimates the supply and demand shocks without specifying the functional forms or the distribution of the disturbances.¹

For labor economics, this methodology is applied to estimating the causes of the change in the wage structure. Katz and Murphy (1992) and Murphy and Welch (1992) introduced a supply-demand framework into this issue.² They tried to assess the supply and demand factors causing the differentials of wage changes between demographic and skill groups. However, since the only intersections of the labor supply and demand functions (the equilibrium wages and labor input) are observed, the supply and demand factors causing the wage change could not be estimated. Thus, they “require that observed prices and quantities must be “on the demand curve”” (Katz and Murphy, 1992, p.46,1.40-41). In contrast, this paper uses panel data on wages and labor input to estimate the supply and demand factors causing the wage disparity of between-group.

Introducing additional assumptions into the econometric model, the bounds

¹The structural vector autoregression methods are widely used for estimation of supply and demand shocks. (e.g., Blanchard and Quah (1989), Shapiro and Watson (1988), Gali (1992) and Bayumi and Eichengreen (1994)). They employed the multivariate time series analysis with the long run restriction induced by economic theoretical models to identify the aggregate demand and supply disturbances. However, none of them used the information on the relationship between shocks and equilibrium in the framework of upward-sloping supply and downward-sloping demand curves to identify the sources, although they use this information to check whether or not the estimated coefficients have plausible signs. In this paper this plausible information is used to estimate shocks.

²Katz and Autor (1999) provides a good summary of this issue.

on the shift variables narrow. The narrower estimated bounds may be more useful from the policy-making perspective. Bounds on the shift variables are estimated under a sequence of cumulative assumptions that have often been employed in the existing parametric estimations: (1) distribution of the disturbances is symmetric around zero and (2) a normal distribution with zero mean and unknown variance. The relative importance of the assumptions that were additionally introduced for estimation is investigated by using the estimated shift variables.

Basic ideas of the econometric methodology in this paper is related to Manski (1997) and Manski and Pepper (2000). Manski estimated the bounds on the probability that treatment response functions $h()$ at some covariates s is less than a specified constant c , i.e., $P[h(s) \leq c]$, by observing covariates, realized treatments and realized outcomes for a random sample of individuals. He assumed such prior information that response functions are monotone, semi-monotone, or concave-monotone. On the other hand, the methodology in this paper estimates the bounds on the median of the disturbance that generates the distribution of $h()$ inside of the probability in order to investigate the causes of the fluctuations of economic variables. Therefore, his and our purposes and methodologies are different.

This paper is organized as follows. Section 2 discusses the methodology. Section 3 employs this methodology and Panel data on consumption goods and labor supply in the United States to investigate the macro supply and demand shocks and labor supply and demand shift variables. Section 4 concludes the paper.

2 Sharp Bounds on the Median of Disturbances in the Supply- Demand Framework

We study the following model with two endogenous variables and two disturbances and the methodology to estimate the medians of the disturbances.

Model 1:

$$\begin{cases} q = f(p) + u \\ q = g(p) + v \end{cases} \quad (1)$$

where p and q are endogenous variables, and u and v are disturbances. The population is formalized as a measure space (J, Ω, P) of agents, with P a probability measure. Then $P[(u, v), (p', q')]$ gives the distribution of disturbances and realized variables. $f()$ and $g()$ are an increasing and a decreasing function in p , respectively, and thus, the solution (q, p) satisfying equation (1) is unique, given (u, v) .

Let us choose one point (\bar{q}, \bar{p}) that has associated disturbances: $(0, 0)$, among the solutions satisfying equation (1) as a normalization. $NE(\alpha)$, $SE(\alpha)$, $NW(\alpha)$ and $SW(\alpha)$ represent the north east, south east, north west and south west regions of $(\bar{q} + \alpha, \bar{p})$ for some real number α , respectively (See Figure 1).

<<Figure 1>>

Proposition 1 *Suppose Model 1. For any real number α ,*

$$(i) P((q, p) \in SE(\alpha)) \leq P(u \geq \alpha) \leq 1 - P((q, p) \in NW(\alpha))$$

$$(ii) P((q, p) \in NE(\alpha)) \leq P(v \geq \alpha) \leq 1 - P((q, p) \in SW(\alpha))$$

These bounds are sharp.

Proof) See appendix.

$P(u \geq \alpha) = 1 - F_u(\alpha)$ and $P(v \geq \alpha) = 1 - F_v(\alpha)$, where F_u and F_v are the cumulative distribution function of the disturbances u and v , respectively.

Corollary 2 *Suppose Model 1. For any real number α ,*

$$(i) P((q, p) \in NW(\alpha)) \leq F_u(\alpha) \leq 1 - P((q, p) \in SE(\alpha))$$

$$(ii) P((q, p) \in SW(\alpha)) \leq F_v(\alpha) \leq 1 - P((q, p) \in NE(\alpha))$$

These bounds are sharp³.

Fixing α , the bounds on $F_u(\alpha)$ are estimated by using the inequality (i) in Corollary 2 and the analogous sample probability: $P((q, p) \in NW(\alpha))$ and $P((q, p) \in SE(\alpha))$. Similarly, the bounds on $F_v(\alpha)$ are estimated for any α in the set of real number. Consequently, the bounds on the function, $F_u(\bullet)$, are estimated. Similarly, the bounds on the function, $F_v(\bullet)$, are estimated by using the inequality (ii) and the analogous sample probability: $P((q, p) \in SW(\alpha))$ and $P((q, p) \in NE(\alpha))$, for any real number α .

The goal of our methodology is to estimate the medians of u and v , which are defined as \bar{u} and \bar{v} , respectively.

Lemma 3 *Suppose that F_u and F_v are strictly increasing in the neighborhood of \bar{u} and \bar{v} , respectively.*

(i) Take

$$\alpha_1 = \min \{a_1 | P((q, p) \in NW(a_1)) = 0.5\}, \alpha_2 = \max \{a_2 | P((q, p) \in SE(a_2)) = 0.5\}.$$

Then,

$$\alpha_2 \leq \bar{u} \leq \alpha_1 \tag{2}$$

(ii) Take

$$\beta_1 = \min \{b_1 | P((q, p) \in SW(b_1)) = 0.5\}, \beta_2 = \max \{b_2 | P((q, p) \in NE(b_2)) = 0.5\}.$$

Then,

$$\beta_2 \leq \bar{v} \leq \beta_1 \tag{3}$$

³As an extreme example, for some α the support of $P((q, p))$ may be concentrated in the $SE(\alpha)$ and $NW(\alpha)$ regions. Then, $F_u(\alpha)$ for this α is identified. However, $0 \leq F_v(\alpha) \leq 1$ and therefore, are uninformative on identification of v . On the other hand, for some α the support of $P((q, p))$ may be concentrated in the $NE(\alpha)$ and $SW(\alpha)$ regions. Then, $F_v(\alpha)$ for this α is identified. However, $0 \leq F_u(\alpha) \leq 1$, and therefore, are uninformative on identification of u .

Proof) See Appendix.

Introducing assumptions narrow the estimates of the bounds of the medians of the disturbances. The following two assumptions on the distributions of u and v are considered.

Assumption 1.

The distributions of u and v are symmetric around the medians of u and v , respectively.

Assumption 2.

The distributions of $u - \bar{u}$ and $v - \bar{v}$ are known by an econometrician, where \bar{u} and \bar{v} are medians of u and v , respectively.

