

大阪学院大学

経 済 論 集

第33巻第1・2号

明石喜彬先生 退職記念号

2019年12月

大阪学院大学 経済学会

明石喜彬先生
退職記念号



明石喜彬先生近影

献 辞

明石喜彬先生は平成30年3月末日をもちまして大阪学院大学をご退職なされました。大阪学院大学経済学会は、明石先生のご在職中における教育・研究に対する多大なご功績に敬意を表しますとともに、心から感謝を申し上げます。

明石先生は福岡県にお生まれになり、昭和42年に下関市立大学経済学部をご卒業後、大阪府立大学大学院経済学研究科修士課程および博士課程に進学されました。その後、昭和45年に下関市立大学経済学部専任講師として赴任され、昭和50年に経済学部助教授になられました。昭和53年には本学経済学部助教授として赴任され、これまで経済学部の教育と研究において、経済理論というその根幹部分を初期から支えてこられました。同時に、本学大学院経済学研究科においても研究指導に情熱を注いでこられました。また、二度の在外研究にも従事されておられます。特に、二度目の留学先であるスウェーデン Växjö 大学においては、visiting professorとして高い評価のもとで在外研究を行っておられました。

先生は学生教育にも多大な熱意を持って取り組まれてこられました。経済理論という学生にとって、ともすれば取り組みにくい分野において、簡潔かつ洗練された表現によりその要点を解説したテキストを執筆されておられます。『現代経済学入門』（昭和54年）、『経済原論』（昭和61年）、『経済原論 新版』（平成12年）、『コンパクト経済学 ミクロ・マクロの基本80』（平成28年）のご著書は学生の必読書となっております。

先生のご研究範囲は非常に多岐にわたり、所得分配理論をはじめとして、技術進歩のマクロ経済学視点からの考察、最適分配、産業構造の分析、賃金決定や在庫理論を含む労働経済分野について、細かな理論考察がなされています。また、労働データを用いた実証研究も実施されています。先生の学術論文及び学術書における非常に深い考察に触れますと、現在のスピードを重視し論文を多産する研究者の姿勢とは全く異なっており、研究に従事する者がいま一度原

点に立ち戻り丁寧に研究をすべきことをご教示されているように感じます。

ご退職後も明石先生におかれましては、今後のさらなるご活躍とご健勝を心からお祈り申し上げます。ここに退職記念号を刊行し捧げたいと思います。

令和2年1月

大阪学院大学経済学会会長 松 木 隆

目 次

献 辞	松 木 隆
-----------	-------

論 説

関西マクロデータの四半期化と統計的性質の検証 －景気循環の観点から－	岡 野 光 洋..... 1
---	----------------

アイルランド大飢饉の研究動向 ——歴史研究と歴史認識	武 井 章 弘..... 33 勝 田 俊 輔
-------------------------------------	----------------------------

Does sectoral productivity convergence promote per capita output convergence in the country level across Asian countries?	松 木 隆..... 51
--	---------------

ケインズの失業について	宇佐美 竜 一..... 83
-------------------	-----------------

研究ノート

動的幾何学ソフトウェアの経済学教育への活用研究 ...	中 川 義 行..... 101 鎌 苅 宏 司
-----------------------------	-----------------------------

あとがき	宇佐美 竜 一
------------	---------

関西マクロデータの四半期化と統計的性質の検証^{*} －景気循環の観点から－

岡 野 光 洋[†]

論文要旨

本稿では、地域統計の理活用促進の観点から、次の2点を行った。1) 関西地域を対象としてマクロデータ（GDP、消費、設備投資、住宅投資、公共投資、政府支出）を四半期分割し、2) 作成された四半期データについて、コメントなどの統計的性質を全国の四半期データと比較するとともに、先行研究で示された新興国や先進国の結果と比較した。本稿の分析の結果、以下のことが確認された。まず、本稿で作成された関西の四半期マクロデータから計算された統計量、すなわち標準偏差や相関係数、系列相関は概ね全国と同様の値を示しており、またこれらは先進国グループの値とほぼ同程度であった。次に、関西では消費や設備投資の変動が、対GDPで全国より小さいことが確認された。

キーワード：四半期GDP、関西経済、地域別支出総合指数

JEL分類番号：C13, R11, M40.

^{*} 本稿の作成にあたり、稲田義久先生（甲南大学）、松林洋一先生（神戸大学）、井田大輔先生（桃山学院大学）から有益なコメントをいただきました。また、木下祐輔氏（アジア太平洋研究所）からも本稿の作成にあたりご尽力いただきました。ここに記して感謝いたします。本論文におけるありうべき誤りはすべて筆者の責任です。

[†] 大阪学院大学経済学部准教授 okano@ogu.ac.jp

1 はじめに

地域の経済情勢を把握するうえで最も重要な統計の一つに、内閣府「県民経済計算」がある。これは内閣府「国民経済計算」の都道府県版・地域版であり、都道府県別GDP（または、GRP：Gross Regional Product¹⁾）を生産側、支出側、分配側からそれぞれ推計するものである。

県民経済計算は、年度ごとの低頻度データしか利用可能でなく²⁾、また、47都道府県全ての確報値を参照できるようになるのが当該期間終了からほぼ2年後（佐藤、2010）と時間的なラグがあることから、県民経済計算の積極的活用には課題が残る。

これらの課題のうち、低頻度データしか利用できないという課題については、いくつかの都道府県が独自に四半期別GDP速報（QE）を作成・公表することで改善を図っている。他にも、山澤（2014）は都道府県別月次GDPを独自に推計・公表している。また岡野・稲田（2017）では、関西GDPの支出側系列から4つの系列、すなわち民間最終消費支出（以下、消費支出）、民間企業設備（以下、設備投資）、民間住宅（以下、住宅投資）、公的固定資本形成（以下、公共投資）を取り上げ、これらの四半期化を試みている³⁾。また、公表までの時間的ラグの問題に対しては、稲田・小川（2013）が地域GDPの早期推計を試みている。

このような背景をふまえ、本稿では関西地域を対象として、岡野・稲田（2017）をベースにいくつかの拡張を行う。さらに、推定された四半期データに基づいてマクロ経済的特徴について検証する。岡野・稲田（2017）との違い

-
- 1) 一国内における総生産をGDPと呼ぶのに対して、地域内の総生産を域内総生産（GRP）と呼ぶことが一般的であるが、本稿では特に両者を区別せずGDPと呼ぶ。
 - 2) 国民経済計算では、四半期ごとのデータが利用可能である。
 - 3) こうした問題を巡る背景や高頻度データ作成の現状と課題については、岡野（2017）や岡野・稲田（2017）を参照されたい。

は、主に次の3つである。第1に、分析手法の違いである。本稿では岡野・稲田（2017）と同様に、関西GDPの年度系列を四半期に分割するが、その手法として、岡野・稲田（2017）で採用されたプロラタ法だけでなく、デントン法⁴⁾やチャウ・リン法⁵⁾といった他の手法も用いる。このことにより、複数の系列を比較検証することが可能になる⁶⁾。第2に、本稿では消費、設備投資、住宅投資、公共投資の4つに加えて、GDPおよび政府最終消費支出（以下、政府支出）も新たに四半期分割を試みる。この新たな分割の結果は、次に述べる比較分析において利用される。第3に、本稿では作成された四半期データを用いて、いくつかのマクロ経済的な特徴を確認することである。まず、推定された四半期データの推移を、全国の対応する値の推移と比較する。次に、Uribe and Schmitt-Grohé（2017）で用いられている、モーメントなどの景気循環的特徴を参考に、これを関西の四半期系列および全国の四半期系列においても導出する。その結果を、Uribe and Schmitt-Grohé（2017）の比較検討する。

本稿の特色は次の2点である。1点目は、関西のマクロデータを四半期化するという試みそのものである。関西のマクロデータを四半期化した例は少なく、従って、景気循環理論の観点から地域経済マクロデータを比較した研究もほとんどないと思われる。2点目は、モーメントの比較を行うことである。新興国や先進国との間でモーメントの比較を行った先行研究は散見されるが、地域を対象とした比較研究はあまり例がない。本稿で作成された地域四半期データは、VARモデルを使った実証分析や、全要素生産性（TFP）の推定などの分野での活用が期待される⁷⁾。

4) Denton（1971）を参照。厳密に言えば、本稿で採用するのはデントン法を修正したDenton-Chollete法である。Denton-Chollete法の詳細についてはDagum and Cholette（2006）を参照のこと。

5) Chow and Lin（1971）を参照。

6) 岡野（2017）では日本の四半期GDPを用いて、これらの分割手法を用いることによる結果の違いなどについていくつかの検討を行っている。

7) この応用として、松林他（2018）では、本稿や岡野・稲田（2017）による四半期分割の

本稿の分析の結果、主に次の3つが確認された。第1に、本稿で作成された関西の四半期マクロデータから計算された統計量、すなわち標準偏差や相関係数、系列相関は概ね全国と同様の値を示しており、かつこれらは先進国グループの値とほぼ同程度であることから、本稿で示した四半期分割の手法に一定の妥当性が認められた。第2に、分割手法間の比較においては、本稿の分析の限りにおいてはチャウ・リン法の妥当性が最も高いことが確認された。第3に、関西では、消費や設備投資の変動が対GDP比で全国より小さいことが確認された。

以下に本稿の構成を述べる。第2節では、関西マクロデータの四半期化を行う。四半期化の手法についての概要を説明したのち、消費、設備投資、住宅投資、公共投資、GDP、政府支出の四半期分割を行う。第3節では、作成した四半期データを全国や世界の経済と比較可能な形に変換する。すなわち、データを、人口で除して1人あたり系列に基準化したのち、HPフィルターを用いてトレンド成分を取り除く。これを用いて標準偏差や相関係数などの記述統計量を計算し、全国や世界経済と比較する。これにより、四半期分割の妥当性や関西経済の特徴などについて議論する。第4節で結論と今後の課題を述べる。

2 関西マクロデータの四半期化

2.1 四半期化の概要

本稿で四半期分割を行うのは、GDP、消費、設備投資、住宅投資、公共投資、政府支出の6つである。これらは、内閣府「県民経済計算」の支出側系列（実質：固定基準年方式）から県内総支出、民間最終消費支出、民間企業設備、

手法をベースに関西四半期マクロデータを作成し、それを中規模DSGEモデルに注入することで、関西における流動性制約家計の割合や投資の調整コストなどをベイズ推定している。

民間住宅、公的固定資本形成、政府最終消費支出を用いる。またこれらは、以下の4つの系列を平成12年基準実質値に変換したうえで接続したものを用いる。すなわち、1) 93SNA、平成17年基準（2001年度－2013年度） 2) 93SNA、平成12年基準（1996年度－2009年度） 3) 93SNA、平成7年基準（1990年度－2003年度） 4) 68SNA、平成2年基準（1975年度－1999年度）である⁸⁾。

日本におけるGDP推計などでは、四半期分割の手法として、プロラタ法、デントン法（Denton, 1971）などが広く利用されている。また、線形回帰モデルを利用したチャウ・リン法（Chow and Lin, 1971）や、その派生による分割手法も良く知られている⁹⁾。したがって本稿でもこれらの手法を採用する。

こうした手法を適用するには、何らかの補助系列を参照する必要がある。本稿では、消費、設備投資、住宅投資、公共投資の補助系列に、内閣府「地域別支出総合指数（RDEI）」の近畿ブロック（季節調整済み実質値）の四半期平均値を用いる¹⁰⁾。それぞれ、地域別消費総合指数、地域別設備投資総合指数、地域別住宅投資総合指数、地域別公共投資総合指数と対応する。なおRDEIは2002年以前のデータが利用できないため、2002年以前の値については別途独自

8) 異なるSNA系列を接続する方法として、本稿では平成12年基準にそろえる形で比率を計算している。具体的には、次の通りである。A：93SNA、平成12年基準、B：93SNA、平成17年基準とすると、AとBの共通する最新年度（=2009年度）の値を基準として比率（A/B）をとる。次に、系列Bに求めた比率（A/B）をかけ、系列B'を求める。最後に、AとBの共通期間については系列Aを採用し、Bに含まれAに含まれない期間についてはB'を採用して接続し、これをA'とする。以下同様に、2003年度を基準年としてA'と93SNA、平成7年基準系列を接続し、さらにこれを、1999年度を基準年として68SNA、平成2年基準系列と接続する。

9) 国友・川崎（2011）はGDP推計を巡る問題点の整理や、GDPの推計に関連するデントン法、チャウ・リン法などの解説を行っている。また岡野（2017）では国民経済計算から四半期系列の年度合計値を用いて、地域別支出総合指数を補助系列としてプロラタ法、デントン法、チャウ・リン法などによる四半期分割を行い、これを元の四半期系列と比較することで各手法のパフォーマンスを比較している。

10) RDEIについては田邊他（2012）を参照されたい。

に推計を行う（2.2節、2.3節、2.4節を参照）。なおこれら3つの系列については、岡野・稲田（2017）で既に四半期分割を行っているため、本稿においてもその値を参照する。分割手法の詳細については岡野・稲田（2017）、岡野（2017）を参照のこと。

GDP、政府支出については、RDEIに対応するものがないので、RDEIとは別の補助系列を検討する必要がある。この問題に対して、例えば山澤（2014）などは、政府支出パターンを個別に推計して求めている。また稲田・小川（2013）では、関西各府県のGDPをそれに対応する各県に対応するCI一致指数の複数系列を用いて、GDP早期推計として作成・公表している。本稿では、簡便的な方法として、GDPの補助系列に鉱工業生産指数を、政府支出の補助系列には全国の政府支出の四半期系列を用いる。これらの詳細については後述する。

なお図1に本稿で行うデータ処理のフローを簡潔にまとめているので、必要に応じて参照されたい。以下、消費、設備投資、住宅投資、公共投資、GDP、政府支出の順にみていく。

2.2 消費

消費の四半期分割の補助系列には、地域別消費総合指数（季節調整済み実質値、近畿）を用いる。前述のように地域別消費総合指数には2002年以前のデータがないために、2002年以前については別途推計の上、外挿する必要がある。この推計における説明変数には、近畿経済産業局「商業動態統計」実質大型小売店販売額（季節調整済み系列の2府4県合計値、1981年1月－2013年12月）、および、日本自動車販売協会連合会「新車新規登録台数」（季節調整済み系列の2府4県合計値、1985年1月－2013年12月）を用いる¹¹⁾。推定期間は