Lemma 4 *Suppose that assumption 1 holds and F_u and F_v are strictly increasing.*

(i) Take $\alpha_1(\gamma) = \min a_1(\gamma)$, $\alpha_2(\gamma) = \max a_2(\gamma)$, $\alpha_3(\gamma) = \min a_3(\gamma)$ and $\alpha_4(\gamma) = \max a_4(\gamma)$ satisfying

$$\begin{aligned} \gamma &= P((q, p) \in NW(a_1(\gamma))) = 1 - P((q, p) \in SE(a_2(\gamma))) \\ &= 1 - P((q, p) \in NW(a_3(\gamma))) = P((q, p) \in SE(a_4(\gamma))) \end{aligned}$$

Then,

$$\max_{\gamma} [\alpha_2(\gamma) + \alpha_4(\gamma)] / 2 \leq \bar{u} \leq \min_{\gamma} [\alpha_1(\gamma) + \alpha_3(\gamma)] / 2.$$

(ii) Take $\beta_1(\gamma) = \min b_1(\gamma)$, $\beta_2(\gamma) = \max b_2(\gamma)$, $\beta_3(\gamma) = \min b_3(\gamma)$ and $\beta_4(\gamma) = \max b_4(\gamma)$ satisfying

$$\begin{aligned} \gamma &= P((q, p) \in SW(b_1(\gamma))) = 1 - P((q, p) \in NE(b_2(\gamma))) \\ &= 1 - P((q, p) \in SW(b_3(\gamma))) = P((q, p) \in NE(b_4(\gamma))) \end{aligned}$$

Then,

$$\max_{\gamma} [\beta_2(\gamma) + \beta_4(\gamma)] / 2 \leq \bar{v} \leq \min_{\gamma} [\beta_1(\gamma) + \beta_3(\gamma)] / 2$$

Proof) See Appendix.

Lemma 5 *Assume assumption 2. Define the distributions of $u - \bar{u}$ and $v - \bar{v}$ as \widetilde{F}_u and \widetilde{F}_v , respectively.*

(i)

$$\max_{\alpha} \left\{ \alpha - \widetilde{F}_u^{-1} [1 - P((q, p) \in SE(\alpha))] \right\} \leq \bar{u} \leq \min_{\alpha} \left\{ \alpha - \widetilde{F}_u^{-1} [P((q, p) \in NW(\alpha))] \right\} \quad (4)$$

(ii)

$$\max_{\alpha} \left\{ \alpha - \widetilde{F}_v^{-1} [1 - P((q, p) \in SW(\alpha))] \right\} \leq \bar{v} \leq \min_{\alpha} \left\{ \alpha - \widetilde{F}_v^{-1} [P((q, p) \in NE(\alpha))] \right\} \quad (5)$$

3 Applications

3.1 Macro-wide Supply and Demand Shocks

This section applies our methodology and panel data on consumption expenditures in the United States to estimate the bounds on the supply and demand shocks. We use the US National Income Account's *personal consumption expenditures by type of product* from 1951 to 1997 for the quantity and price indices in the model.

Suppose that (real) quantities and prices of categories of personal consumption goods (or final products) in the United States are determined via the following model, which is the extension of Model 1, equation (1).

Model 2:

$$\begin{cases} \widehat{q}_{it} = f_{it}(\widehat{p}_{it}) + \mu_t + \varepsilon_{it} \\ \widehat{q}_{it} = g_{it}(\widehat{p}_{it}) + \nu_t + \xi_{it} \end{cases} \quad (6)$$

where $\widehat{q}_{it} = q_{it} - \overline{q}_{it}$ and $\widehat{p}_{it} = p_{it} - \overline{p}_{it}$. $(\overline{q}_{it}, \overline{p}_{it})$ is a normalization. The medians of ε_{it} and ξ_{it} for i are zero. $f_{it}(\cdot)$ and $g_{it}(\cdot)$ are strictly increasing and decreasing functions, respectively. $f_{it}(0) = g_{it}(0) = 0$. i is the index of the category of personal consumption goods, t is the time index, and q_{it} and p_{it} are, respectively, quantities and prices of categories of personal consumption goods. μ_t and ν_t respectively represent common supply and demand shocks. ε_{it}

and ξ_{it} respectively represent idiosyncratic supply and demand shocks. $\mu_t + \varepsilon_{it}$ and $\nu_t + \xi_{it}$ correspond to u and v in Model 1, respectively, and thus μ_t and ν_t correspond to \bar{u} and \bar{v} , respectively.

This model demonstrates that the quantities and prices of personal consumption goods co-move across the categories of goods due to the common supply and demand shocks, μ_t and ν_t , systematically. On the other hand, their independent movement is caused by independent supply and demand shocks, ε_{it} and ξ_{it} . It is crucial that the supply and demand curves, $f_{it}(\cdot)$ and $g_{it}(\cdot)$, do not have to be specified and may be different across the categories and time.

We can interpret the model 2 as the model of panel data with fixed effects. Thus, $(\widehat{p}_{it}, \widehat{q}_{it})$ are observations, and (μ_t, ν_t) are unknown parameters (“individual effects”) to be estimated. We use Lemmas 3, 4 and 5 to estimate μ_t and ν_t . In Lemmas 4 and 5, we assume that the distributions of ε_{it} and ξ_{it} for i are time-invariant. The procedure of estimation is as follows. First, we fix time t and α . Second, we estimate the bounds on μ_t and ν_t , which correspond to the bounds on \bar{u} and \bar{v} , respectively, in Lemmas 3, 4 and 5, by replacing the probabilities indicating the bounds with the corresponding sample frequencies. For example, the estimate of $P((\widehat{q}_{it}, \widehat{p}_{it}) \in NW(\alpha)) = \text{the number of the samples of } (\widehat{q}_{it}, \widehat{p}_{it}) \text{ which locate in the } NW(\alpha) \text{ region at time } t / \text{the total number of the samples of } (\widehat{q}_{it}, \widehat{p}_{it}) \text{ at time } t$. Similarly are obtained the estimates of the other probabilities, $P((\widehat{q}_{it}, \widehat{p}_{it}) \in SE(\alpha))$, $P((\widehat{q}_{it}, \widehat{p}_{it}) \in SW(\alpha))$ and $P((\widehat{q}_{it}, \widehat{p}_{it}) \in NE(\alpha))$. Third, we take any real number $\alpha (\in [-\infty, \infty])$ and repeat the procedure of the first and the second steps for each α . Fourth, we repeat the procedure (the first, second and third steps) for any time t in the sample periods, and then obtain the time series of the estimates of the bounds on μ_t and ν_t .

How to choose the normalization point $(\overline{q}_{it}, \overline{p}_{it})$ depends on economic problems to which this methodology is applied. For example, the following model based on innovations is often investigated in macroeconomics.

Model 3:

$$\begin{cases} \widehat{q}_{it} = f_{it}\widehat{p}_{it} + \widehat{\mu}_t + \widehat{\varepsilon}_{it} \\ \widehat{q}_{it} = g_{it}\widehat{p}_{it} + \widehat{\nu}_t + \widehat{\xi}_{it} \end{cases} \quad (7)$$

where $\widehat{z}_{it} = z_{it} - E(z_{it} | I_{t-1})$, ($z = q, p, \mu, \nu, \varepsilon$ and ξ) and I_{t-1} is information available at t-1.

That is, we take $(\overline{q}_{it}, \overline{p}_{it}) = (E(q_{it} | I_{t-1}), E(p_{it} | I_{t-1}))$ as a normalization. The \widehat{z}_{it} s are innovations and considered unexpected changes of the variables and shocks. It should be noted that $E_t(\widehat{z}_{it}) = 0$ ($z = q, p, \mu, \nu, \varepsilon, \xi$), where $E_t(\widehat{z}_{it})$ is the mean of \widehat{z}_{it} over time.

We apply two types of formations of expectations, $E(x_{it} | I_{t-1})$, in order to replace them with data. Both types are often used in macroeconomics.

(A): $E(x_{it} | I_{t-1}) = E_t(x_{it})$, where E_t is the mean over t .

(B): $E(x_{it} | I_{t-1}) = a(L)x_{it}$, where $a(L) = a_1L + a_2L^2 + \dots + a_nL^n$.⁴

Figures 2-7 depict the estimated bounds of the common supply and demand shocks by pairing Lemmas (3, 4, 5) with ((A),(B)).

<<Figures 2-7>>

When Lemma 5 is applied for estimation, we assume the distribution of ε_{it} and ξ_{it} a normal distribution where their mean is zero and their variances are σ_ε^2 and σ_ξ^2 , satisfying the followings, respectively,

$$Max_\alpha \{ \alpha - \Phi_\varepsilon^{-1} [1 - P((\widehat{q}_{it}, \widehat{p}_{it}) \in SE(\alpha))] \} \leq Min_\alpha \{ \alpha - \Phi_\varepsilon^{-1} [P((\widehat{q}_{it}, \widehat{p}_{it}) \in NW(\alpha))] \}$$

and

$$Max_\alpha \{ \alpha - \Phi_\xi^{-1} [1 - P((\widehat{q}_{it}, \widehat{p}_{it}) \in NE(\alpha))] \} \leq Min_\alpha \{ \alpha - \Phi_\xi^{-1} [P((\widehat{q}_{it}, \widehat{p}_{it}) \in SW(\alpha))] \}$$

where $\Phi_y(x) = 1/\sigma_y \phi(x/\sigma_y)$ ($y = \varepsilon, \xi$).

⁴If we know $a(L)$, we can identify $\widehat{\mu}_t = [1 - a(L)]\mu_t$ and $\widehat{\nu}_t = [1 - a(L)]\nu_t$, that are independent over time. In the empirical results in this section, $a(L) = L$ is applied. Conversely, without knowing $a(L)$, we can identify $\mu_t = [1 - a(L)]^{-1}\widehat{\mu}_t (= \widehat{\mu}_t + b_1\widehat{\mu}_{t-1} + b_2\widehat{\mu}_{t-2} + \dots)$ and $\nu_t = [1 - a(L)]^{-1}\widehat{\nu}_t (= \widehat{\nu}_t + b_1\widehat{\nu}_{t-1} + b_2\widehat{\nu}_{t-2} + \dots)$. In other words, we can identify the accumulated common supply and demand shocks that cause shifts of supply and demand curves in the current term, respectively.

Interpretation of the figures

The National Bureau for Economic Research (NBER) identifies troughs. Troughs occur in the years 1954, 1958, 1961, 1970, 1975, 1980, 1982 and 1991, according to this Institute. The figures suggest which supply or demand shocks are responsible for each recession. The estimated bounds in all figures have some tendency in common. That is,

(1) In the 1954 recession, an unfavorable demand shock was responsible for the recession.

(2) In the 1958 recession, an unfavorable supply shock caused the recession.

(3) In the 1961 recession, an unfavorable demand shock explained the recession.

(4) In the 1970 recession, a supply shock was responsible for the recession.

(5) In the 1974 recession, a supply shock caused the recession.

(6) In the 1980 recession, a supply shock accounted for the recession.

(7) In the 1982 recession, a demand shock was responsible.

(8) In the 1991 recession, a demand shocks explained the recession.

Shapiro and Watson (1988), Gali (1992) and Bayumi and Eichengreen (1994) uses the structural vector autoregression methods to estimate the causes of economic fluctuations. They assume that aggregate demand shocks do not cause the shift of the aggregate supply schedule in the long run for identification. The inferred causes of recessions in this paper is somewhat similar to Shariro and Watson's.

3.2 Labor Supply and Demand Factors

This section applies our methodology and data on wages and labor input in the United States to estimate the bounds on the labor supply and demand shift variables. The procedure is the same as the application to macroeconomic supply and demand shocks.

The data of the index of mean of real weakly wages in 1982 dollar and labor supply in person hours measured in efficiency units from 1963 to 1987 for the United States are the same as those used in Katz and Murphy (1992) and Murphy, Riddell and Romer (1998). The raw data comes from the March Current Population Survey. Following these papers we categorize the data into 64 groups defined by sex, education, and experience. To investigate the factors of the wage differentials by sex and education, we classify 64 groups of the data into four categories: the male high-school equivalents, the male college equivalents, the female high-school equivalents and the female college equivalents. The inflation rate of real wage and the growth rate of labor supply are used as \widehat{p}_{it} and \widehat{q}_{it} , respectively (i and t represent groups and time, respectively).

Figures 8-15 show the estimations of the bounds on labor supply and demand shift variables in the four categories. The expectation is assumed the mean over time. The distribution of the disturbance is assumed to have a zero mean in figures 8-11 and to be a normal distribution in figures 12-15.

<<Figures 8-15>>

Interpretation of the figures

Katz and Murphy (1992) found that college wage premia, which is defined as the difference of wages between the high-school and college equivalents, rose in 60s, declined substantially in 70s, increased sharply in 80s and continued to rise modestly in 90s. Blau and Kahn (1999) summarized the estimation results of the male and female wage differentials as follows. The differentials increased in 60s and decreased in 70s and 80s. In the first half of 80s, it decreased more rapidly for high school equivalents than for college equivalents.

Our estimation of the bounds on supply and demand shift variables suggest that:

For the college wage premia for male,

(1) In the latter half of 60s, the demand for college graduates increased

whereas their labor supply decreased, raising their wage. This explains why the wage disparity between educational levels rose in 60s.

(2) In 70s, on the contrary the demand for college graduates declined although their labor supply rose, decreasing their wage. The behavior of and for college equivalents is important for the wage disparity in 70s.

(3) In 80s, the demand for college graduates increased but their labor supply decreased, raising their wage. On the other hand, the demand for high-school graduates decreased whereas their labor supply increased, lowering their wage. This explains why the wage disparity between educational levels rapidly rose in 80s.

For the male and female wage differentials,

(1) In 60s, in the contrary to the factor changes for male, the demand for female decreased and their labor supply increased. Thus the female wage declined whereas the male wage rose. This explains why the wage disparity between sex increased in 60s.

(2) In 70s, both demands for male and female college graduates decreased and both supply of male and female college graduates increased, except for 1975. However, the demand for female high school graduates rose and their supply declined, causing the male and female wage differentials to decrease in 70s.

(3) In 80s, both demands for male and female high school graduates decreased. However the supply of female high school graduates decreased in the first half of 80s whereas the supply of male high school graduates increased. The decrease of demand for both sexes caused both wages to decrease. The different high-school graduate's labor supply behaviors between sexes however caused the female wage to increase and the male wage to decrease, thus lowering the wage disparity between sexes of high-school graduates. This finding accounts for the fact in 80s stated above.

4 Conclusion

This paper presents the methodology to identify the supply and demand shift variables without identifying the full system but by assuming upward-sloping supply and downward-sloping demand curves. Employing this methodology and the US postwar Panel data on consumption goods and labor supply, this paper estimates the supply and demand shift variables to clarify the sources of business cycle fluctuation and the sources of the relative wage changes of between-group. This paper therefore provides another viewpoint tackling identification of shocks and shift variables, that is, fully nonparametric methods.

Since the assumption for identification is less restrictive than the existing parametric approach, the presented methodology estimates the bounds on shift variables but cannot pin them down. Instead, introducing additional assumptions narrows the bounds. However, what assumptions are proper to introduce and in what degree the introduced assumptions narrow the estimates of the bounds are important inquiries from theoretical and policy-making perspectives.

The lag structure needs to be specified for estimation of shocks when shocks and variables are considered to be time-dependent. It is better that the lag structure can be also nonparametrically estimated.

These topics, however, are left for future research.

5 Appendix

Proof of Proposition 1.

Since f is monotone increasing in p , for any real number α ,

Thus,

$$\begin{cases} (q, p) \in SE(\alpha) \Rightarrow u > \alpha \\ (q, p) \in NW(\alpha) \Rightarrow u < \alpha. \end{cases}$$

Thus,

$$P((q, p) \in SE(\alpha)) \leq P(u > \alpha) \leq 1 - P((q, p) \in NW(\alpha))$$

These bounds are sharp, since the empirical evidence and prior information are consistent with the hypothesis $\{(q, p) \in SE(\alpha)\}$ and the hypothesis $\{(q, p) \in NW(\alpha)\}$.

Since g is monotone decreasing in p , for any real number α ,

$$\begin{cases} (q, p) \in NE(\alpha) \Rightarrow v > \alpha \\ (q, p) \in SW(\alpha) \Rightarrow v < \alpha. \end{cases}$$

Thus,

$$P((q, p) \in NE(\alpha)) \leq P(v > \alpha) \leq 1 - P((q, p) \in SW(\alpha))$$

These bounds are sharp, since the empirical evidence and prior information are consistent with the hypothesis $\{(q, p) \in NE(\alpha)\}$ and the hypothesis $\{(q, p) \in SW(\alpha)\}$. Q.E.D.

Proof of Lemma 3.