11) RDEIを被説明変数とする回帰モデルの推計については、田邊他（2012）、岡野・稲田（2017）を参照。

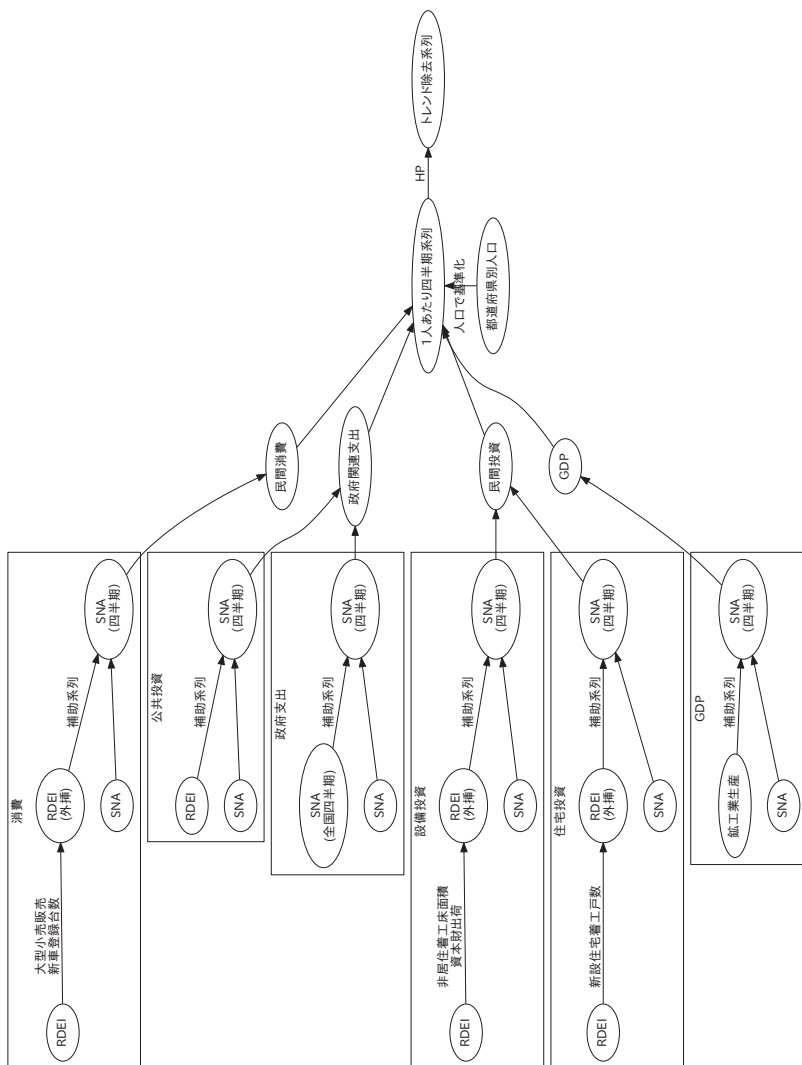


図1 データ処理のフロー図

注：図中の用語については2節、3節を参照のこと。

2002年4月－2005年5月、外挿期間は1985年1月－2002年3月である¹²⁾。外挿された期間を含めると、補助系列全体では1985年1月－2016年12月となる。推計結果の概要を表1に示そう。

これを用いて四半期分割を行う。本稿では、補助系列を用いる分割手法としてプロ・ラタ法、デントン法、チャウ・リン法を用いる¹³⁾。またこれらを、補助系列を用いずに機械的に分割した結果（以下、単純分割法とよぶ）とも比較する。

表1 地域別消費総合指数の推定

	intercept	retail_sale	car_sale
coef	59.062	9.847×10^{-5}	0.0001
t-value	5.777	4.239	1.300
p-value	0.000	0.000	0.202
Adj. R-squared	0.301		

注：地域別消費総合指数の最小2乗推定（2002年4月－2005年5月）。interceptは定数項、retail_saleは季節調整済み実質大型小売店販売額、car_saleは季節調整済み新車新規登録台数を表す。coef、t-value、p-valueはそれぞれ回帰係数の推定値、*t*値、*p*値を表し、Adj. R-squaredは自由度修正済み決定係数を表す。

出所：岡野・稲田（2017）

2.3 設備投資

設備投資の補助系列には、地域別設備投資総合指数（季節調整済み実質値、近畿）を用いる。消費と同様、2002年以前の値については別途推計する。この

12) 本推定では推定可能な期間全体よりも短い推定期間を採用しているが、これは推定モデルの当てはまりの良さを考慮したことによる。

13) ただしここでのデントン法はDenton-Cholletteと呼ばれる、デントン法の派生手法（Dagum and Cholette, 2006）である。

推計の説明変数には、非居住着工床面積と資本財出荷を用いる。なお非居住着工床面積は、国土交通省「建築物着工床面積」の2府4県合計値から「新設住宅着工床面積」の2府4県合計値を差し引いて求める（いずれも季節調整済み系列、1980年1月－2014年1月）。また資本財出荷には近畿経済産業局「鉱工業出荷指数」季節調整済み指数、接続指数（平成22年＝100）の「資本財」を用いる（1993年1月－2012年12月）。推定期間は2002年4月－2012年12月、外挿期間は1993年1月－2002年3月である。外挿期間を接続した補助系列全体では1993年1月－2012年12月となる。推計結果の概要を表2に、四半期分割の結果を図3に示す。

表2 地域別設備投資総合指数の推定

	intercept	nonresi_construction	capital_shipment
coef	39.976	1.136×10^{-5}	0.3946
t-value	10.851	4.558	11.767
p-value	0.000	0.000	0.000
Adj. R-squared	0.626		

注：地域別設備投資総合指数の最小2乗推定（2002年4月－2012年12月）。interceptは定数項、nonresi_constructionは季節調整済み非居住着工床面積、capital_shipmentは季節調整済み資本財出荷指数を表す。coef、t-value、p-valueはそれぞれ回帰係数の推定値、 t 値、 p 値を表し、Adj. R-squaredは自由度修正済み決定係数を表す。

出所：岡野・稲田（2017）

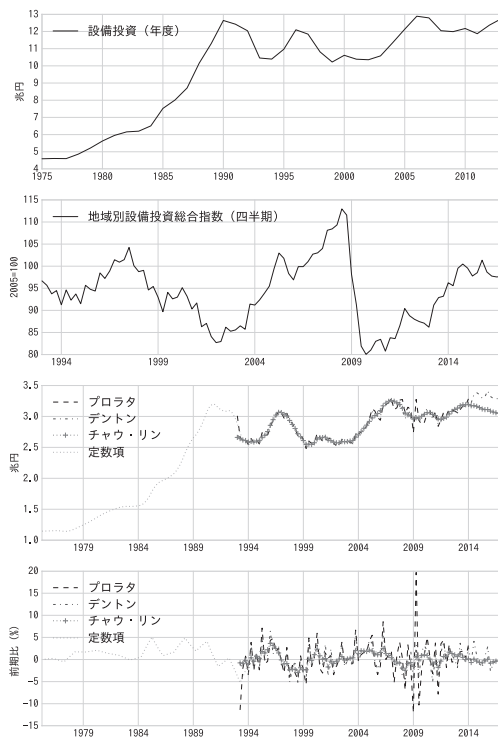


図3 民間企業設備

注：各パネルは上から順に、関西の民間企業設備の年度系列（実質：固定基準年方式）、地域別設備投資総合指数の四半期平均値（季節調整済み実質値）、四半期分割後の系列、およびその前期比成長率（％）を表す。関西の年度系列は、93SNA（平成17年基準）、93SNA（平成12年基準）、93SNA（平成7年基準）、68SNA（平成2年基準）の4系列を平成12年基準実質値に変換したうえで接続している。地域別設備投資総合指数の2002:Q1以前については筆者による推定値である。「プロラタ」「デントン」「チャウリン」「定数項」は関西の年度系列を四半期に分割したものであり、それぞれ、プロ・ラタ法、デントン法、チャウ・リン法、単純分割法を意味する。ただしここでのデントン法はDenton-Cholleteと呼ばれる、デントン法の派生手法（Dagum and Cholette, 2006）である。

出所：内閣府「県民経済計算」「地域別支出総合指数」、国土交通省「建築物着工床面積」「新設住宅着工床面積」、近畿経済産業局「鉱工業出荷指数」より筆者作成。

2.4 住宅投資

住宅投資の補助系列には、地域別住宅投資総合指数（季節調整済み実質値、近畿）を用いる。補助系列の外挿部分の推計には国土交通省「新設住宅着工戸数」季節調整済み月次系列の2府4県合計値（1980年1月－2013年12月を用いる）。推定期間は2002年4月－2013年12月、外挿期間は1980年1月－2002年3月である。外挿期間を接続した補助系列全体では1980年1月－2013年12月となる。推計結果の概要を表3に、四半期分割の結果を図4に示す。

表3 地域別住宅投資総合指数の推定

	intercept	housing_start
coef	19.308	0.005
t-value	5.469	18.801
p-value	0.000	0.000
Adj. R-squared	0.716	

注：地域別住宅投資総合指数の最小2乗推定（2002年4月－2013年12月）。interceptは定数項、housing_startは季節調整済み新設住宅着工戸数を表す。coef、t-value、p-valueはそれぞれ回帰係数の推定値、 t 値、 p 値を表し、Adj. R-squaredは自由度修正済み決定係数を表す。

出所：岡野・稲田（2017）

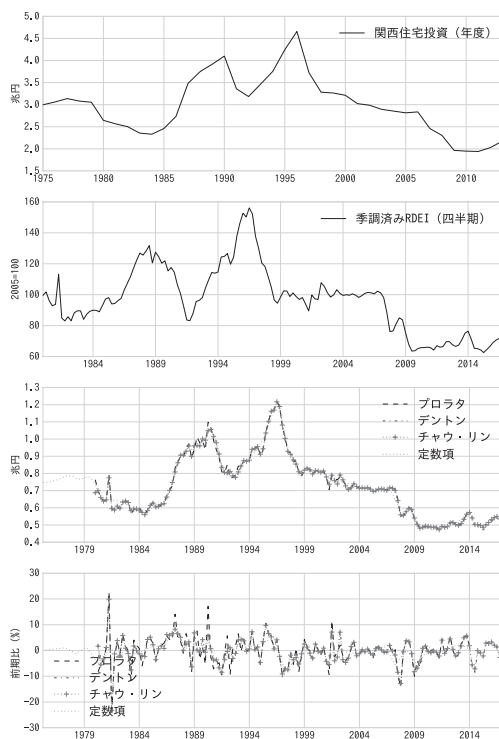


図4 民間住宅

注：各パネルは上から順に、関西の民間住宅の年度系列（実質：固定基準年方式）、地域別住宅投資総合指数の四半期平均値（季節調整済み実質値）、四半期分割後の系列、およびその前期比成長率（％）を表す。関西の年度系列は、93SNA（平成17年基準）、93SNA（平成12年基準）、93SNA（平成7年基準）、68SNA（平成2年基準）の4系列を平成12年基準実質値に変換したうえで接続している。地域別住宅投資総合指数の2002:Q1以前については筆者による推定値である。「プロラタ」「デントン」「チャウ・リン」「定数項」は関西の年度系列を四半期に分割したものであり、それぞれ、プロ・ラタ法、デントン法、チャウ・リン法、単純分割法を意味する。ただしここでのデントン法はDenton-Cholletteと呼ばれる、デントン法の派生手法（Dagum and Cholette, 2006）である。

出所：内閣府「県民経済計算」「地域別支出総合指数」、国土交通省「新設住宅着工戸数」より筆者作成。

2.5 公共投資

公共投資の補助系列には、地域別公共投資総合指数（季節調整済み実質値、近畿）を用いる。これも同様に2002年以前のデータが存在しないが、これを適切かつ簡便な方法で推計することは難しいと想定されるため、本稿では暫定的に、公共投資については2002年4月－2013年12月のみを四半期分割する¹⁴⁾。四半期分割の結果を図5に示す。

2.6 GDP

GDPの補助系列にはRDEIのような適切は補助系列がないので、ここでは代替手段を検討する必要がある。例えば、都道府県レベルであれば内閣府「景気動向指数」のCI（一致系列）を用いることが考えられる（あるいは、CI採用系列を補助系列に採用することができる¹⁵⁾）。しかし関西2府4県を全体としてみたとき、関西地域レベルでのCIは存在しないので、これを直接利用することはできない¹⁶⁾。また全国レベルでみれば、サービス産業も含めた全産業活動指数を利用することも考えられるが、これも同様に関西地域に限定したデータは利用できない。また、消費や設備投資といった個々の支出項目を全て足し合わせてGDPとみなすことも考えられるが、これを求めるには輸出・輸入や移出・移入についても四半期分割を行う必要がある。とくに移出や移入について

14) 例えば外挿のための説明変数には公共工事請負金額などが考えられるが、これは利用可能な期間に制約があるため、直接の適用は難しい。また田邊他（2012）では公共投資指数の作成に国土交通省「建設総統計」公共工事費と、内閣府「機械受注統計」官公需受注額などを利用しているが、建設総統計は、直近1年分の進捗ベースがないため、受注ベースの統計と平均工期とを考慮しなければならず、機械受注統計は、全国値しかないため、都道府県別に按分する必要があるなど、細かな調整が必要となる。詳細は田邊他（2012）を参照されたい。

15) 稲田・小川（2013）では関西2府4県のそれぞれに対して、CI採用系列を参照しながら府県別GDPの早期推計を行っている。

16) 例えば、都道府県別に推計されたCIを人口などで加重平均して「関西CI」を推計する方法があるかもしれない。

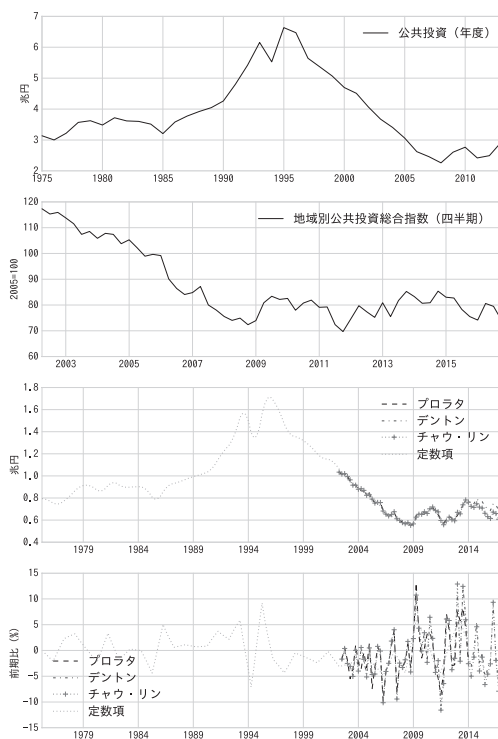


図5 公的固定資本形成

注：各パネルは上から順に、関西の公的固定資本形成の年度系列（実質：固定基準年方式）、地域別公共投資総合指数の四半期平均値（季節調整済み実質値）、四半期分割後の系列、およびその前期比成長率（%）を表す。関西の年度系列は、93SNA（平成17年基準）、93SNA（平成12年基準）、93SNA（平成7年基準）、68SNA（平成2年基準）の4系列を平成12年基準実質値に変換したうえで接続している。「プロラタ」「デントン」「チャウ・リン」「定数項」は関西の年度系列を四半期に分割したものであり、それぞれ、プロ・ラタ法、デントン法、チャウ・リン法、単純分割法を意味する。ただしここでのデントン法はDenton-Cholletteと呼ばれる、デントン法の派生手法（Dagum and Cholette, 2006）である。

出所：内閣府「県民経済計算」「地域別支出総合指数」より筆者作成。

は入手可能なデータが少ないこともあり、これを実現することは困難をとまう。さらに言えば、この方法では誤差が大きくなりやすいという課題もある。

以上のことを踏まえて、本稿では暫定的な方法として、関西GDPの補助系列に近畿経済産業局「鉱工業生産指数」接続指数データ（1993年1月－2013年1月）、季節調整済指数、生産（付加価値額）の四半期平均値を用いることにする。鉱工業生産指数は、現在ではGDPの一部の動きしか説明できないことが知られており、この手法は限界がある。したがってこの点は今後の課題といえる。

四半期分割の結果を図6に示しておく。

2.7 政府支出

政府支出においても、RDEIのような適切な補助系列がないため、GDPと同様に代替手段を検討する必要がある。例えば山澤（2014）では、政府支出を人件費、物件費、維持補修費などの行政サービスにかかる費用や、社会保険支給額などの現物社会給付などを説明変数にとって独自に推計している。

本稿ではより簡便な方法として、内閣府「国民経済計算」の支出側系列から全国の政府最終消費支出（四半期、実質値、季節調整済み）を補助系列に採用する。なお全国の政府支出は、平成12暦年基準の系列と平成17年暦年基準の系列を、平成12年暦年基準に揃えて接続する¹⁷⁾。

この簡便法には若干の注意が必要である。例えば、特定の地域においての多くの政府支出が拠出する事例があるかもしれない。この具体例として、災害復興に関わる支出などが挙げられるが、これは政府支出よりもむしろ公的固定資本形成において地域の差が顕著となると考えられる。

こうした課題を認識しつつも、本稿では全国の四半期支出パターンを補助系列に採用する。その理由としては次の2点が挙げられる。まず、実際の時系列

17) 2つの系列の接続は関西系列の接続と同じ方法で行う。詳細は脚注の8)を参照のこと。

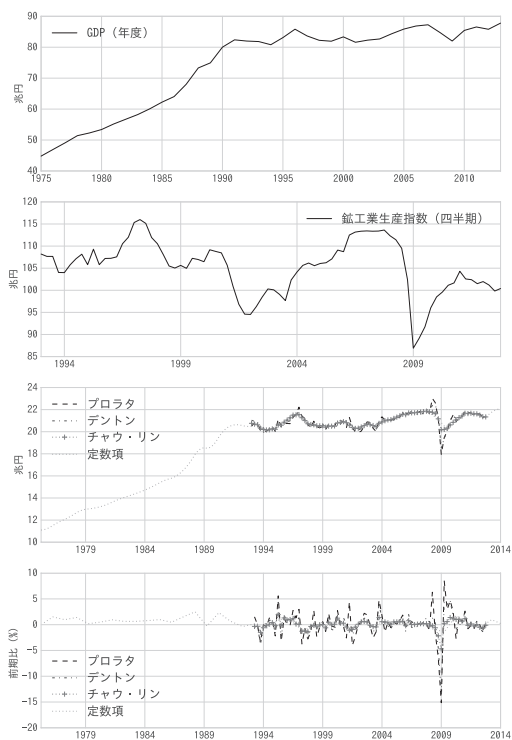


図6 GDP

注：各パネルは上から順に、関西の県内総支出（実質：固定基準年方式）、鉱工業生産指数の四半期平均値（季節調整済み接続指数）、四半期分割後の系列、およびその前期比成長率（%）を表す。関西の年度系列は、93SNA（平成17年基準）、93SNA（平成12年基準）、93SNA（平成7年基準）、68SNA（平成2年基準）の4系列を平成12年基準実質値に変換したうえで接続している。「プロラタ」「デントン」「チャウリン」「定数項」は関西の年度系列を四半期に分割したものであり、それぞれ、プロ・ラタ法、デントン法、チャウ・リン法、単純分割法を意味する。ただしここでのデントン法はDenton-Cholletteと呼ばれる、デントン法の派生手法（Dagum and Cholette, 2006）である。

出所：内閣府「県民経済計算」、近畿経済産業局「鉱工業生産指数」より筆者作成。

データを観察しても、関西の政府最終消費支出の変動と全国の政府最終消費支出の変動には大きな違いは見られないという点である（後掲の図7を参照）。次に、統計処理における異常値との関連である。前述のように、特定の地域においてのみ支出パターンが大きく異なるのは、自然災害などの特殊ケースであることが多い。これはむしろ、通常の推定においては不要な異常値とみなされる。異常値を含むデータは推計結果を歪めるので、ダミー変数などを用いて処理されることが多い。一方、本稿で作成する関西四半期データは、その想定される活用方法を鑑みると、ここで議論されるような異常値をあらかじめ排除した系列であると解釈できる。しかしながら、この点については検証の余地があり、今後の課題である。

図7に政府支出の四半期分割の結果を示す。上から、関西の年度系列、全国の四半期系列、四半期分割の結果とその前期比成長率（%）となっている。グラフからも確認できるように、関西の年度系列と、全国の四半期系列は比較的良好なパターンとなっている。このことから、プロラタ法やデントン法など分割手法を採用しても、四半期分割の結果に大きな違いは見られない（ただし、チャウ・リン法では他の分割手法と比べて変動が若干小さくなる傾向が見られる）。

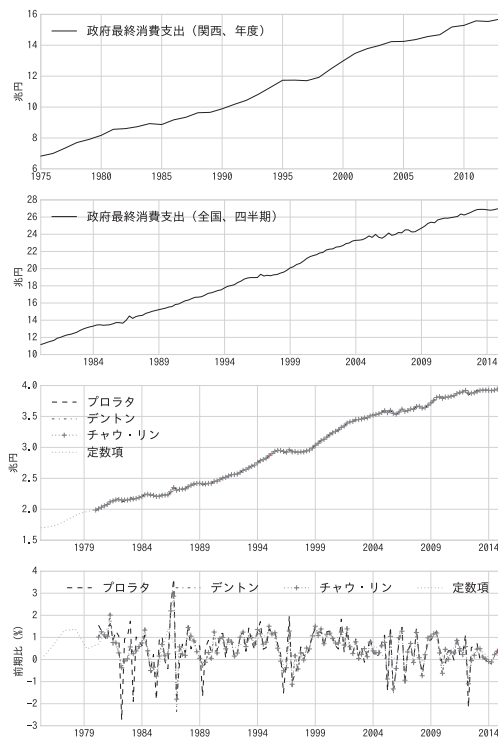


図7 政府消費支出

注：各パネルは上から順に、関西の政府最終消費支出（実質：固定基準年方式）、全国の政府最終消費支出（実質：固定基準年方式、四半期、季節調整済み）、四半期分割後の系列、およびその前期比成長率（%）を表す。関西の年度系列は、93SNA（平成17年基準）、93SNA（平成12年基準）、93SNA（平成7年基準）、68SNA（平成2年基準）の4系列を平成12年基準実質値に変換したうえで接続している。また全国の四半期系列は、平成17年基準および平成12年基準系列を、平成12年基準実質値に変換したうえで接続している。「ブローラタ」「デントン」「チャウ・リン」「定数項」は関西の年度系列を四半期に分割したものであり、それぞれ、プロ・ラタ法、デントン法、チャウ・リン法、単純分割法を意味する。ただしここでのデントン法はDenton-Cholleteと呼ばれる、デントン法の派生手法（Dagum and Cholette, 2006）である。出所：内閣府「国民経済計算」「県民経済計算」より筆者作成。

3 関西四半期データの比較検証

3.1 基準化およびトレンド除去

本節では、前節で作成された四半期データを用いて、標準偏差などの統計量を計算し、その値を全国や世界の先進国、新興国と比較する。

比較対象に全国だけでなく先進国や新興国を用いる理由は、以下の通りである。第1に、関西経済のマクロデータを世界のマクロデータと比較した例は筆者の知るほとんど存在しないからである。この比較を通じて、関西経済を世界経済の一部と捉え、世界経済における関西経済の位置付けが明らかになるかもしれない。第2に、比較の軸を増やすためである。本稿では関西と全国の比較を基本とするが、関西は全国の一部でもあるために、特徴の抽出が難しい面もある。そこで、関西を全国と比較する際には、主に作成された四半期データが妥当であるかという点の検証に重点を置くことにする。その上で、先進国や新興国との比較を加えることで、関西経済固有の特徴があるかどうかを補完的に検証していく。

先進国や新興国との比較は、Uribe and Schmitt-Grohé (2017)（以下、USG）の研究結果を参照することで行う。USGでは、世界銀行“World Development Indicator, WDI”を用いていくつかの統計量を計算し、世界各国の景気循環論的な特徴を「定型化された事実（stylized facts）」としてまとめている。そこで本稿でもUSGにならい、関西および日本の四半期データを可能な限りUSGと比較可能な形へと変換したうえで、これを比較したい。

異なる規模のマクロ経済どうしを比較するために、以下のようにいくつかの処理を施す。第1に、人口の違いを基準化する。このために内閣府「県民経済計算」から年度ごとの都道府県別総人口を用いる。人口も年度データなので、四半期データに変換する必要がある。ただし人口データは、本稿で扱う他のマクロデータとは異なりストック変数なので、補助系列を用いた四半期分割など

は用いず、単純な線形補間によってこれを求める。第2に、マクロ変数のカバー範囲をそろえる。本稿では政府関連の支出として、政府支出と公共投資とを区別しているが、USGでは必ずしも区別されていない。このために以下の比較においては、政府支出と公共投資とを合算して新たに政府支出と定義しなおすことにする。また同様の理由から、以下では設備投資と住宅投資とを合算して新たに設備投資と定義しなおす。第3に、マクロ経済変数から成長トレンドを取り除く。本稿では、ホドリック・プレスコット（HP）フィルターを用いて成長トレンドの抽出および除去を行う¹⁸⁾。

以上の変換を施し、比較可能な形にした結果を図8に示す。図では、全国の四半期系列においても同様の手法を適用し、比較のために用いている。ここでは、全国の値をベンチマークと解釈して、プロ・ラタ法、デントン法、チャウ・リン法、単純分割法（図では「定数項」）の4つの分割手法の妥当性を検証しよう。まずGDPを見ると、特にプロラタ法や単純分割法において、関西の生産の変動を過大に推計しているように思われる。特に、2007年ごろから2010年ごろにかけてのリーマンショック期の落ち込みと、その後の回復局面においてこの傾向が顕著である。このような傾向は、後に紹介するように、関西と全国のGDPの変動（標準偏差）の違いに反映される。次に消費をみると、全ての分割手法において2000年代後半以降にやや関西と全国の乖離が目立つものの、いずれも概ね似たような変動を示している。設備投資では、GDPとは対照的に、全国の変動が関西の変動を上回っている。この傾向は2000年代前半やリーマンショック期において顕著である。これは分割手法に関わらず一律に観察されるので、設備投資の変動が全国に比べて小さいという傾向は関西経済固有の特徴と言えるかもしれない。なお政府支出については、2010年代以降にやや全国と関西の間に乖離が見られるものの、概ね似たような変動を示している。

18) Uribe and Schmitt-Grohé (2017) ではHPフィルターを用いた方法の他に、2次のトレンド除去（quadratic method）も行っている。

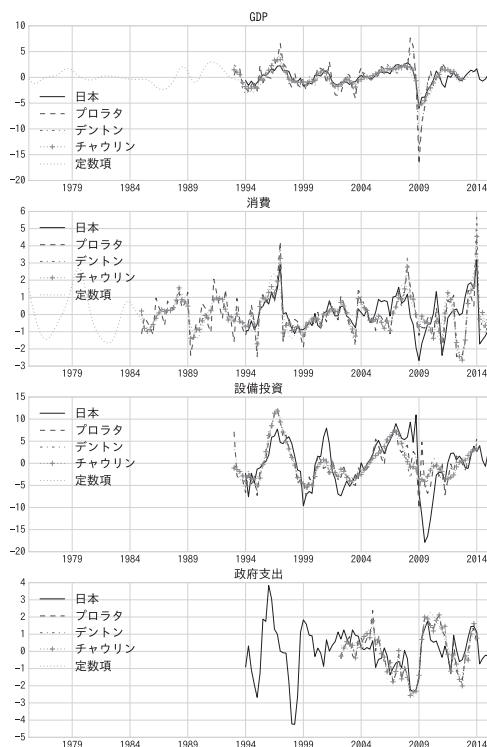


図8 トrend除去後の一人あたりマクロ経済変数

注：各変数は一人あたり系列の実質値である。それぞれ対数を取り、HPフィルターを用いることで、トレンドからの乖離率（％）として表示されている（ $\lambda=1,600$ ）。設備投資は民間企業設備と民間住宅の合計であり、政府支出は政府最終消費支出と公的固定資本形成の合計である。日本のデータについては内閣府「国民経済計算」四半期別推計から対応する系列を用いた。「プロラタ」「デントン」「チャウリン」「定数項」は関西の年度系列を四半期に分割したものであり、それぞれ、プロ・ラタ法、デントン法、チャウ・リン法、単純分割法を意味する。ただしここでのデントン法はDenton-Cholleteと呼ばれる、デントン法の派生手法（Dagum and Cholette, 2006）である。

3.2 関西マクロ四半期データの景気循環的性質

以上の方法によって作成された四半期系列を用いて、関西や全国の景気循環的性質を確認しよう。本節で比較するのは、1) (GDPの標準偏差に対する) 相対的な標準偏差、2) GDPとの相関係数、3) 系列相関の3つである。

USGでは、これらの3つの統計量を用いて、マクロ経済の景気循環論的な特徴を10個の「定型化された事実 (stylized fact)」として紹介している。以下、本稿の主要な関心は、これらの特徴が関西においても当てはまるかどうかということである。以下の議論では、これらの定型化された事実を適宜参照しながら、関西や全国の特徴を整理したい。なお参照のために、USGによる10の「定型化された事実」を付録Aに掲載しておく。

3.2.1 標準偏差

表4では、GDPに対しては標準偏差をもとめ、その他の変数については標準偏差の対GDP比をとって、国・地域別に比較している。これまでと同様に、関西については手法別の結果を比較している。なお表の「世界平均」「新興国」「先進国」の定義や計算方法については表注やUribe and Schmitt-Grohé (2017)を参照されたい。

表から、関西はいずれの分割手法でみても、全国に比べてGDPの変動が大きいことが確認できる。これは図8の結果と整合的である。全国の1.50に対して関西では、プロラタ法、デントン法、チャウ・リン法、単純分割法でそれぞれ3.10、2.70、1.74、1.61となっている。特に、プロラタ法やデントン法による分割ではGDPの変動が全国に比べて約2倍である。これは、GDPを四半期分割する際に用いた鉱工業生産指数の変動がGDPの変動より大きいことが影響していると思われる。プロラタ法やデントン法では、補助系列の変動の大きさが直接的に結果に反映される傾向がある。これとは対照的に、チャウ・リン法では、補助系列で説明される変動部分のみが結果に反映される性質があるの

表 4 標準偏差

	日本	プロラタ	デントン	チャウリン	定数項	世界平均	新興国	先進国
σ_y	1.50	3.10	2.70	1.74	1.61	1.80	2.60	1.38
σ_c/σ_y	0.69	0.38	0.43	0.60	0.60	1.01	1.32	0.85
σ_i/σ_y	3.76	1.44	1.55	2.25	2.46	3.73	3.88	3.65
σ_g/σ_y	0.90	0.41	0.47	0.73	0.75	1.30	2.02	0.93

注： σ_y 、 σ_c 、 σ_i 、 σ_g はそれぞれ、生産、消費、設備投資、政府支出の標準偏差を表す。各変数は一人あたり系列の実質値である。それぞれ対数を取り、HPフィルターを用いることで、トレンドからの乖離率（%）として表示されている（ $\lambda=1,600$ ）。日本のデータは内閣府「国民経済計算」四半期別推計値を用いている。日本データの観測期間は1994:Q1–2015:Q1である。「プロラタ」「デントン」「チャウリン」「定数項」は関西の年度系列を四半期に分割したものであり、それぞれ、プロ・ラタ法、デントン法、チャウ・リン法、単純分割法を意味する。ただしここでのデントン法はDenton-Cholleteと呼ばれる、デントン法の派生手法（Dagum and Cholette, 2006）である。関西データについて、GDPの観測期間は1993:Q1–2012:Q4、消費は1985:Q1–2014:Q1、（総）設備投資は1993Q1:2014:Q1、（総）政府支出は2002:Q2–2014:Q1である。 σ_c/σ_y 、 σ_i/σ_y 、 σ_g/σ_y はそれぞれ、対応する観測期間の共通部分を用いて計算している。なお日本および関西について、設備投資 i は「民間企業設備」と「民間住宅」の合計であり、政府支出 g は「政府最終消費支出」と「公的固定資本形成」の合計である。世界平均、新興国、先進国はUribe and Schmitt-Grohé (2017) 第1章、p.19 Table1.6からの引用である。新興国は11カ国、先進国は17カ国からなる。各モメントは人口ウェイトを用いて加重平均されている。新興国および先進国の定義には1990年から2009年にかけての、PPPベースの2005年の米ドルで評価された一人あたりGDP（2005年の米ドル）が用いられる。3000から25,000を新興国、25,001以上を先進国と定義する。1980:Q1から2012:Q4の四半期データである。各国の詳細およびデータ出所の詳細はUribe and Schmitt-Grohé (2017) を参照されたい。

で、生産の変動が相対的に小さくなると考えられる。また単純分割法については、年度の変動とほぼ同じ変動が四半期分割後にも引き継がれるようである。

消費をみると、関西、全国ともにすべて1を下回っており、消費の変動はGDPの変動よりも小さいことが確認できる。この比率は全国で0.69であり、関西では分割手法別にそれぞれ0.38、0.43、0.60、0.60となっている。一方、設