Corollary 2 and the definition of α_1 imply that

$$P((q, p) \in NW(\bar{u})) \leq F_u(\bar{u}) = 0.5 = P((q, p) \in NW(\alpha_1)).$$

Since $P((q, p) \in NW(\alpha))$ is increasing in α and $F_u(\alpha)$ is strictly increasing in α in the neighborhood of \bar{u} ,

$$\bar{u} \leq \alpha_1.$$

Corollary 2 and the definition of α_2 imply that

$$1 - P((q, p) \in SE(\alpha_2)) = 0.5 = F_u(\bar{u}) \leq 1 - P((q, p) \in SE(\bar{u})).$$

Since $P((q, p) \in SE(\alpha))$ is decreasing in α and $F_u(\alpha)$ is strictly increasing in α in the neighborhood of \bar{u} ,

$$\alpha_2 \leq \bar{u}.$$

Hence,

$$\alpha_2 \leq \bar{u} \leq \alpha_1.$$

Q.E.D.

Proof of Lemma 4.

Define the γ quantile of F_u as m_γ^u .

Corollary 2 and the definition of α_1 imply that

$$P((q, p) \in NW(m_\gamma^u)) \leq F_u(m_\gamma^u) = \gamma = P((q, p) \in NW(\alpha_1(\gamma))).$$

Since $P((q, p) \in NW(\alpha))$ is increasing in α and $F_u(\alpha)$ is strictly increasing in α ,

$$m_\gamma^u \leq \alpha_1(\gamma).$$

Corollary 2 and the definition of $\alpha_2(\gamma)$ imply that

$$1 - P((q, p) \in SE(\alpha_2(\gamma))) = \gamma = F_u(m_\gamma^u) \leq 1 - P((q, p) \in SE(m_\gamma^u)).$$

Since $P((q, p) \in SE(\alpha))$ is decreasing in α and $F_u(\alpha)$ is strictly increasing in α ,

$$\alpha_2(\gamma) \leq m_\gamma^u.$$

Hence,

$$\alpha_2(\gamma) \leq m_\gamma^u \leq \alpha_1(\gamma).$$

Subtracting \bar{u} from both sides,

$$\alpha_2(\gamma) - \bar{u} \leq m_\gamma^u - \bar{u} \leq \alpha_1(\gamma) - \bar{u}. \quad (8)$$

Similarly for the $(1 - \gamma)$ quantile of F_u ,

$$\begin{aligned} P((q, p) \in NW(m_{1-\gamma}^u)) &\leq F_u(m_{1-\gamma}^u) = 1 - \gamma = P((q, p) \in NW(\alpha_3(\gamma))). \\ 1 - P((q, p) \in SE(\alpha_4(\gamma))) &= 1 - \gamma = F_u(m_{1-\gamma}^u) \leq 1 - P((q, p) \in SE(m_{1-\gamma}^u)). \end{aligned}$$

Hence,

$$\alpha_4(\gamma) \leq m_{1-\gamma}^u \leq \alpha_3(\gamma).$$

Thus,

$$\alpha_4(\gamma) - \bar{u} \leq m_{1-\gamma}^u - \bar{u} \leq \alpha_3(\gamma) - \bar{u}. \quad (9)$$

Since the symmetry of the distribution of u around \bar{u} imply $m_{1-\gamma}^u - \bar{u} = -(m_{1-\gamma}^u - \bar{u})$, equations (8) and (9) imply that

$$(\alpha_2(\gamma) + \alpha_4(\gamma)) / 2 \leq \bar{u} \leq (\alpha_1(\gamma) + \alpha_3(\gamma)) / 2. \quad (10)$$

Since equation (10) holds for any γ ,

$$\max_{\gamma} [(\alpha_2(\gamma) + \alpha_4(\gamma)) / 2] \leq \bar{u} \leq \min_{\gamma} [(\alpha_1(\gamma) + \alpha_3(\gamma)) / 2].$$

Similarly for \bar{v} , since $P((q, p) \in Sw(\alpha))$ and $P((q, p) \in NE(\alpha))$ are increasing and decreasing in α , respectively,

$$\max_{\gamma} [(\beta_2(\gamma) + \beta_4(\gamma)) / 2] \leq \bar{v} \leq \min_{\gamma} [(\beta_1(\gamma) + \beta_3(\gamma)) / 2].$$

Q.E.D.

Proof of Lemma 5.

Since $F_u(\alpha) = \widetilde{F}_u(\alpha - \bar{u})$, Corollary 2 implies that

$$P((q, p) \in NW(\alpha)) \leq \widetilde{F}_u(\alpha - \bar{u}) \leq 1 - P((q, p) \in SE(\alpha)).$$

Since \widetilde{F}_u is known, taking inverse of \widetilde{F}_u ,

$$\widetilde{F}_u^{-1} [P((q, p) \in NW(\alpha))] \leq \alpha - \bar{u} \leq \widetilde{F}_u^{-1} [1 - P((q, p) \in SE(\alpha))].$$

I.e.,

$$\alpha - \widetilde{F}_u^{-1} [1 - P((q, p) \in SE(\alpha))] \leq \bar{u} \leq \alpha - \widetilde{F}_u^{-1} [P((q, p) \in NW(\alpha))].$$

Since it holds for any real number α ,

$$\max_{\alpha} \left\{ \alpha - \widetilde{F}_u^{-1} [1 - P((q, p) \in SE(\alpha))] \right\} \leq \bar{u} \leq \min_{\alpha} \left\{ \alpha - \widetilde{F}_u^{-1} [P((q, p) \in NW(\alpha))] \right\}.$$

Similarly, since $F_v(\alpha) = \widetilde{F}_v(\alpha - \bar{u})$ and \widetilde{F}_v is known,

$$\max_{\alpha} \left\{ \alpha - \widetilde{F}_v^{-1} [1 - P((q, p) \in SW(\alpha))] \right\} \leq \bar{v} \leq \min_{\alpha} \left\{ \alpha - \widetilde{F}_v^{-1} [P((q, p) \in NE(\alpha))] \right\}.$$

Q.E.D.

References

- [1] **Bayumi, Tamin and Eichengreen, Barry**, "Monetary and Exchange Rate Arrangements for NAFTA" *Journal of Development Economics*, 1994, 43, 125-165.
- [2] **Blau, Francine D., and Kahn, Lawrence M.** "Institutions and Laws in the Labor Market," *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, O. Ashenfelter and D. Card eds. (Amsterdam, Netherlands: Elsevier, 1999).
- [3] **Blanchard, Jean Olivier and Quah, Danny**, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, September 1989, 79, 655-673.
- [4] **Gali, Jordi**, "How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data?," *Quarterly Journal of Economics*, May 1992, 709-738.
- [5] **Katz, Lawrence F., and Autor, David H.**, "Changes in the Wages Structure and Earnings Inequality," *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, O. Ashenfelter and D. Card eds. (Amsterdam, Netherlands: Elsevier, 1999)
- [6] **Katz, Lawrence F., and Murphy, Kevin M.** "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors" *Quarterly Journal of Economics*, February 1992, 35-78.
- [7] **Manski, Charles F.** "Monotone Treatment Response," *Econometrica*, November 1997, 65, 1311-34.
- [8] **Manski, Charles F. and Pepper, John.** "Monotone Instrumental Variables: With an Application to the Returns to Schooling," *Econometrica*, July 2000, 68, 4, 997-1010.
- [9] **Murphy, Kevin M., W. Craig Riddell and Paul M. Romer**, "Wages, Skills, and Technology in the United States and Canada," *NBER Work-*

ing Paper 6638, July 1998.

- [10] **Murphy, Kevin M., and Welch, Finis**, "The Structure of Wages"
Quarterly Journal of Economics, February 1992, 285-326.
- [11] **Sapiro, Matthew D., and Watson, Mark W.**, "Sources of Business Cycle Fluctuations," *Macroeconomics Annual 1988*, S. Fischer, eds. (Cambridge, MA: M.I.T. Press, 1988)

Figure 1.