備投資は関西、全国ともにGDPの変動を上回っている。全国では3.76、関西では順に1.44、1.55、2.25、2.46である。後にも述べるように、これらの結果は実物的景気循環理論（RBC）の文献においてしばしば報告される事実と整合的である。ただし、関西の設備投資の変動は全国と比べてやや小さいことが特徴的である。

以上を確認したうえで、以下ではこの結果を先進国や新興国と比較し、またUSGの定型化された事実にとどの程度当てはまるのかを確認しよう。ただし、以下で引用する定型化された事実は、年度系列を用いて導出されたものが中心であるので、多少の注意が必要である。また、観察期間も本稿とUSGでは異なっているため、必ずしも直接的な比較はできない。こうした問題の改善は今後の課題としたい。

USGでは、定型化された事実8として、「貧しい国や新興国の景気循環は豊かな国の2倍変動が大きい」としている。これを表から確認しよう。表をみると、全国の変動は1.50と小さく、貧しい国や新興国には当たらない。むしろ先進国の1.38と近い値である。日本は先進国に含まれるので、この結果は自然である。続いて関西をみると、プロ・ラタ法やデントン法の3.10や2.70は新興国の2.60を上回る高さとなっており、これは不自然に高い値であるといえる。したがって、これは関西経済の特徴というより分割の結果が適切でない（GDPの変動を過大推定している）可能性が高い。なおチャウ・リン法や単純分割法では1.74、1.61と自然な範囲に収まっている。

次に、事実2「国別平均において、民間消費の変動はGDPの変動より大きい。」および、事実9「貧しい国や新興国の相対的な消費の変動は、豊かな国の変動より大きい」について確認しよう。表によると、全国の消費の相対的な標準偏差は0.69、関西で0.60（チャウ・リン法）となっており、これは既に述べたように1より小さい。事実2で述べられている国別平均とは、表でいう世界平均のことである。表では世界平均が1.01、新興国が1.32と1を超えている。

一方、先進国では0.85と1を下回っている。経済が成熟するほど相対的な消費の変動が小さくなると仮定すれば、関西が1を下回るのは自然である。

続いて事実3「（GDPと比べた相対的な）変動の大きさは、世界平均で、輸入＞設備投資＞輸出＞政府支出＞消費の順である」を確認しよう。ただし本稿では輸出入など貿易関連の四半期データを作成していないので、これらは除外して考える。そのうえで、事実3は関西にも概ね当てはまるようである。実際、表をみると、全国、関西ともに設備投資の変動が最も大きくなっている。また政府支出の変動は設備投資よりも小さく、消費より大きくなっている。これは世界平均、新興国、先進国のいずれにも当てはまるので、比較的頑健な事実といえる。

以上の結果から、4つの分割手法のうち、比較的全国の値と近く、分割の妥当性があるのはチャウ・リン法および単純分割法である。しかし後に述べるように、単純分割法では系列相関が不自然に高くなるという課題がある。そこで以降では、関西の四半期系列としてチャウ・リン法の結果を主に参照することとし、他の分割手法は参考系列とみなすことにする。

3.2.2 GDP との相関係数

続いて、GDPに対する各変数（消費、設備投資、政府支出）の相関係数をみよう（表5）。

USGでは、定型化された事実4として、「消費と投資と輸出と輸入は景気循環的（procyclical、GDPとの相関係数が正）である」としている。まず、全国についてもこのことが当てはまることを確認しておく。全国の消費および設備投資はいずれもGDPとの相関が高く、それぞれ0.72と0.80となっている。これらの値は世界平均（消費：0.78、設備投資：0.84）や先進国（消費：0.78、設備投資：0.87）とほぼ同じ値である。続いて関西（チャウ・リン法）をみると、消費が0.44、設備投資で0.70となっている。やはり正の相関が見られるもの、

表5 GDPとの相関係数

	日本	プロラタ	デントン	チャウリン	定数項	世界平均	新興国	先進国
y	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
c	0.72	0.42	0.38	0.44	0.49	0.78	0.78	0.78
i	0.80	0.46	0.45	0.70	0.76	0.84	0.77	0.87
g/y	-0.73	-0.96	-0.95	-0.88	-0.87	-0.58	-0.22	-0.78

注： y 、 c 、 i 、 g はそれぞれ、生産、消費、設備投資、政府支出を表す。各変数は一人あたり系列の実質値である。それぞれ対数を取り、HPフィルターを用いることで、トレンドからの乖離率(%)として表示されている($\lambda=1,600$)。ただし g/y (政府支出、対GDP比)については、水準に対してHPフィルターを用いている。日本のデータは内閣府「国民経済計算」四半期別推計値を用いる。日本データの観測期間は1994:Q1-2015:Q1である。「プロラタ」「デントン」「チャウリン」「定数項」は関西の年度系列を四半期に分割したものであり、それぞれ、プロ・ラタ法、デントン法、チャウ・リン法、単純分割法を意味する。ただしここでのデントン法はDenton-Cholleteと呼ばれる、デントン法の派生手法(Dagum and Cholette, 2006)である。関西データについて、GDPの観測期間は1993:Q1-2012:Q4、消費は1985:Q1-2014:Q1、(総)設備投資は1993Q1:2014:Q1、(総)政府支出は2002:Q2-2014:Q1である。GDPに対する相関係数の値はそれぞれ対応する観測期間の共通部分を用いて計算している。なお日本および関西について、設備投資 i は「民間企業設備」と「民間住宅」の合計であり、政府支出 g は「政府最終消費支出」と「公的固定資本形成」の合計である。世界平均、新興国、先進国はUribe and Schmitt-Grohé (2017) 第1章、p.19 Table1.6からの引用である。新興国は11カ国、先進国は17カ国からなる。各モーメントは人口ウェイトを用いて加重平均されている。新興国および先進国の定義には1990年から2009年にかけての、PPPベースの2005年の米ドルで評価された一人あたりGDP(2005年の米ドル)が用いられる。3,000から25,000を新興国、25,001以上を先進国と定義する。1980:Q1から2012:Q4の四半期データである。各国の詳細およびデータ出所の詳細はUribe and Schmitt-Grohé (2017)を参照されたい。

特に消費とGDP相関は全国ほどは高くない。

次に、事実6「国家間で平均すると、GDPに占める政府消費の割合はおおよそ生産と無相関である」および、事実10「政府支出は先進国においては反循環的(=生産と負の相関を持つ)である一方で、新興国や貧困国では非循環的で

ある」を表から確認しよう。GDPに占める政府支出の割合（ g/y ）は世界平均で-0.58、新興国で-0.22、先進国で-0.78といずれも反循環的となっている。事実10は年度データを用いた計算を元に示されているので、四半期データでは必ずしも当てはまらないかもしれない。しかしながら、先進国では世界平均や新興国より高い負の相関を示しているため、国が豊かになるにつれて政府支出の反循環的傾向が強まることは言えそうである。以上をふまえて日本および関西の値を確認すると、日本では-0.73、関西（チャウ・リン法）では-0.88といずれも高い負の相関を示しており、これは先進国の値に近い。

3.2.3 系列相関

次に、GDP、消費、設備投資、政府支出のそれぞれの系列相関を表6に示す。USGでは定型化された事実7として、「総供給の構成要素（生産、輸入）と総需要の構成要素（消費、政府支出、設備投資、輸出）は全て正の系列相関を持つ」としている。表をみると、全国・関西ともに全て変数で系列相関の値は正であり、事実7と整合的な結果となっていることが確認できる。ただし、前述のように単純分割法の値が他より高い値となっていることには注意が必要である（生産、消費、設備投資、政府支出と順に0.93, 0.88, 0.94, 0.92）。これらの値はいずれも、世界平均、新興国、先進国のいずれよりも高い。これは分割の際に参照される補助系列が存在しない場合に、他の分割手法に比べて滑らかになりやすいことが関係している。

表6 系列相関

	日本	プロラタ	デントン	チャウリン	定数項	世界平均	新興国	先進国
y	0.78	0.54	0.63	0.87	0.93	0.84	0.80	0.85
c	0.61	0.33	0.51	0.66	0.88	0.76	0.74	0.76
i	0.82	0.65	0.83	0.94	0.94	0.78	0.71	0.82
g	0.70	0.73	0.78	0.77	0.92	0.56	0.44	0.62

注： y 、 c 、 i 、 g はそれぞれ、生産、消費、設備投資、政府支出を表す。各変数は一人あたり系列の実質値である。それぞれ対数を取り、HPフィルターを用いることで、トレンドからの乖離率(%)として表示されている($\lambda=1,600$)。日本のデータは内閣府「国民経済計算」四半期別推計値を用いる。日本データの観測期間は1994:Q1－2015:Q1である。「プロラタ」「デントン」「チャウリン」「定数項」は関西の年度系列を四半期に分割したものであり、それぞれ、プロ・ラタ法、デントン法、チャウ・リン法、単純分割法を意味する。ただしここでのデントン法はDenton-Cholleteと呼ばれる、デントン法の派生手法(Dagum and Cholette, 2006)である。関西データについて、GDPの観測期間は1993:Q1－2012:Q4、消費は1985:Q1－2014:Q1、(総)設備投資は1993:Q1:2014:Q1、(総)政府支出は2002:Q2－2014:Q1である。なお日本および関西について、設備投資 i は「民間企業設備」と「民間住宅」の合計であり、政府支出 g は「政府最終消費支出」と「公的固定資本形成」の合計である。世界平均、新興国、先進国はUribe and Schmitt-Grohé (2017) 第1章、p.19 Table1.6からの引用である。新興国は11カ国、先進国は17カ国からなる。各モーメントは人口ウェイトを用いて加重平均されている。新興国および先進国の定義には1990年から2009年にかけての、PPPベースの2005年の米ドルで評価された一人あたりGDP(2005年の米ドル)が用いられる。3,000から25,000を新興国、25,001以上を先進国と定義する。1980:Q1から2012:Q4の四半期データである。各国の詳細およびデータ出所の詳細はUribe and Schmitt-Grohé (2017)を参照されたい。

4 おわりに

本稿では、地域統計の理活用促進の観点から、岡野・稲田(2017)をベースとしたいいくつかの拡張を行なった。すなわち、1) 関西地域を対象としてマク

ロデータ（GDP、消費、設備投資、住宅投資、公共投資、政府支出）を四半期分割し、２）作成された四半期データについて、モーメントなどの統計的性質を全国の四半期データと比較するとともに、Uribe and Schmitt-Grohé（2017）で計算された新興国や先進国の結果とも比較した。

本稿の分析の結果、主に次の３つが確認された。第１に、本稿で作成された関西の四半期マクロデータから計算された標準偏差や相関係数、系列相関といった統計量は概ね全国と同様の値を示しており、またこれらは先進国グループの値とほぼ同程度であることから、本稿で示した四半期分割の手法に一定の妥当性が認められた。第２に、分割手法間の比較においては、本稿の分析の限りにおいてはチャウ・リン法の妥当性が最も高いことが確認された。第３に、関西では消費や設備投資の変動が対GDP比で全国より小さいことが確認された。

本稿で行った検証は基本的かつ試験的なものであり、データの作成方法やその検証方法においていくつかの課題が残る。例えば、GDPや政府支出をはじめとして補助系列に何を採用すべきかという問題は結果に影響を与える可能性があり、この意味で頑健性を検証する必要があるだろう。また本稿では標準偏差や相関係数といった基本的な統計量のみを計算しているため、そこから観察される性質も限定的なものである。関西経済の性質を明らかにすることが目的であれば、経済理論モデルや実証分析などへの応用が必要であろう。

本稿ではGDPの支出側系列のうち、輸出や輸入、移出や移入については扱わなかった。これらの四半期分割およびその検証については今後の課題としたい。

参考文献

- [1] Chow, Gregory C and An loh Lin (1971) “Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series”, *The review of Economics and Statistics*, pp. 372-375.
- [2] Dagum, Estela Bee and Pierre A Cholette (2006) *Benchmarking, temporal distribution, and reconciliation methods for time series*, Vol.186: Springer Science & Business Media.
- [3] Denton, Frank T (1971) “Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: an approach based on quadratic minimization”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol.66, No.333, pp.99-102.
- [4] Uribe, Martin and Stephanie Schmitt-Grohé (2017) *Open economy macroeconomics*: Princeton University Press.
- [5] 松林洋一・井田大輔・岡野光洋 (2018) 「関西マクロ経済の構造と変動－推定型DSGEモデルによる一考察－」、第6章、『アジア太平洋と関西2018』、一般財団法人アジア太平洋研究所。
- [6] 稲田義久・小川亮 (2013) 「速報性と正確性が両立する県内GDP早期推計の開発」、APIR Discussion Paper Series 33、一般財団法人アジア太平洋研究所。
- [7] 岡野光洋 (2017) 「地域別GDPの四半期分割手法についての比較と検討」、『大阪学院大学経済論集』、第31巻、第1・2号、1-27頁。
- [8] 岡野光洋・稲田義久 (2017) 「地域四半期GDPの推計における課題：民間最終消費支出、民間住宅、民間企業設備、公的固定資本形成の試算と検討」、『統計学』、第113号、1-15頁。
- [9] 国友直人・川崎能典 (2011) 「ベンチマーク問題と経済時系列－GDP速報とGDP確報を巡って」、『経済学論集』、第77巻、第1号、2-19頁、4月。
- [10] 佐藤智秋 (2010) 「県民経済計算の推計と利活用の現状」、『日本統計研究所報』、第40号、63-75頁。
- [11] 山澤成康 (2014) 「被災3県の月次GDPの作成－間接被害の大きさを測る－」。mimeo。
- [12] 田邊靖夫・横本英之・今村慎一郎・成田浩之・松嶋慶祐 (2012) 「地域別支出総合指数(RDEI)の試算について」、経済財政分析ディスカッション・ペーパー・シリーズDP/12-3、内閣府。

付録A 定型化された事実

- Fact 1 (High Global Volatility) The cross-country average standard deviation of output is twice as large as its U.S. counterpart.
- Fact 2 (Excess Consumption Volatility) On average across countries, private consumption including durables is more volatile than output.
- Fact 3 (Global Ranking of Volatilities) The ranking of cross-country average standard deviations from top to bottom is imports, investment, exports, government spending, consumption, and output.
- Fact 4 (Procyclicality of the Components of Aggregate Demand) On average, consumption, investment, exports, and imports are all positively correlated with output.
- Fact 5 (Countercyclicality of the Trade Balance and the Current Account) On average across countries, the trade balance, trade-balance-to-output ratio, current account, and current-account-to-output ratio are all negatively correlated with output.
- Fact 6 (Acyclicity of the Share of Government Consumption in GDP) On average across countries, the share of government consumption in output is roughly uncorrelated with output.
- Fact 7 (Persistence) The components of aggregate supply (output and imports) and aggregate demand (consumption, government spending, investment, and exports) are all positively serially correlated.
- Fact 8 (Excess Volatility of Poor and Emerging Countries) Business cycles in rich countries are about half as volatile as business cycles in emerging or poor countries.
- Fact 9 (Less Consumption Smoothing in Poor and Emerging Countries) The relative consumption volatility is higher in poor and emerging countries than in rich countries.
- Fact 10 (The Countercyclicality of Government Spending Increases with Income) The share of government consumption is countercyclical in rich countries, but acyclical in emerging and poor countries.

出所：Uribe and Schmitt-Grohé (2017)

Business Cycles in Kansai: Quarterly Disaggregation of Macroeconomic Time Series and a Statistical Investigation

Mitsuhiro Okano

ABSTRACT

This paper investigates the statistical characteristics of macroeconomic variables such as output, consumption and investment in Kansai region. We disaggregate annual data to quarter series by some econometrical methods and compare the basic statistics of the results to those of Japan, advanced economies and poor countries. We find that standard deviation, correlation to GDP, and serial correlation of Kansai's disaggregated variables are roughly similar to those of Japan and advanced economies. We also find that in Kansai, fluctuations in the ratio of consumption and investment to output are smaller than in Japan.

Keywords : Quarterly GDP; Kansai Economy; RDEL.

JEL Classification Numbers : C13, R11, M40.

アイルランド大飢饉の研究動向——歴史研究と歴史認識

武井 章 弘¹⁾

勝田 俊 輔²⁾

要 旨

本稿では、勝田俊輔・高神信一編著『アイルランド大飢饉』についての齋藤英里氏による書評『歴史と経済』240号（2018）への回答という形を借りて、アイルランド大飢饉の研究動向を紹介する。構成としては、(1)アイルランド大飢饉研究の主要論点の整理、(2)書評で提起された問題への回答、(3)今後の研究の展望の提示、の形で論を進める。

キーワード：アイルランド大飢饉、アイルランド経済史、アイルランド史、歴史認識、

飢饉研究

JEL分類番号：I39, N33, N53.

1) 大阪学院大学 経済学部 教授。

2) 東京大学 大学院人文社会系研究科 教授。

目 次

- (1) はじめに
- (2) 大飢饉——人災論と歴史認識
- (3) 本書に即して
- (4) 大飢饉研究の展望

（1）はじめに

アイルランド大飢饉（1845－50年）は、約100万人もの死者を出しただけでなく、100万人強の人口流出をもたらした。大飢饉発生時のアイルランドの人口は約850万であり、この飢饉は19世紀ヨーロッパにおける最大級の人的災害となった。だが、日本ではアイルランド大飢饉の研究はわずかであり、またそもそも日本の西洋史学は、飢饉なるものに十分な関心を向けてこなかったと言わざるを得ない。その一方英語圏では、1995年の大飢饉150周年を契機に、特にアイルランド共和国、アメリカ合衆国、カナダにおいてアイルランド大飢饉への関心が高まっており、関連する著作が数多く公刊されている。これは学術的な歴史研究に限定された現象ではなく、一般向けの書籍でもベストセラーが出ており、また大飢饉の記念碑が各国に建てられ、さらには「国民大飢饉記念日」がアイルランド共和国で制定されるに至っている。

このような動向の中、日本における大飢饉研究の最近の成果として、勝田俊輔・高神信一編著『アイルランド大飢饉——ジャガイモ・「ジェノサイド」・ジョンブル』（刀水書房 2016年）が挙げられる。同書は、アイルランド大飢饉を正面から扱った日本で初めての著作であり、また筆者を含む8人の著者が多様な視点から大飢饉を論じたものとして、必ずしも評しやすい本ではなかったにもかかわらず、複数の学術誌に書評が掲載された³⁾。加えて、アイルランド共和国においても、*Irish Economic and Social History* 誌に紹介・書評が掲載さ

3) 永島剛『図書新聞』3264号（2016年）；見市雅俊『史学雑誌』126編4号（2017年）；伊東剛史『科学史研究』281号（2017年）；小関隆『西洋史学』264号（2017年）；齊藤健太郎『大阪産業大学経済論集』18巻2号（2017年）；山根徹也『現代史研究』63号（2017年）；本多三郎「大飢饉はアイルランドからどれだけの人びとを奪ったかー勝田俊輔・高神信一編『アイルランド大飢饉 ジャガイモ・「ジェノサイド」・ジョンブル』（刀水書房）書評を兼ねて」『エール』37号（2018年）；本多「アイルランドでジャガイモ凶作が何ゆえに大飢饉となったのか」『エール』38号（2019年）。

れた⁴⁾。このように内外で論及される機会に恵まれる一方、評者によっては誌上より問題提起がなされる場合もあった。それに対しては、勝田が代表して回答し、必要と思われる場合は評者の見解を訂正するよう努めてきた⁵⁾。

以上のような経緯の中、齋藤英里氏が『歴史と経済』第240号（2018年）に新たに書評の労を執って下さった。齋藤氏の書評についても、他と同様に評者へ回答すべき論点について執筆者間で検討した。同氏の書評から読み取れることは、アイルランド大飢饉研究の現状に関する把握ならびに同氏の大飢饉観が、本書の立場とかなり異なるということである。何よりも両者の違いには、日本における今後の大飢饉研究の方向性にも関わってくる重要な点が含まれている。

本稿では齋藤氏の書評への回答という形を借りて、アイルランド大飢饉における歴史研究上の論点を整理することで、その成果と課題を明らかにしたい。なお本稿は、共同執筆者の助言を受けて『歴史と経済』への掲載のために準備していたがその機会を得られなかったため、アイルランド大飢饉の研究動向紹介の一環として新たに加筆修正したものである。

(2) 大飢饉——人災論と歴史認識

齋藤氏が本書を評する際の基本的な枠組みは、氏の別な論考にあるように、大飢饉研究史についての以下の認識に基づいている——大飢饉は天災であり、従って為政者を始めとする同時代人の責任は追及し得ない、とする一昔前の解釈にかわって、大飢饉は人災であり、政府は責任を免れ得ないのみならず、これは民族虐殺でもあった、との19世紀以来の解釈が復権し、現在、学界の主流

4) L. M. Cullen, 'Katsuta Shunsuke and Shinichi Takagami (eds.), *Airurandō Dai Kikin: Jagaimo, "Jenosaidō", Jyon Buru* [The Great Famine of Ireland: Potato, 'Genocide' and John Bull] (Tokyo: Tōsui Shobō, 2016)', *Irish Economic and Social History*, vol.45 (2018).

5) 勝田俊輔「見市雅俊氏の書評への反論」『史学雑誌』126編7号（2017年）。

になりつつある⁶⁾。

最初に確認しておくべきことは、「人災」および「責任」の問題については、慎重に論を進める必要があるということである。第一に、大飢饉はアイルランドだけにかかわる問題ではない。大飢饉発生時のアイルランドはグレートブリテン（ブリテン）と連合王国をなしており、当時の連合王国政府は、実質的にはロンドンのブリテン政府であった。従って、大飢饉についての為政者の責任の問題は、特にアイルランドの側において反英ナショナリズムの、すなわち政治的な価値観の影響を受けてしまう可能性があるのである。実際、アイルランド史においては、1740－41年の飢饉の方が大飢饉よりも死亡率は高かったと推測されている⁷⁾。ところが18世紀のアイルランドは単一の王国を形成しており、ブリテン政府の直接の責任を問うことは難しい。こうした事情と、史料の不足があって、1740－41年の飢饉に関する研究は、大飢饉の研究・著作と比べてごくわずかである⁸⁾。

ただし大飢饉研究においても、史料は完全なわけではない。これが慎重を要する第二の理由である。大飢饉前のアイルランドは「統計上の暗黒時代」とさえ言われ、毎年の農業統計は存在しなかった⁹⁾。この状況はその後も続いたため、大飢饉中の農業生産・食糧供給状態については不明な点が多い。さらに最も重要な死亡者数についても、戸籍の不備のため、マクロデータである1841年および1851年のセンサスを比較する形で推算されているに過ぎない。さらにブ

6) 齊藤英里「アイルランド大飢饉と歴史論争——「ミッチェル史観」の再評価をめぐる——」『三田商学研究』48巻5号（2005年）。

7) David Dickson, *Arctic Ireland: The Extraordinary Story of the Great Frost and Forgotten Famine of 1740-41* (Belfast: The White Row Press, 1997), p. 72.

8) E. Margaret Crawford, "Preface", in Crawford (ed.), *Famine: The Irish Experience 900-1900: Subsistence Crisis and Famines in Ireland* (Edinburgh: John Donald Publishers, 1989), p. v.

9) Cormac Ó Gráda, *Ireland before and after the Famine: Explorations in Economic History, 1800-1925*, second edition (Manchester & New York: Manchester U. P., 1993), p. 57.

リテン政府の飢饉救済策は、大飢饉中に一度ならず大きく変更されている。以上の理由から、政府の責任の範囲と程度を数量化されたデータに基づいて厳密に確定することは極めて困難なのである¹⁰⁾。

第三に、さらに重要なこととして、「人災」のうちでも、故意なのか過失なのかの区別をつけておく必要がある。アイルランド大飢饉に関して故意の人災とは、アイルランドの人間を餓死させる目的でブリテン政府が人為的に食糧不足の状態を作りだした、ということを意味する。大飢饉中の政府の救済策に大きな過失があったことは否定できないが、19世紀のブリテン政府が意図的に飢餓政策を行ったとの解釈には相当な無理がある¹¹⁾。だが厄介なことに、大飢饉に関しては、故意人災説を支える強力な言説のひな形が存在する。すなわち、アイルランドのナショナリストだったミッチェル（John Mitchel）が19世紀後半に示した解釈である。ミッチェルによれば、大飢饉中のアイルランドはジャガイモの大凶作に陥っていた一方、穀物や酪農・牧畜産品を含めると食糧は十分に生産できていた。だが政府が輸出禁止策を意図的にとらなかったため、農作物（特に穀物）がブリテンに「輸出」され続けた結果、アイルランドは食糧不足に陥ってしまった。これが大飢饉の真の原因なのであり、こうして人為的につくり出された大飢饉は、それ以前から進められてきた「アイルランド民族」に対するブリテン政府による種々の迫害の（極端な）一環である、ということになる¹²⁾。

この大飢饉解釈は大飢饉に関する唯一の解釈では決してなかったが、大飢饉150周年に際して大飢饉＝ジェノサイド説（故意人災説）として、脚光を浴び

10) 勝田俊輔「救済と改良——大飢饉期のアイルランド——」『歴史学研究 特集人口と権力（Ⅱ）』978号（2018年）、24頁。

11) 勝田・高神編著『アイルランド大飢饉』24-25頁。

12) John Mitchel, ed. by Patrick Maume, *The Last Conquest of Ireland (perhaps)* (Dublin: University College Dublin Press, 2005 originally published in 1861)、特に第12-13章。ミッチェルは同書で「抹殺（exterminate）」の語を用いている（一例として、120、143頁）。

ることとなった。例えば、1996年にニューヨーク州の知事は、「大飢饉は、アイルランドでのジャガイモの大規模な凶作ではなく、ブリテンの人間がアイルランドの民に、生きるのに必要な食物を意図的に与えないようにしたことが原因である」とし、大飢饉をジェノサイドであると言明した¹³⁾。翌1997年にはアイルランド共和国議会で一部の議員が、大飢饉について「ジェノサイド的」との表現を用いている¹⁴⁾。

齋藤氏は、このようなミッチェル流のジェノサイド解釈の「復権」を、肯定的に受けとめているように思われる。氏の上述の論考は、「『ミッチェル史観』の再評価をめぐる」を副題に掲げており、冒頭の＜要約＞では、以下の文言が記される：

……ミッチェルによれば、大飢饉の惨状はイギリス政府の自由放任主義がもたらした人災であり、ジェノサイドであった。修正主義史観の台頭によって大飢饉のこうした悲劇的解釈は後退したが、近年の研究はミッチェルの言説を再評価する傾向にある¹⁵⁾。

また今回の書評でも、ミッチェルによる古典派経済学への非難（ミッチェル

13) *Irish Independent*, 17 Oct. 1996; Thomas J. Archdeacon, “The Irish Famine in American School Curricula”, *Éire-Ireland*, vol. 37, no 1 & 2, 2002, p.140.

14) *Speeches of Labhrás Ó Murchú*, 19, 27 Nov. 1997, 10 Dec. 1998; *Speech of Mick Lanigan*, 27 Nov. 1997（いずれも、同国議会の公式サイト <https://www.oireachtas.ie/> より引用）。

15) 齋藤「アイルランド大飢饉と歴史論争」、113頁；なお、氏は次のようにも論じている。「大飢饉期の大量の死者の発生や移民の流出をジェノサイドだとする民族主義的解釈と、実証に基づく「科学的」な修正主義史観とには大きな隔たりがある。ここには、歴史における「記憶」と「記録」をめぐる複雑な問題が横たわっている。民衆に語り継がれてきた歴史像と、実証史家による修正、さらにそれに対する反批判は、多くの国の歴史問題においてみられるが、それは植民地支配を経験したアイルランド史のさまざまな局面にもあらわれている。」齋藤英里「補説9：大飢饉と現代のアイルランド社会」（上野格・森ありさ・勝田俊輔編『世界歴史大系 アイルランド史』（山川出版社 2018年）所収）、266頁。

によれば、大飢饉の一要因であった)を「普通に言っても大げさである」とした古家弘幸氏の第4章の結論(勝田・高神編著、119頁)に対して、ミッチェルの記述の「誇張」を認めた上で、「だが、ミッチェルの言説にレトリックはないのか」と評し(齋藤書評、55頁)、ミッチェルの「再評価」に傾いている。

だが、大飢饉研究史におけるミッチェルの解釈の「再評価(復権)」なるものについては、留保をつける必要があるだろう。第一に、ミッチェルのように「人災」=ジェノサイドと等号で結んでしまうと、人災説における故意と過失の重要な区別が失われてしまう。第二に、ミッチェルの解釈―表面的な「レトリック」ではなく本質において把握した場合も含めて―の「再評価」は、学術的な歴史研究ではなく大飢饉150周年に高揚した歴史認識の問題として扱うべきである。

第一点について、本書では過失としての人災を加害すなわち故意の人災から区別した上で、大飢饉には人災の側面があったと解釈している(勝田・高神編著、25頁)。齋藤氏の書評も「人災的側面があったことは勝田も否定しない」と確認している(齋藤書評54頁)。ところが、齋藤氏はそれに続く部分で、人災=故意説を取るミッチェルを議論の軸にしてしまう。すなわち、現代アメリカにおけるアイルランド近代史研究の第一人者であるドネリ(James Donnelly Jr)が「そうした誇張にもかかわらず……ミッチェルを再評価した」と指摘するのである(齋藤書評55頁)。

だが「再評価」との表現には慎重を要する。齋藤氏自身、ドネリが「ジェノサイドというミッチェルの見解を誤りとし」ていることを上記の論考で指摘している¹⁶⁾。齋藤氏の引用とは別の箇所でも、ドネリは自身の主著において、ミッチェルについて「明らかに事実を歪め、自分の図式に合わない証拠を排除している」と評しており、ミッチェルの解釈の大前提をなす、大飢饉中のアイルランドには総人口を養うに足る食糧があった、とするテーゼについては、明

16) 齋藤「アイルランド大飢饉と歴史論争」、124頁。

確に否定している¹⁷⁾。要するにドネリは、大飢饉についてのブリテン政府の過失責任は問うものの、ミッチェルの中心的なテーゼである大飢饉＝ジェノサイドを承認してはいない。

ミッチェルの「再評価」について、ドネリのみを根拠に論じるのではフェアでない、との反論があるかも知れない。実はミッチェルは、確かにある部分では「再評価」され「復権」している。だがこのことが、まさしく上記の第二の留保に通ずる。これについては、近年の大飢饉「研究」においてもっとも活発に成果を発信しているキニーリ（Christine Kinealy）の解釈が顕著な例となる。キニーリは、ダブリン大学で博士号（歴史学）を取得し、2019年3月現在アメリカ合衆国のクイニピアック大学（Quinnipiac University）で教鞭をとっている。齋藤氏はキニーリが「ミッチェルの見解を支持した」とする¹⁸⁾。だが、博士論文より後のキニーリの「研究」はかなり目が粗い。代表的な著作である *The Great Irish Famine: Impact, Ideology and Rebellion*（Basingstoke & New York: Palgrave, 2002）や、*Repeal and Revolution: 1848 in Ireland*（Manchester & New York: Manchester U. P., 2009）；*Charity and the Great Hunger in Ireland: The Kindness of Strangers*（London & New York: Bloomsbury, 2013）における註の付け方は相当に乱雑である。また、先行研究の確認が不十分であることは、本書第6章で金澤周作氏が指摘している（勝田・高神編著、142頁、316頁 註5）。端的に言って、キニーリの大飢饉解釈を歴史研究の成果として評価するのには重大な疑問符がつく。実は齋藤氏自身も、「ドネリー [ママ] とキニーリー [ママ] の近著を併せて書評したグレイとデイリーは、ともにドネリー [ママ] を高く評価しているのに対し、キニーリー [ママ] については先行研究を軽視していること、食料輸出のデーターに再考の余地があるなど類似

17) James S. Donnelly Jr, *The Great Irish Potato Famine* (Stroud: Sutton Publishing, 2001), pp. 120, 215.