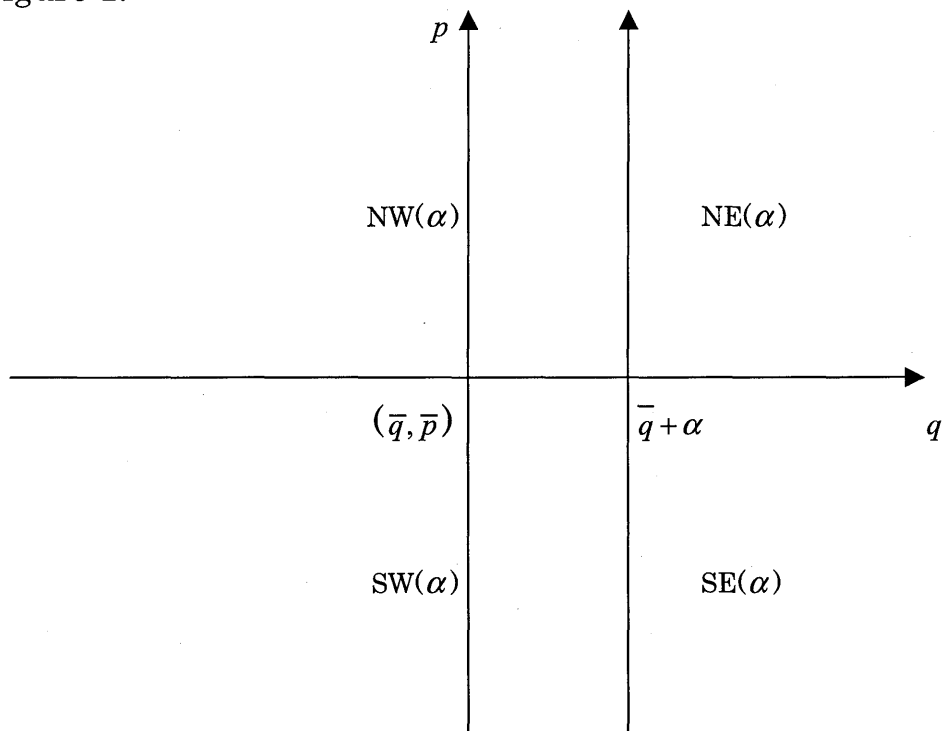
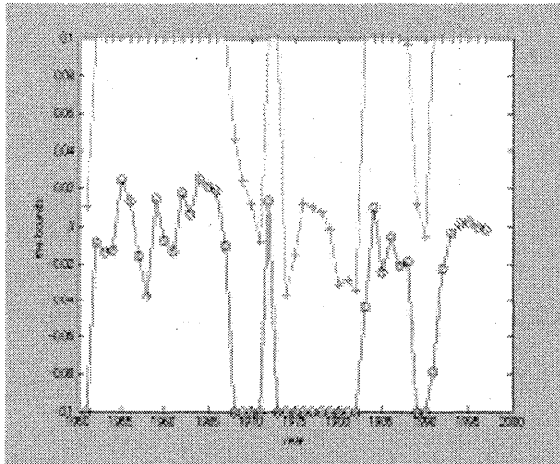
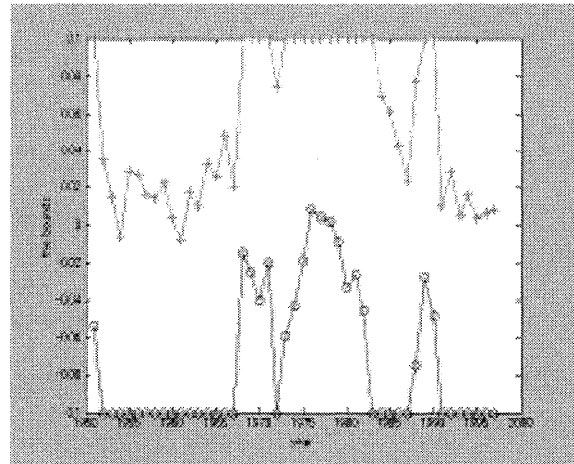


Figure 2. Macro supply and demand shocks

(a) Supply shocks



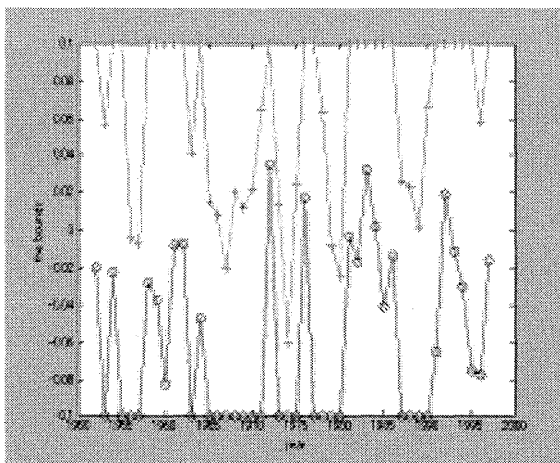
(b) Demand shocks



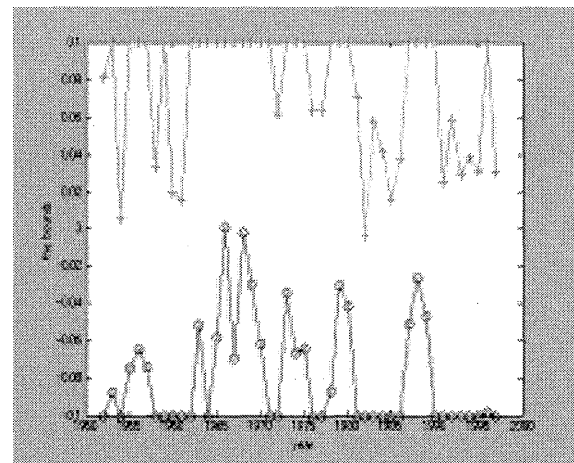
Note. It is assumed that the median of the disturbances is zero and the expectation is the mean over time.

Figure 3. Macro supply and demand shocks

(a) Supply shocks



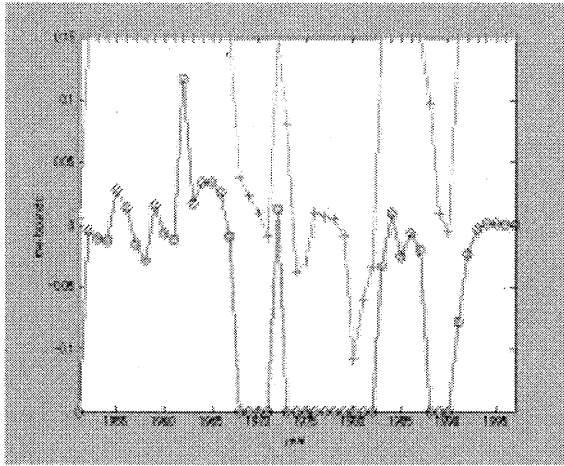
(b) Demand shocks



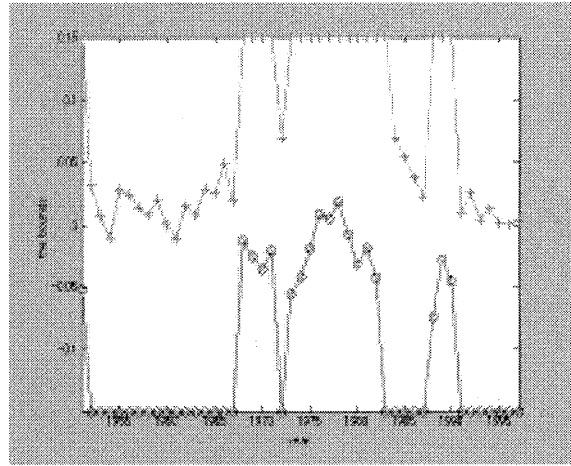
Note. It is assumed that the median of the disturbances is zero and the expectation is a lagged variable.