18) 齋藤「アイルランド大飢饉と歴史論争」、125頁。

の批判をしている。」と認めている¹⁹⁾。

なおキニーリは、別な論考において、現代アイルランド歴史学を代表する史家であるフォスタ（Roy Foster）が大飢饉を‘Irish holocaust’と表現したと記している。だが²⁰⁾、ナショナリズムに基づくとされる歴史解釈に批判的なフォスタが、このような文言を大飢饉に関して用いるということは、アイルランド史の学術的研究に通じている者にとっては信じがたい。検証するにも、キニーリのこの記述の註は、書名のみで出典頁は示されていない。挙げられたフォスタの著作を同一の版でチェックすると、324頁で‘catastrophe’との表現は用いられているものの、‘holocaust’の表現は見つけ出すことができない。このように、研究者がキニーリを二次的に引用する場合は、他の研究文献と突き合わせながら参照するか、引用者自身が出典をチェックした上で用いるという手間を覚悟しなければならない。

学術的な厳密性の問題に関する他の例を挙げるならば、近年アメリカで出版されたクーガン『飢饉の企て』は無視できない²¹⁾。クーガンは、大飢饉をジェノサイドとして解釈してこなかったとの咎で職業的歴史家たちを「歴史家の労働組合」と称して告発する²²⁾。だがクーガンの書は、本文が230頁を超える書物でありながら註は250程度に過ぎず、うち史料註は多めに数えても50あまりに過ぎない（新史料は皆無）。さらに研究文献からの引用の場合も頁番号が全く記されていないなど、学術的な検証に耐えるものではない。

極端な例がカナダ発の場合にも見られる。カナダで出版された大飢饉エッセ

19) 同上、125頁 註40。

20) “The Great Irish Famine A – Dangerous Memory?”, in Arthur Gribben (ed.), *The Great Famine and the Irish Diaspora in America* (Amhurst: University of Massachusetts Press, 1999), p. 240.

21) Tim Pat Coogan, *The Famine Plot: England's Role in Ireland's Greatest Tragedy* (New York: Palgrave Macmillan, 2012).

22) *Ibid.*, pp. 5, 31, 229-231.

イ集『語られざるストーリー』²³⁾の編者は、「大飢饉時のアイルランド人を苦しめた、知られざるホロコーストに正面から向き合う能力を持たない」として、カナダの職業的歴史家を批判した上で、同書的一篇としてキーガン（Gerald Keegan）なる人物の記したとされる大飢饉中の日記を収録したが、これは大飢饉の半世紀後にケベックのジャーナリスト（Robert Seller）によって著された純然たる創作であった。にもかかわらず、同エッセイ集はアイルランド共和国で単著としてベストセラーとなったのである²⁴⁾。

アイルランド史研究における最新の通史であるケンブリッジ版『アイルランド史』では、「今日の職業的歴史家で、【大飢饉を】ジェノサイドとして告発することに同意する者はいない」と総括されている²⁵⁾。以上で論は尽くされたかと思われるが、要するに、ミッチェルの解釈の本質をなす大飢饉＝ジェノサイド説（故意人災説）は、大飢饉自体の学術的研究とは無縁である。

示唆的なことに、アイルランド移民を先祖に持つ英国の高名な文学者イーグルトン（Terry Eagleton）はその著書の中で、アイルランド大飢饉に関してナショナリストたちが「ジェノサイドを……誤って（misguidedly）」唱えたことは「驚くにあたらない（no wonder）」、としている²⁶⁾。イーグルトンの言葉で重要なのは、「誤って」いることと「驚くにあたらない」ことの両方を認めていることである。すなわち、歴史研究において大飢饉についての「人災」を論

23) Robert O'Driscoll and Lorna Reynolds (eds.), *The Untold Story: The Irish in Canada* (Toronto: Celtic Arts of Canada, 1988).

24) Mark G. McGowan, "Contemporary Links between Canadian and Irish Famine Commemoration", in Marguërite Corporaal, Christopher Cusack, Lindsay Janssen and Ruud van den Beuken (eds.), *Global Legacies of the Great Irish Famine: Transnational and Interdisciplinary Perspectives* (Bern: Peter Lang, 2014), pp. 275-276.

25) Kevin Kenny, "Irish Emigration, c. 1845-1900", in James Kelly (ed.), *The Cambridge History of Ireland: Vol. III 1730-1880* (Cambridge: Cambridge U. P., 2018), p. 671.

26) Terry Eagleton, *Heathcliff and the Great Hunger: Studies in Irish Culture* (London & New York: Verso, 1995), p. 16. 邦訳（鈴木聡訳）『表象のアイルランド』（紀伊國屋書店 1997）、40頁。

じ、ブリテン政府の責任を追及するのであれば、故意と過失を区別した上で過失の諸側面を取り上げて検討すべきなのである。一方、「故意＝ジェノサイド」の方は、なぜこのような無理のある解釈が脚光を浴びたのか、歴史研究とは別に、歴史認識の問題として検討すべき主題なのである²⁷⁾。

(3) 本書に即して

はじめに、本書に対する齋藤氏の論評について、以下の確認と訂正をしたい。齋藤氏は書評の冒頭で、中心的に取り上げる論点として、①大飢饉を機に、ブリテン政府はアイルランド民族の根絶を意図していたという説、および②大飢饉はアイルランド民族や社会全体にとり厄災であったという説、の二つ（本書は、齋藤氏の言うようにこの両者を否定している）を挙げている（齋藤書評54頁、傍点は原文）。だが、②の問題については、齋藤氏の書評で明示的に検討されている部分は見当たらない。

続いて第5章（高神信一）について見る。齋藤氏は同章が、「保守党のピール政権でのトウモロコシ粉輸入と公共事業対策が、ホイッグ党のラッセル政権で停止され……改正救貧法による不十分な救済へと転じた経緯を論じる」とまとめた上で、この章ではラッセル政権による救済策が批判されている一方で、ラッセルの前のピール政権による救済策への批判を欠いていると説く（齋藤書評、54頁）。だが、第5章を読めば、「ピール政権とラッセル政権には、大飢饉に対して共通する基本的な考え方があった」（勝田・高神編著、126頁）とあり、ピール政権の救済策を好意的に見ているわけではない。そして、第5章の当該箇所は、「公共事業対策が、ホイッグ党のラッセル政権で停止され【た】」と単純に言える形では書かれていない。むしろ、「公共事業の本格的な運用はラッセルの登場を待たなければならなかった」のであり、公共事業に巨額の資

27) この問題は、本書第1・10章でも扱っているが、別稿（勝田）で論じる予定である。

金が投じられ、大量の人間が雇用されたにもかかわらず、結局この救済事業は失敗し、中止された（勝田・高神編著、130-131頁）と記されている。齋藤氏の批判が的を射ているのかどうか、少なからず疑問が残る。

第4章（古家弘幸）について、齋藤氏は、「ラッセル政権の自由放任政策を背後で支えていた思想は何か、その説明はない」と記している（齋藤書評、55頁）。対して、この章では、「ラッセル率いるホイッグ政権……彼らのマーケットへの信奉は、次のようなスミスの『国富論』の言明を下敷きにしていたとしても不思議ではない」（勝田・高神編著、94頁）としつつ、さらに「マーケットへの介入を拒否する点では、バークの『飢饉論』の議論の方が、彼らをより強く後押ししたかも知れない」、「『飢饉論』は……ホイッグ派の地主政治家には無理なく理解でき、大きな影響も与えたであろう」（勝田・高神編著、94-95頁）と「説明」しており、意を尽くしていると考ええる。

なお第4章の著者は、齋藤氏の記した（齋藤書評、54-55頁）古谷ではなく古家弘幸氏である。また、飢饉に際してのチャリティによる支援について論じた第6章（金澤周作）について、「チャリティをめぐる支援者と非支援者の認識のずれ（齋藤書評、55頁、傍点は筆者による）」との文言は、「支援者と被支援者」の誤記と思われる。なお付言するならば、第6章は「認識のずれ」について、支援者と被支援者の間だけでなく、ブリテンがアイルランドをチャリティで救おうとするのは尊大な振る舞いである、と公言するアイルランドの一部のメディア（被支援者の代弁者）と支援者との間、そしてこうしたメディアと被支援者の間にも存在したことを論じたものである（勝田・高神編著、161-164頁）。

第1章（勝田俊輔）について、齋藤氏は「勝田の叙述はややバランスを欠く」とされる。その根拠としては、「大飢饉を概観するスタンダードな研究書」として、エドワーズ／ウィリアムズの編著、デイリ、オグロダの単著を詳しく紹介しておきながら（勝田・高神編著、22-23頁）、モキアの研究を取り上げ

ておらず、また大飢饉への関心が高揚し研究が再活性化した後に登場したドネリ、キニーリ、 그레이の名を挙げていない、とされる（齋藤書評、55頁）。

反論を許されるならば、第一に齋藤氏の取り上げた一節は本書において大飢饉の研究史を考察した箇所ではない。「1990年代に入るまで……3点しかなかった」（勝田・高神編著、22頁）として1980年代までの研究の乏しさを指摘したのであり、ドネリらの著作は1990年代に登場したものである。第二に、齋藤氏の挙げたモキアの研究は、確かに1990年代以前だが、副題に*A Quantitative and Analytical History of the Irish Economy, 1800-1850*とあるように²⁸⁾、19世紀前半アイルランド経済の分析に焦点を当てた計量経済史的研究である。また齋藤氏は同書について、カレンが「前述のモキアの研究についても批判的に検討」（齋藤書評、55頁）していると評している。本書の該当頁を氏は明記していないが、第10章（L. M. カレン）のモキアの評価に関する箇所は次である。「1980年代半ばに出たモキアの本についての書評は興味深く、評者は、おそらく幾分かショックを受けつつ、この本は旧来の極端な見解……を支持するように見える、と述べていた。とは言え、……大飢饉を流行の研究領域とする点では有益な先駆者となった。」（勝田・高神編著、前掲書、259-260頁）。また、齋藤氏自身も上述の論考において氏のモキアの評価とカレンによる評価について言及している。氏によれば、「モキア〔ママ〕は人口圧が貧困と大飢饉の原因とするマルサス的解釈を退け……その一方で、彼はイギリスの政策も批判する。アイルランドの連合王国への統合は不完全で、1847年にはアイルランド人を見捨てることで、彼らを消滅させたとのべている点は、ミッチェルこそ典拠にあげていないが、彼の言説を想起させる」という²⁹⁾。さらに氏は、カレンのモキアに対する評価を次のように紹介している。「本書を書評した

28) Joel Mokyr, *Why Ireland starved: A Quantitative and Analytical History of the Irish Economy, 1800-1850*, revised ed. (London & Boston: George Allen & Unwin, 1985).

29) 齋藤「アイルランド大飢饉と歴史論争」、122頁。

カレンは、大飢饉前に関する解釈はきわめて伝統的で、全体よりも部分に優れていると批判している」³⁰⁾。学術的成果は別として、同書を「大飢饉を概観するためのスタンダードな研究書」として取り上げなかったことは妥当ではなかろうか。

第三に、キニーリについて取り上げなかったのは、前述の理由によるものであり、グレイの書もハイ・ポリティックスとイデオロギーを主題とするものである³¹⁾。一方、齋藤氏が挙げたうち、「大飢饉を概観するためのスタンダードな研究書」としてはドネリの書が最適かと思われる。しかしながら、もし仮にミッチェル流のジェノサイド解釈の「再評価」を加えることが「バランス」の是正になるのだとしても、ドネリの書がそれに適さないことは既述のとおりである。

なお齋藤氏は、第1章（勝田俊輔）が「1990年代まで大飢饉研究は不活発だった」としている一方で、第10章（L. M. カレン）は大飢饉への「関心の欠如や民衆の沈黙を否定している」ことから、「両章には違いがある」とし、不整合を示唆しているようである（齋藤書評、55頁）。いずれも該当箇所の本書頁が明記されていないが、氏の言う「関心の欠如や民衆の沈黙を否定している」は、第10章の「大飢饉への関心は強かったのである。論文の需要もあった。その需要を満たし得る、あるいはその気のある歴史家が地方でも全国でも不足していただけのことである」（勝田・高神編著、256頁）を指しているようである。他方「1990年代まで大飢饉研究は不活発だった」については、上述のように第1章で「実は1990年代に入るまで、個別テーマに即した研究は別として、大飢饉を概観するためのスタンダードな研究書（一般書ではない）は3点しかなかった」（勝田・高神編著、22頁）と記してある。研究の次元での不活

30) 同上、122頁 註27。

31) Peter Gray, *Famine, Land and Politics: British Government and Irish Society 1843-50* (Dublin: Irish Academic Press, 1999)

発を明言している第10章の当該箇所とは、むしろ合致する記述のはずである。

(4) 大飢饉研究の展望

最後に、齋藤氏の「『21世紀に入ってから大飢饉研究は大きく地平をひろげており』（勝田・高神編著、24頁）と言うが、具体的に何か」（齋藤書評、55頁）に回答することで、この小論を閉じることにしたい（本書においてその試みの一部は開陳してあるのだが）。アイルランド大飢饉は、それ自体が巨大で複合的な現象であった。そのため、人災・天災論を基調としてきた従来の研究の枠組みを組み替えることで、今後も多様な研究成果が期待できるだろう。

まず初めに、近年ではアイルランドとブリテンの二国間関係に限定されない形で大飢饉を解釈しようとする試みが広まっていることを確認したい。本書に「大飢饉とアメリカ移民のナショナリズム」（第7章 高神信一）、「インド19世紀後半の飢饉の歴史像—アイルランド大飢饉との関連で」（第8章 脇村孝平）を収録したのは、そうした試みの一端であった。アイルランド大飢饉と他のヨーロッパ諸国の飢饉の比較も行われている³²⁾。また、大飢饉を北大西洋史の枠組みに位置づけようとする研究も出ている³³⁾。大飢饉によって大量の移民が北米大陸に渡っただけでなく、大飢饉に際しての政府の救済策は、かなりの部分がアメリカ合衆国産のトウモロコシに依拠していた。このため、大飢饉は19世紀半ばの連合王国とアメリカ合衆国の外交関係の変化の契機となった可能性

32) Cormac Ó Gráda, Richard Paping and Eric Vanhaute (eds.), *When the Potato failed: Causes and Effects of the Last European Subsistence Crisis, 1845-1850* (Turnhout: Brepolis, 2007) ; Declan Curran, Lubomyr Luciuk and Angrew G. Newby (eds.), *Famines in European Economic History: The Last Great European Famines Reconsidered* (London & New York: Routledge, 2015); Guido Alfani & Cormac Ó Gráda, (eds.) *Famine in European History* (Cambridge: Cambridge University Press, 2017).

33) Corporaal, Cusack, Janssen and van den Beuken (eds.), *Global Legacies of the Great Irish Famine*.

が示されている³⁴⁾。

また、「飢饉の歴史人類学」の可能性も指摘しておこう。飢饉は、差し迫った形で死をもたらすことはないにせよ、ひとたび起これば着実に人々の生命を危機に追い込む。そうした緩慢着実な危機に遭遇したとき、人はどのように振る舞うのか。この問題は、これまでの研究とは次元の異なる、ミクロな共同体の分析において解明されるだろう³⁵⁾。それに加えて、近年その重要性が高まりつつある自然災害と環境史の視点からの研究が加わることも望まれよう³⁶⁾。このようにアイルランド大飢饉の研究は、枠組みを新しくすることで、依然として大きな可能性を秘めていると言えよう。

34) David Sim, *A Union Forever: The Irish Question and U. S. Foreign Relations in the Victorian Age* (Ithaca & London: Cornell U. P., 2013).

35) Breandán Mac Suibhne, *Subjects Lacking Words? : The Gray Zone of the Great Famine* (Hamden: Quinnipiac U. P., 2017).

36) 自然災害と環境史の視点については、次の文献が示唆に富む。アンソニー・リード（太田淳訳）「危機的環境下で歴史を書くということ―「火山の環」はどのように変化をもたらすか」『社会経済史学』79巻4号（2014年）。

The Great Irish Famine: Historical Research and Historical Consciousness

Akihiro Takei · Shunsuke Katsuta

ABSTRACT

Eiri Saito has published a book review of Katsuta Shunsuke and Shinichi Takagami (eds.), *The Great Famine of Ireland: Potato, 'Genocide' and John Bull* (Tokyo: Tōsui Shobō, 2016) on *History and Economy*, 240 (2018). Using the review as a starting point, this paper will firstly summarize the key points under discussion in the historical research of the Great Irish Famine. Secondly, the paper will reply to the questions raised by the review. Finally, the paper will show further prospects in the historical research of the Great Famine.

Keywords : Great Irish Famine; Irish economic history; Irish history;
historical consciousness; famine studies.

JEL Classification Numbers : I39, N33, N53.

Does Sectoral Productivity Convergence Promote Per Capita Output Convergence in the Country Level Across Asian Countries?

Takashi Matsuki*

ABSTRACT

Per capita output convergence is confirmed across some Asian countries such as the “Asian Tigers”, i.e., Hong Kong, Korea, Singapore, and Taiwan (Matsuki, 2019). In addition, some other countries such as India, Indonesia, Malaysia, and Thailand show converging tendencies toward long-run convergence in the sense of asymptotically relative convergence. This paper examines whether sectoral productivity convergence across these countries contributes in achieving per capita output convergence at the aggregate (whole country) level. We also discuss which industry’s growth trend is more influential to the aggregate level convergence. Moreover, we try to identify possible growth determinants, such as international trade, macroeconomic stability, government expenditure, human capital accumulation, TFP, and ICT, promoting sectoral productivity convergence and strengthening causality relationships from sectoral productivity convergence to per capita output convergence at the whole country level.

Keywords : Productivity convergence; Output convergence; Unit roots;
Stationary covariate; Causality.

JEL Classification Numbers : C12, C22, O47, O53.

* E-mail: matsuki@ogu.ac.jp.

1. Introduction

Some growth theorists and empirical researchers claim that income gaps between poor and rich countries have become wider in recent decades. In the late 1800s, the income gap between the richest and the poorest countries was about one-tenth of what it was in 2010, without getting narrowed once through all the decades. This expanding gap is called the Great Divergence. The issue has been briskly argued in recent literature, e.g., Jones (2016).

However, when focusing on industrial sectors across countries, some researches such as Bernard and Jones (1996) and Rodrik (2013) reported that unconditional convergence at sectoral productivity level holds across some countries. In addition, McMillan and Rodrik (2011) discussed that raising productivity at sector level may become a key driver of economic development of a country. Their view also suggests that narrowing sector productivity gaps between countries seems to contribute in achieving output convergence at the aggregate (whole country) level.

The purpose of this paper is to tackle this theme in Asia, i.e., to unbind whether convergence of productivity level in dominant sectors across Asian countries helps to achieve and maintain long-run per capita output convergence at country level. To this end, we employ more powerful unit root testing methods such as the covariate augmented Dickey-Fuller (CADF) test with/without endogenous structural breaks (Hansen, 1995; Matsuki, 2019). We also try to identify which sectoral productivity convergence influences output convergence the most at the aggregate level.

The remainder of this paper is organized as follows. Section 2 conducts the preliminary investigation of productivity improvement and industrial structures in

Asian countries. Section 3 explains the definition of the convergence of per capita output and sectoral productivity level. Section 4 begins with an explanation of Hansen's testing method, and then mentions the test with endogenous structural breaks as its extension. The empirical results are discussed in Section 5, and Section 6 concludes the study.

2. Preliminary investigation of productivity improvement and industrial structures in Asian countries

2.1. Type of productivity improvement

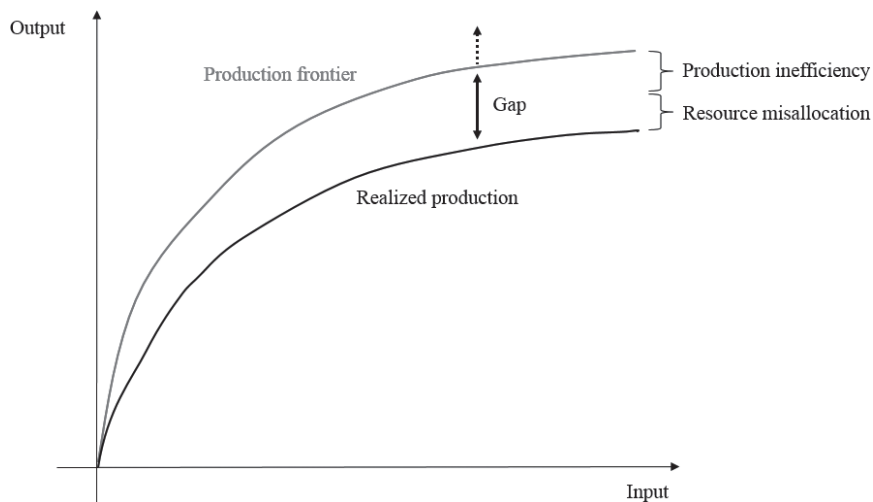
Let us consider what types of productivity improvement Asian countries have experienced. To this end, we use McMillan and Rodrik's (2011) labor productivity decomposition. This approach allows us to decompose per capita output productivity into intra-industry and inter-industry productivity improvements. Figure 1 shows that these two types of productivity improvements in a country push up its realized production closer to the production frontier. The productivity decomposition by McMillan and Rodrik (2011) is defined as follows.

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^n \theta_{i,t-k} \Delta y_{i,t} + \sum_{i=1}^n y_{i,t} \Delta \theta_{i,t} \quad (1)$$

where Y_t and $y_{i,t}$ are the productivity values (production/labor) in the whole economy and each sector. $\theta_{i,t}$ is the labor share in sector i . ΔY_t is the growth rate of per capita output productivity in a country. In this equation, the first term in the right hand side is the weighted sum of intra-industry growth in each sector, and the second term is the sectoral reallocation of labor resources across different sectors.

Figure 2 shows the decomposition of per labor production growth into the intra-

Figure 1. Type of productivity improvement



industry productivity and inter-industry (labor input) reallocation. In all the countries except Thailand, during the sample period, the intra-industry productivity improvement more largely contributes to the per labor production growth in the whole country. This means that the intra-industry productivity improvement has played a principal role in the sectoral production increase in Asia. Then, this enhanced sectoral production aggregately leads to the whole country's economic growth. From this fact, to uncover the structure of growth processes of Asian countries, we will mainly focus on the productivity improvement within each industrial sector in the subsequent sections.

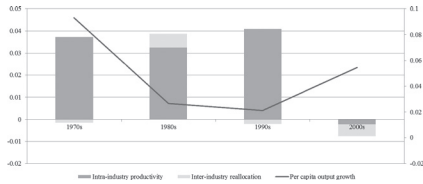
2.2. Leading industries in Asian countries

We here confirm trends of industrial structures in Asian countries. Figure 3 shows the structure of the value added in nine sectors, categorized by ISIC Rev.3.1

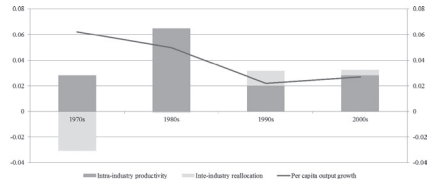
Does Sectoral Productivity Convergence Promote Per Capita Output Convergence in the Country Level Across Asian Countries? (松木)

Figure 2. Intra-industry productivity and inter-industry reallocation

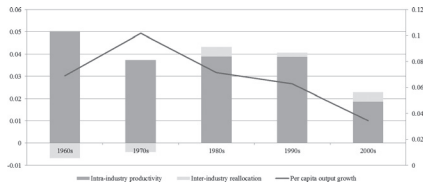
SGP¹⁾



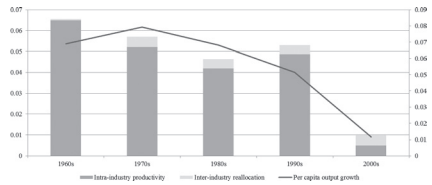
HKG



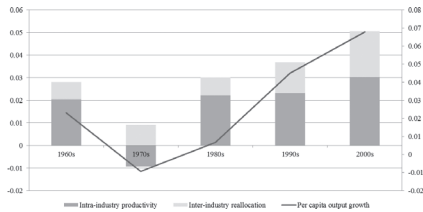
KOR



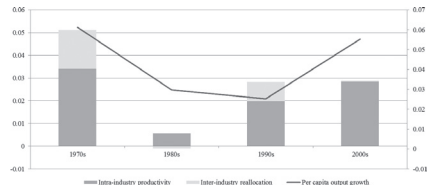
TWN



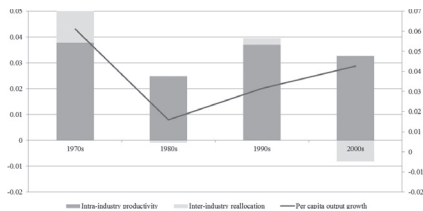
IND



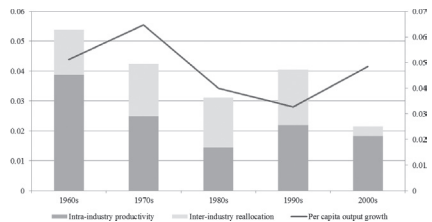
IDN



MYS



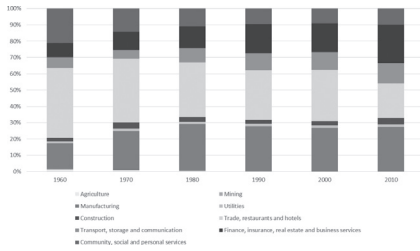
THA



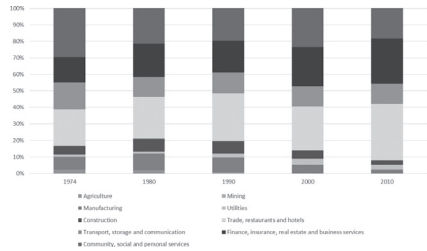
- 1) SGP, HKG, KOR, TWN, IND, IDN, MYS, and THA stand for Singapore, Hong Kong, Korea, Taiwan, India, Indonesia, Malaysia, and Thailand, respectively.

Figure 3. Shares of sectoral value added (excluding government services)

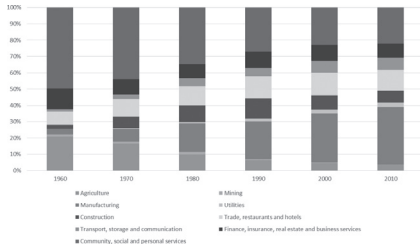
SGP



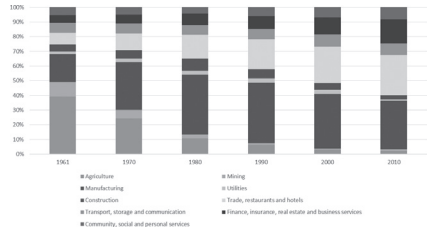
HKG



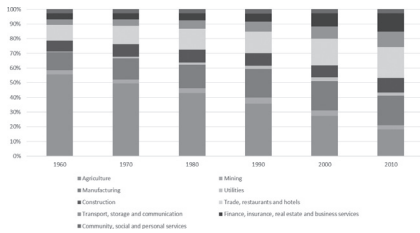
KOR



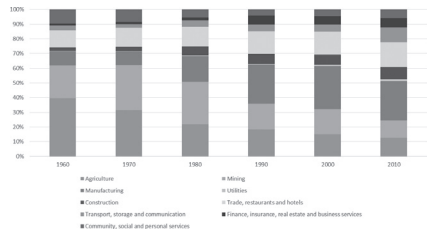
TWN



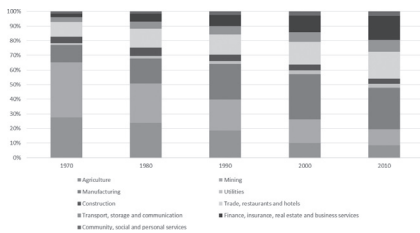
IND



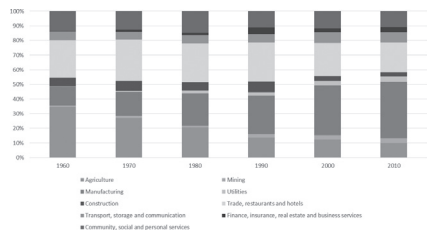
IDN



MYS



THA



classification (see Table A1 in Appendix for more details). Among Singapore, Hong Kong, Korea, and Taiwan, apparently, manufacturing, trade, and finance are the dominant industries, though in Hong Kong, the last category (community) has the second largest share. As for other four countries, manufacturing and trade also occupy large shares in all economies. Finance is important in India and Malaysia. In addition, agriculture is not negligible in India, Indonesia, and Thailand. From these tendencies of industrial structures in Asian countries, at least manufacturing, trade, and finance are essential industries in most countries' growth strategies, and agriculture is important for some countries such as India, Indonesia, and Thailand.

As for some of these important industries, we try to find the evidence of sectoral productivity convergence across countries in Section 4. By doing so, we examine whether some key industries contribute to the whole country convergence.

3. Concept of convergence of per capita output

We adopt the definition of convergence proposed by Bernard and Durlauf (1995) and Hobijn and Franses (2000). They noted that the convergence of outputs between two countries holds if the long-run forecasts of output differences approach zero as the forecasting horizon approaches infinity.

$$\lim_{h \rightarrow \infty} E(y_{i,t+h} - y_{j,t+h} | I_t) = 0 \quad (2)$$

where y_i and y_j are per capita outputs of countries i and j , respectively, h is the forecasting horizon, and I_t is an information set at fixed time t . This definition will be satisfied in the time series context if $y_{i,t+h} - y_{j,t+h}$ is a mean zero stationary

process. That is, even if a certain shock affects the outputs of two countries and their output difference deviates from zero, this deviation is simply temporal and eventually the difference reverts to zero. As Evans and Karras (1996) and Hobijn and Franses (2000) have discussed, the zero mean stationarity of output difference is considered as asymptotically absolute (or perfect) convergence (hereafter, absolute convergence).

On the other hand, when the output difference shows the nonzero mean stationarity, it never vanishes even in the long run but does not divert and stably moves around its mean. From an economic perspective, by introducing advanced technologies of the leader country in a certain region, the follower country is gradually catching up with the leader country but the gap of per capita output between the countries is not perfectly removed even in the long-run steady-state. This relation is defined as asymptotically relative convergence (hereafter, relative convergence).

The current and lagged series of per capita output difference are commonly used in an empirical framework. In multi-country settings, deviations from a reference country are often taken as the convergence measure. Following Matsuki (2019), Singapore and Hong Kong are used as reference countries in Asia.

Many empirical studies confirm the validity of Eq.(2) using the current and lagged series of y_i and y_j or those of their difference in a unit root or cointegration test framework. However, this approach may use the information pertaining to I_t only to a limited extent. Following Matsuki (2019), to confirm whether Eq.(2) holds more precisely, we employ additional information as a stationary covariate in the ADF regression model, which will be explained in details in Sections 4 and 5.

4. Model and statistical methodology

In this section, we first explain the ideas of the covariate augmented Dickey-Fuller (CADF) test proposed by Hansen (1995) ; then, its extension to consider the existence of structural breaks in the model. These are our main methods in the analysis.