Figure 4. Macro supply and demand shocks

(a) Supply shocks



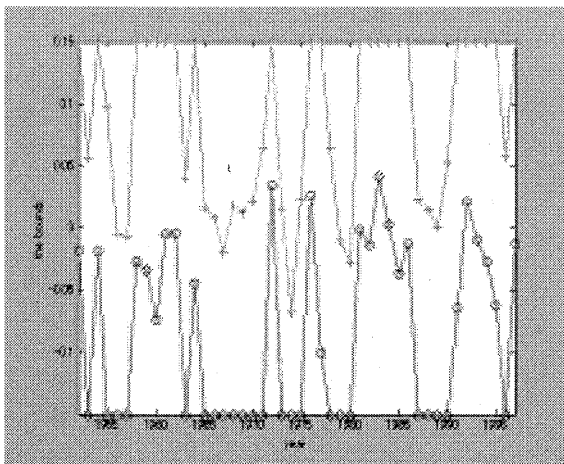
(b) Demand Shocks



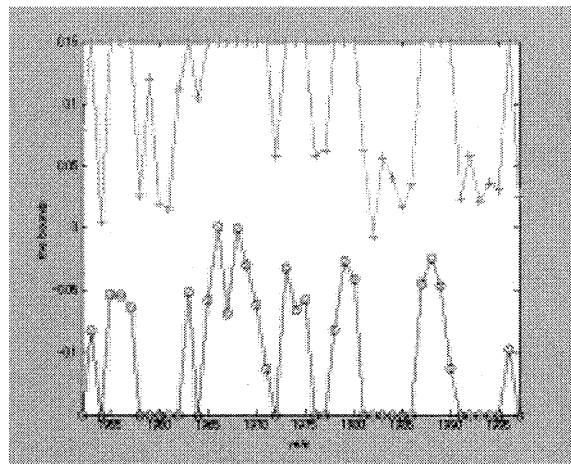
Note. It is assumed that the disturbances are symmetric around zero median and the expectation is the mean over time.

Figure 5. Macro supply and demand shocks

(a) Supply shocks



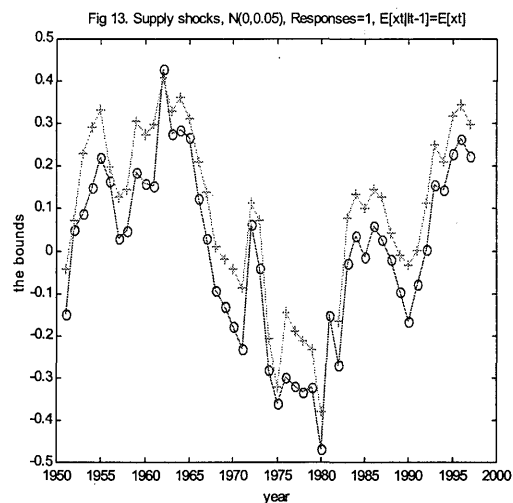
(b) Demand Shocks



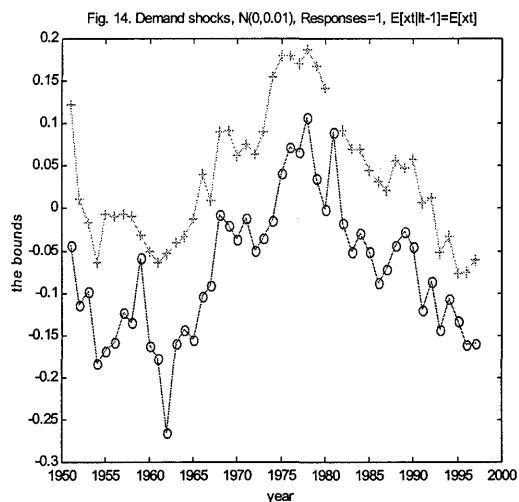
Note. It is assumed that the disturbances are symmetric around zero median and the expectation is a lagged variable.

Figure 6. Macro supply and demand shocks

(a) Supply shocks



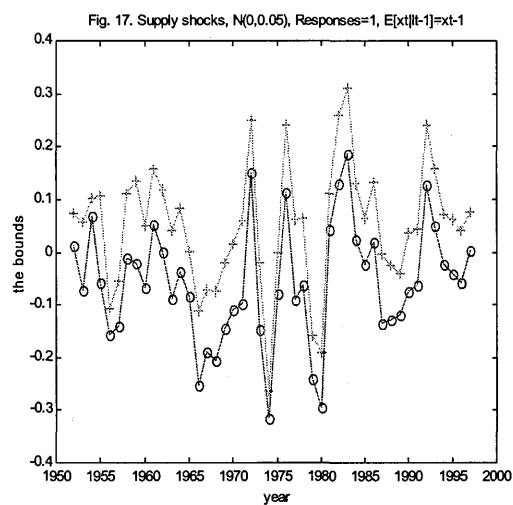
(b) Demand Shocks



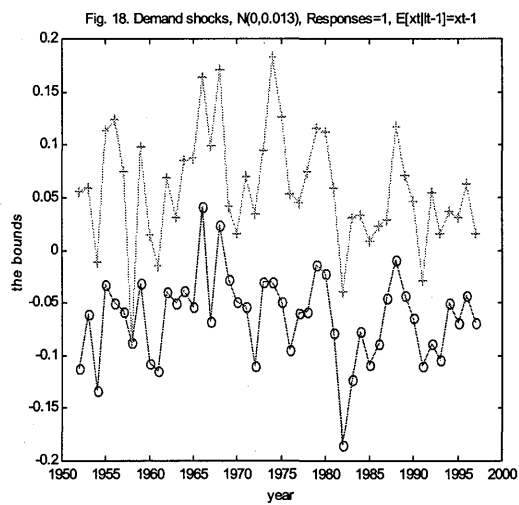
Note. It is assumed that the disturbances follow a normal distribution with zero mean and the expectation is the mean over time.

Figure 7. Macro supply and demand shocks

(a) Supply shocks



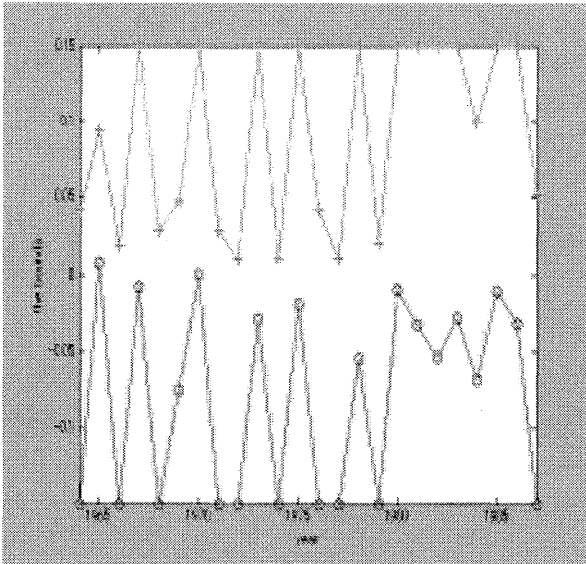
(b) Demand shocks



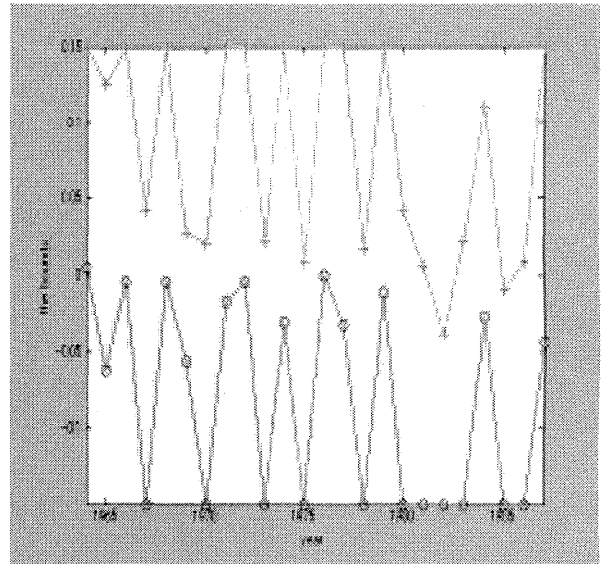
Note. It is assumed that the disturbances follow a normal distribution with zero mean and the expectation is a lagged variable.

Figure 8. Male High School equivalents

(a) Labor supply shifter



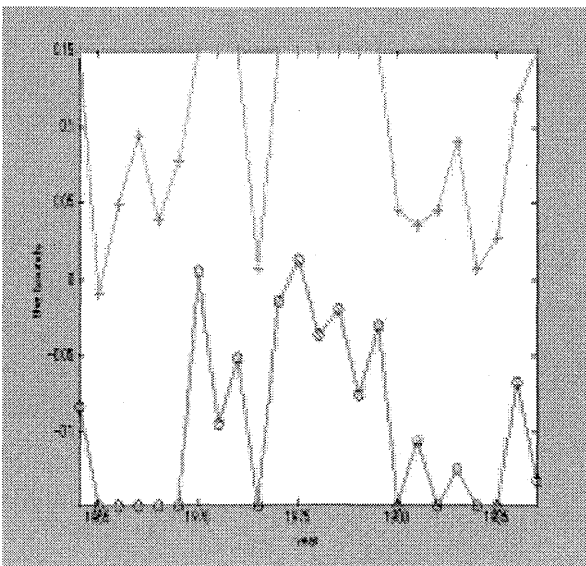
(b) Labor demand shifter



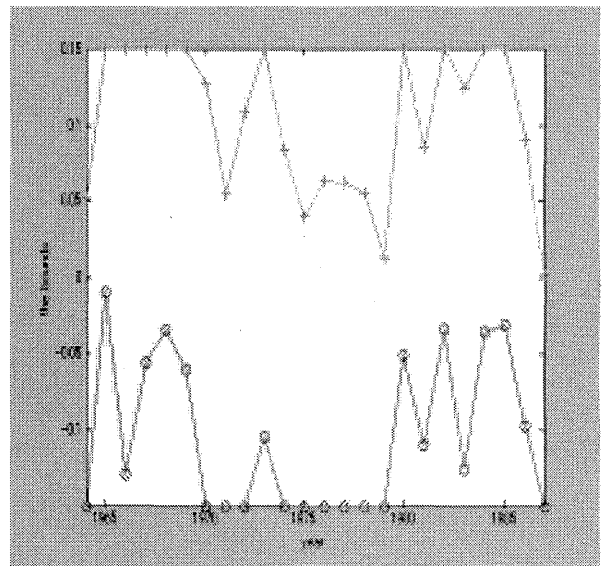
Note. It is assumed that the median of the disturbances is zero.

Figure 9. Male College equivalents

(a) Labor supply shifter



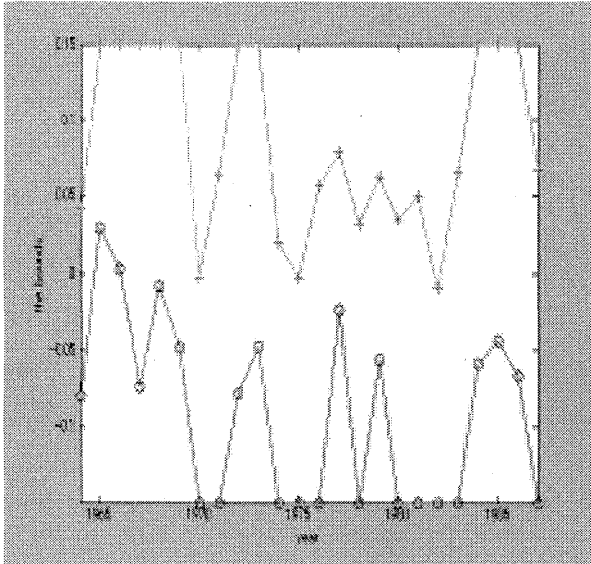
(b) Labor demand shifter



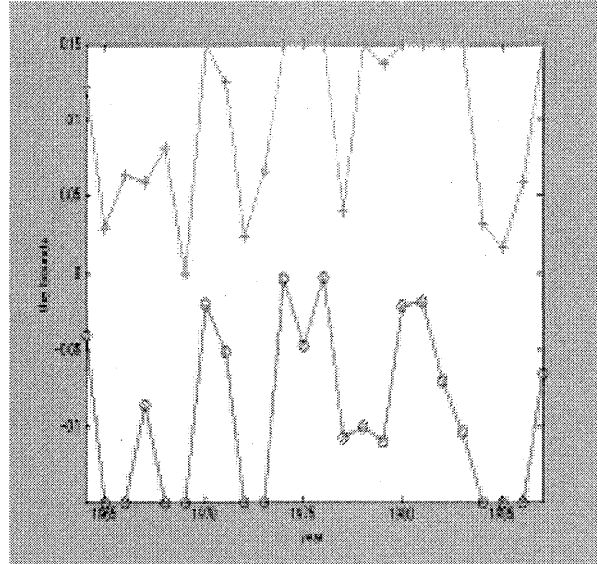
Note: See the footnote of figure 8.

Figure 10. Female High School equivalents

(a) Labor supply shifter



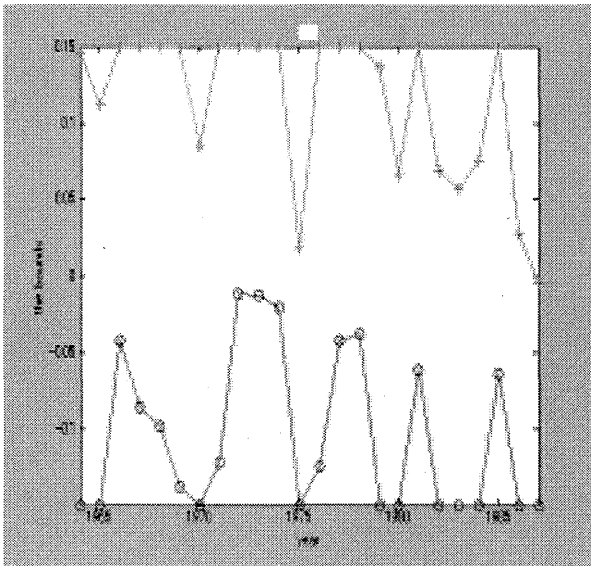
(b) Labor demand shifter



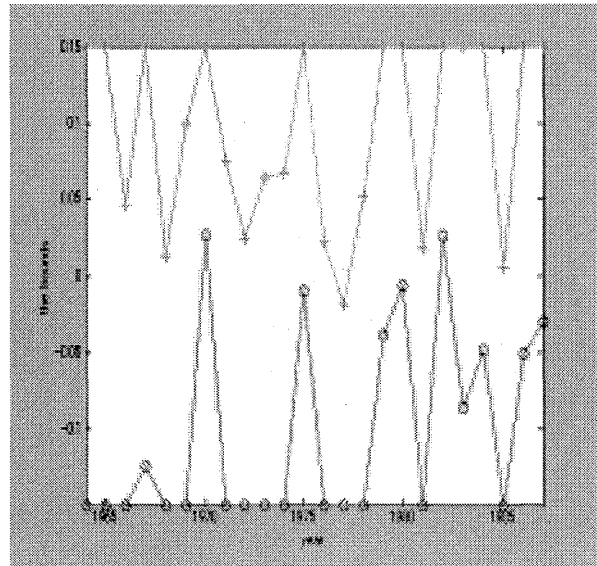
Note: See the footnote of figure 8.

Figure 11. Female College equivalents

(a) Labor supply shifter



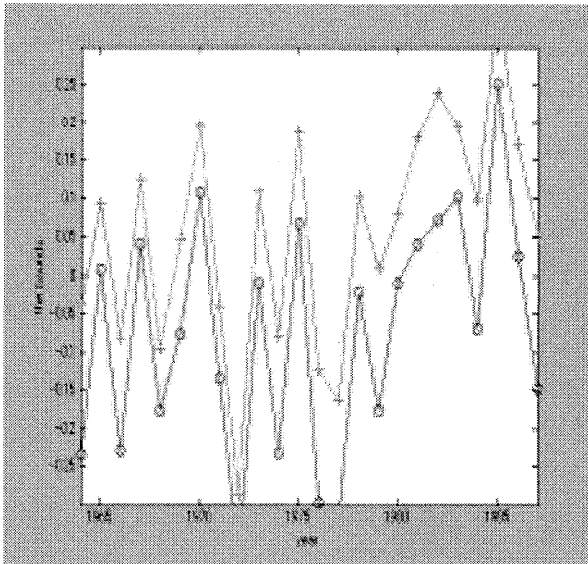
(b) Labor demand shifter



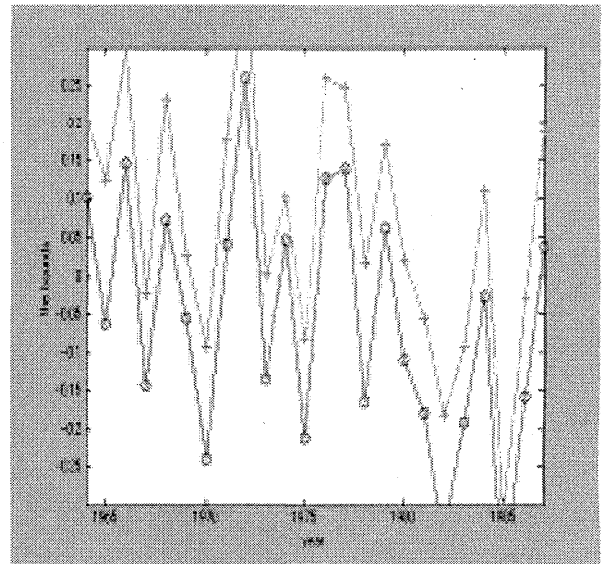
Note: See the footnote of figure 8.

Figure 12. Male High School equivalents

(a) Labor supply shifter



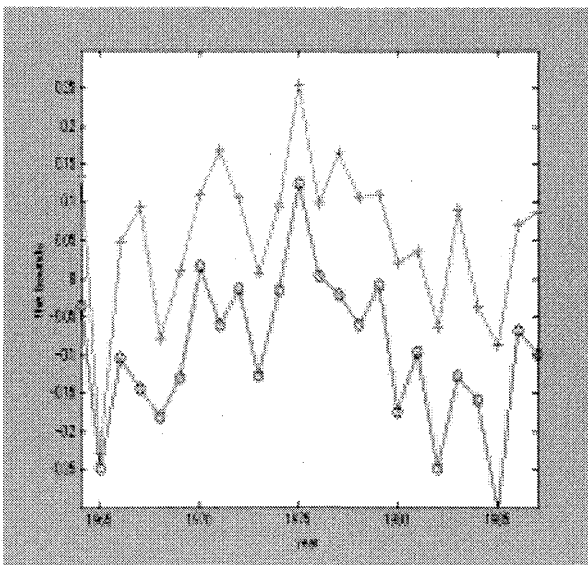
(b) Labor demand shifter



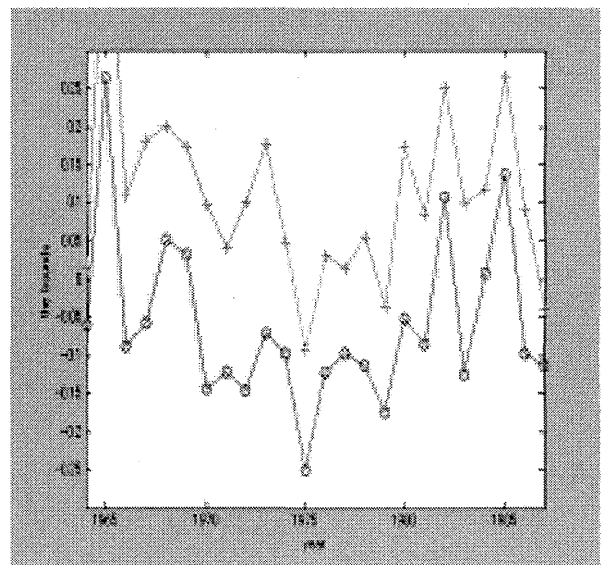
Note: It is assumed that the disturbances follow a normal distribution.

Figure 13. Male College equivalents

(a) Labor supply shifter



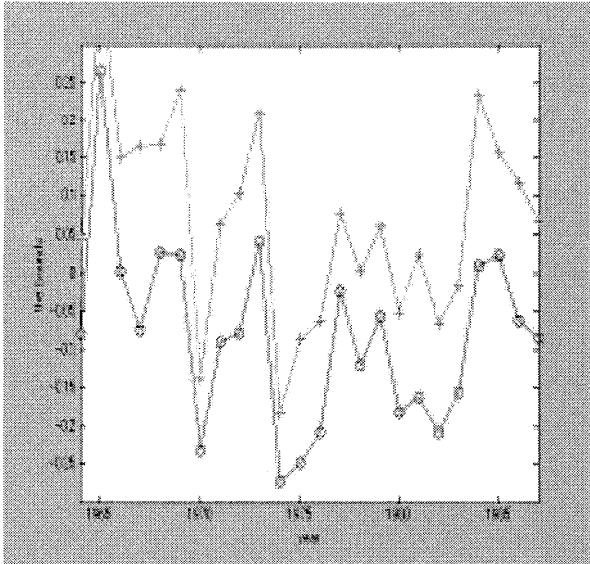
(b) Labor demand shifter



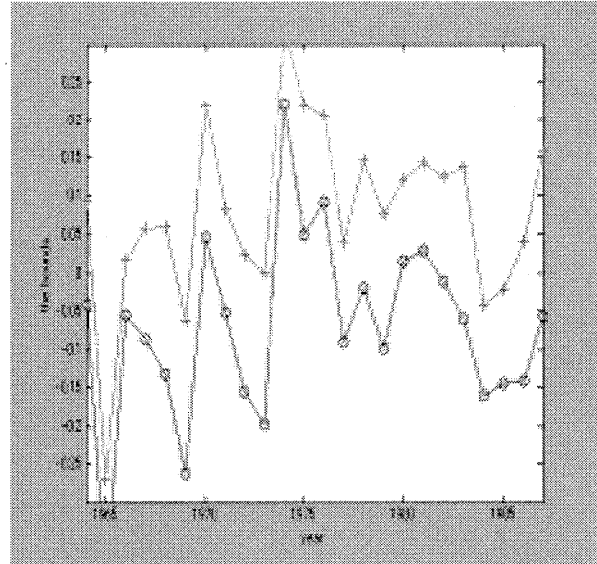
Note: See the footnote of figure 12.

Figure 14. Female High School equivalents

(a) Labor supply shifter



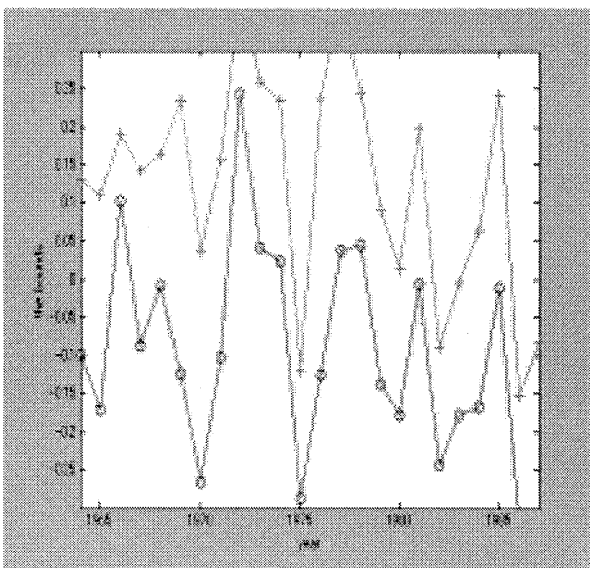
(b) Labor demand shifter



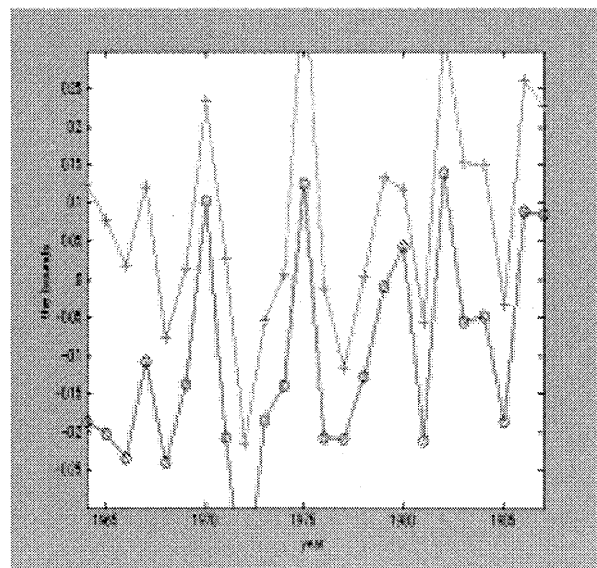
Note: See the footnote of figure 12.

Figure 15. Female College equivalents

(a) Labor supply shifter



(b) Labor demand shifter



Note: See the footnote of figure 12.