4.1. The covariate augmented Dickey-Fuller test

In order to estimate the autoregressive (AR) parameter of the ADF model more precisely and then enhance its test power, Hansen (1995) introduced a stationary covariate into the model. This idea stems from the fact that a time series under investigation is believed to be related to another time series. In other words, the additional available information about the kind of correlation structure among these time series can be utilized to estimate the ADF model more efficiently and make the test more powerful.

Hansen's (1995) general model specification is as follows.

$$y_t = d_t + S_t \quad (3)$$

$$a(L)\Delta S_t = \delta S_{t-1} + v_t \quad (4)$$

$$v_t = b(L)'(\Delta x_t - \mu_x) + e_t \quad (5)$$

where d_t is a deterministic term, wherein $d_t = \{\emptyset\}$ and $\{1\}$ in this study. $a(L) = 1 - a_1L - a_2L^2 - \dots - a_pL^p$ is a p -th order polynomial in the lag operator. v_t is a white noise process, which covariates with Δx_t shown in Eq.(5). Δx_t is an m -vector, $\mu_x = E(\Delta x_t)$, and $b(L) = b_{q2}L^{-q2} + \dots + b_{q1}L^{q1}$ is a lag polynomial allowing for both $q2$ leads and $q1$ lags of Δx_t in Eq. (5). In addition, the long-run

covariance matrix is defined as

$$\Omega = \sum_{k=-\infty}^{\infty} E \left[\begin{pmatrix} v_t \\ e_t \end{pmatrix} (v_{t-k} \quad e_{t-k}) \right] = \begin{pmatrix} \sigma_v^2 & \sigma_{ve} \\ \sigma_{ve} & \sigma_e^2 \end{pmatrix} \quad (6)$$

and the long-run squared correlation between v_t and e_t is defined as

$$\rho^2 = \frac{\sigma_{ve}^2}{\sigma_v^2 \sigma_e^2}. \quad (7)$$

ρ^2 shows the relative contribution of Δx_t to v_t at zero frequency. When Δx_t explains nearly all the zero-frequency movement in v_t , meaning $\sigma_{ve}^2 = 0$, ρ^2 takes zero. When $b(L) = 0$, $v_t = e_t$ and $\rho^2 = 1$.

$$\Delta y_t = \hat{\alpha} d_t + \hat{\delta} y_{t-1} + \hat{b}(L)'(\Delta x_t - \mu_x) + \sum_{p=1}^{\bar{p}} \hat{a}_p \Delta y_{t-p} + error. \quad (8)$$

Eq. (8) is the regression equation, in which to remove the autocorrelation in the error term, the lagged first-differenced terms of y_t are included. Hansen (1995) also derived the limiting distribution of $t(\hat{\delta}) = \hat{\delta}/s(\hat{\delta})$ under the null hypothesis of the unit root test, namely, $\delta = 0$, which is a weighted sum of a Dickey-Fuller distribution and a standard normal one in the case of $d_t = \{\emptyset\}$.

In practice, one adds a covariate Δx_t with its leads and lags to the ADF model, and then, the null of $\delta = 0$ is tested. The critical values corresponding to each ρ^2 are tabulated in Table 1 in Hansen's (1995) paper.

4.2. Extension of the covariate augmented Dickey-Fuller test to allow for endogenous structural breaks

Matsuki (2019) has extended the conventional CADF test to consider the

presence of structural changes in the model. Following Hansen (1995), the models under the null hypothesis are Eqs.(3), (4), and (5) with $\delta = 0$. In addition, structural breaks up to two are introduced into the alternative model and regression equation. The models for the case of two structural breaks are as follows.

$$a(L)\Delta S_t = \delta S_{t-1} + \gamma DU(\tau_1)_t + \zeta DU(\tau_2)_t + v_t \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & \hat{\alpha} d_t + \hat{\delta} y_{t-1} + \hat{b}(L)'(\Delta x_t - \mu_x) + \hat{\gamma} DU(\tau_1)_t + \hat{\zeta} DU(\tau_2)_t \\ & + \sum_{p=1}^{\bar{p}} \hat{a}_p \Delta y_{t-p} + error \end{aligned} \quad (10)$$

where $DU(\tau_i)_t = 1$ for $t \geq \tau_i T$ and zero otherwise ($i = 1, 2$). τ_i is the fraction of the i -th break in $0 < \tau_i < 1$, and $\tau_i T$ is the i -th break date ($i = 1, 2$). The break dates are assumed to be unknown; therefore, they are endogenously determined to be located where the one-sided $t(\hat{\delta})$ is minimized in sequential estimation over all possible combinations of break dates within $0 < \tau_1 < \tau_2 < 1$. In Eq.(3), when $d_t = \{1\}$, the series is demeaned before estimating the model.

Since this minimum t -statistic does not belong to the probability distribution derived by Hansen (1995), its critical values are not available for the test. Therefore, these values were obtained based on a Monte Carlo simulation, and are tabulated in Table A4 in Matsuki (2019).

5. Empirical analysis

5.1. Data

The data herein are mainly sourced from Penn World Table 9.0, World Development Indicators, and GGDC (Groningen Growth and Development Centre) 10-sector database. The sample period is 1970-2011 against Singapore and 1974-2011 against Hong Kong. Real per capita GDP is obtained by dividing output-side real GDP (in mil. 2005US\$) by population. We use the following variables as stationary covariates for the CADF test: trade/GDP ratio, inflation rate, government expenditure/GDP ratio, human capital index, total factor productivity (TFP) index, and ICT (see Table A2 for more details). These variables are considered to be possible economic growth determinants that drive Asian countries toward long-run output convergence. The trade/GDP ratio shows the effectiveness of the export-oriented strategy for economic growth. The inflation rate represents the macroeconomic stability needed to provide a strong foundation for active economic activities. The government expenditure/GDP ratio denotes the degree of contribution of the central government's fiscal policies toward economic development. The human capital index confirms the importance of the quality of the potential labor force to the long-term growth path. The TFP index indicates possible improvements to increase the production level in an economy. The ICT shows the level of ICT technology or its penetration level in the economy. All the variables are taken in natural logarithms except the ICT variable. The logs of the human capital index and TFP index are first-differenced.

5.2. Empirical results

Table 1 shows the summary of empirical results highlighted in Matsuki (2019).

The results reveal that the absolute output convergence holds among Singapore, Hong Kong, Korea, and Taiwan, which is detectable with/without a stationary covariate in the regression model (in the second and fourth columns). In addition, when the trade/GDP ratio is used as a stationary covariate, the relative convergence is found between Singapore and Thailand (in the third column). Malaysia, India, and Indonesia also display relative convergence tendencies toward Hong Kong, when the CADF test utilizes growth factors such as the trade/GDP ratio, government expenditure/GDP ratio, and human capital index for Malaysia; inflation rate for India; and government expenditure/GDP ratio for Indonesia (in the fourth column).

In the light of these facts, we then proceed to investigate sectoral productivity convergence toward the reference countries.

5.2.1. CADF tests with/without structural breaks

We first apply the CADF test without structural breaks; then with one or two structural breaks to the manufacturing and finance sectors.¹⁾ The results for the CADF test without any breaks are shown in Tables 2a, 2b, 3a, and 3b; those for one-break are shown in Tables 4a, 4b, 5a, and 5b. The results for tests with two breaks are not displayed here.^{2),3)} We find more significant rejections of the null hypothesis (no productivity convergence) when we allow for one possible structural break (Tables 4a, 4b, 5a, and 5b). Moreover, in the finance industry,

- 1) The optimum lag length of the regression equation is selected by the modified Akaike information criterion (MAIC) suggested by Ng and Perron (2001). The maximum lag length is set at $12(\frac{T}{100})^{1/4}$.
- 2) The results are available on request to the author.
- 3) We have also applied the ADF test and the unit root test with one endogenous structural break proposed by Matsuki and Usami (2011). The results are omitted here, but are available on request to the author.

Table 1 Empirical results of output convergence in the whole country level in Asia (Summary)¹⁾

Tests	Reference country: Singapore		Reference country: Hong Kong	
	Absolute convergence	Relative convergence	Absolute convergence	Relative convergence
ADF, DF-GLS, KPSS			Korea, Taiwan	
Zivot and Andrews (1992)				
Lumsdaine and Papell (1997)				Malaysia
Perron and Vogelsang (1992)	-		-	
Papell and Prodan (2006)	-		-	
CADF			Korea (All), Taiwan (All), Singapore (Tra, Gov)	
CADF with one break	Korea (HC)	Thailand (Tra), Taiwan (Tra)	Singapore (Gov), Korea (HC)	
CADF with two breaks	Korea (HC)	Taiwan (Tra)	Singapore (Gov)	Malaysia (Tra, Gov, HC), India (Inf), Indonesia (Gov), Singapore (Gov)

(Source) Matsuki (2019).

1) Appearance of the country name indicates significant convergence toward the reference country. The words in the parentheses are covariates corresponding to the displayed results, i.e. All, Tra, Inf, Gov, and HC denote all the covariates, the trade/GDP ratio, inflation rate, government expenditure/GDP ratio, and human capital index, respectively.

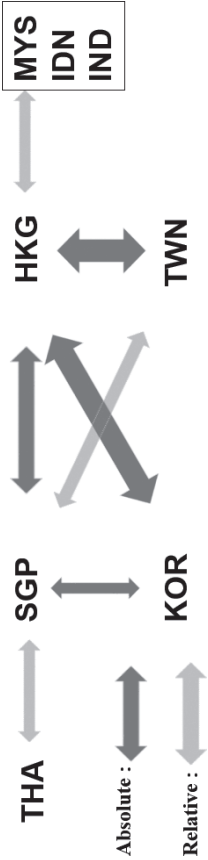


Table 2a CADF test results (Reference country: Singapore) –Manufacturing

Countries	Covariate: Trade/GDP ratio				Covariate: Inflation rate				Covariate: Government expenditure/GDP ratio			
	Raw data		Demeaned data		Raw data		Demeaned data		Raw data		Demeaned data	
	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2
Hong Kong	-0.282	0.88	-1.615	0.99	-0.334	1.00	-2.222	0.98	-0.423	0.78	-3.000**	0.73
Indonesia	0.192	0.67	-1.238	0.60	0.377	0.42	-0.771	0.56	0.967	0.88	0.014	0.98
India	1.032	0.90	-0.583	0.99	0.605	0.42	0.617	0.53	1.179	0.83	0.078	0.90
Korea	-0.361	0.75	-1.376	0.78	0.053	0.85	-0.649	0.87	-0.258	0.83	-1.183	0.91
Malaysia	1.095	0.76	-0.058	0.84	0.842	1.00	-0.917	1.00	0.971	0.76	-1.004	0.70
Thailand	1.873	0.91	0.619	0.84	1.636	0.98	0.146	0.99	1.808	0.91	0.564	0.91
Taiwan	0.864	0.97	-1.187	0.74	0.956	0.99	-0.480	0.96	0.703	0.91	-1.953	0.70

Countries	Covariate: Human capital index				Covariate: Welfare TFP index				Covariate: ICT			
	Raw data		Demeaned data		Raw data		Demeaned data		Raw data		Demeaned data	
	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2
Hong Kong	-0.356	0.80	-2.343	0.90	-0.155	0.81	-2.243	0.88	-0.305	0.98	-2.085	0.97
Indonesia	1.320	0.89	0.351	0.96	1.825	0.46	0.674	0.54	1.044	0.92	0.104	0.98
India	0.960	0.96	-0.642	0.98	1.175	0.92	-0.407	0.94	0.481	1.00	-0.906	0.95
Korea	-0.083	0.99	-0.934	1.00	-0.174	0.84	-1.220	0.84	-0.155	0.95	-1.089	0.93
Malaysia	1.478	0.66	-0.122	0.85	0.949	0.86	-0.772	0.87	1.171	0.82	-0.028	0.85
Thailand	1.378	0.97	-0.850	0.84	1.789	0.84	0.178	0.87	1.845	0.91	0.646	0.92
Taiwan	0.818	0.96	-1.618	0.58	1.029	0.99	-0.167	0.99	0.847	0.97	-1.570	0.53

***, **, and * denote statistical significance at the 1, 5, and 10% levels, respectively. The percentage points of the tests are displayed in Table 1 in Hansen's (1995) paper.

Table 2b CADF test results (Reference country: Singapore) –Finance

Countries	Covariate: Trade/GDP ratio				Covariate: Inflation rate				Covariate: Government expenditure/GDP ratio			
	Raw data		Demeaned data		Raw data		Demeaned data		Raw data		Demeaned data	
	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2
Hong Kong	-2.277**	1.00	-0.497	0.88	-2.127**	0.61	0.472	0.10	-3.809***	0.66	-1.168	0.92
Indonesia	-1.375	0.36	-1.617	0.34	-1.056	0.28	-1.248	0.27	0.176	1.00	-0.012	1.00
India	0.196	0.91	-0.986	1.00	0.632	0.67	-0.421	0.77	0.317	0.88	-0.925	0.98
Korea	0.642	0.98	0.456	0.98	1.588	0.72	1.362	0.74	0.435	1.00	0.250	1.00
Malaysia	-0.098	0.79	-0.162	0.59	-0.132	0.98	-1.600	0.97	-0.140	1.00	-1.737	0.97
Thailand	-0.314	1.00	-1.216	0.96	-0.355	1.00	-2.113	0.93	-0.360	0.98	-1.843	0.93
Taiwan	-0.418	0.90	-0.221	0.55	-0.130	0.79	-1.939	0.90	-0.350	1.00	-2.615*	0.99

Countries	Covariate: Human capital index				Covariate: TFP index				Covariate: ICT			
	Raw data		Demeaned data		Raw data		Demeaned data		Raw data		Demeaned data	
	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2
Hong Kong	-2.511**	0.90	-1.077	0.98	-2.683***	0.90	-1.116	0.91	-3.072***	0.85	-0.390	0.68
Indonesia	0.147	1.00	-0.034	1.00	0.882	0.47	0.767	0.47	0.564	0.97	0.420	0.97
India	-0.334	1.00	-1.375	1.00	-0.198	0.88	-1.097	0.90	-0.088	0.98	-1.169	1.00
Korea	0.754	0.91	0.509	0.94	-0.126	0.82	-0.294	0.82	1.164	0.77	0.972	0.79
Malaysia	-0.178	0.87	-1.396	0.58	-0.074	0.73	-1.144	0.79	-0.224	0.83	-2.875**	0.24
Thailand	-0.336	0.87	-1.874	0.83	-0.076	0.93	-1.138	0.94	-0.165	0.98	-0.241	0.97
Taiwan	-0.338	1.00	-2.576*	1.00	-0.362	0.98	-2.722*	0.98	-0.321	0.92	-0.340	0.70

***, **, and * denote statistical significance at the 1, 5, and 10% levels, respectively. The percentage points of the tests are displayed in Table 1 in Hansen's (1995) paper.

Table 3a CADF test results (Reference country: Hong Kong) –Manufacturing

Countries	Covariate: Trade/GDP ratio				Covariate: Inflation rate				Covariate: Government expenditure/GDP ratio			
	Raw data		Demeaned data		Raw data		Demeaned data		Raw data		Demeaned data	
	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2
Indonesia	-3.194***	0.48	-1.799	0.58	-2.550**	0.56	-1.212	0.58	-1.128	0.91	0.021	0.98
India	0.149	0.58	0.122	0.80	0.291	0.60	-0.101	0.67	0.735	0.57	0.185	0.78
Korea	-1.120	0.97	-1.696	0.98	-0.949	0.63	-1.100	0.73	-1.110	1.00	-1.689	1.00
Malaysia	-1.548	0.77	-0.704	1.00	-1.770*	1.00	-1.019	1.00	-1.811*	0.81	-1.055	0.82
Singapore	-0.334	1.00	-2.215	0.97	-0.344	0.99	-2.274	0.99	-0.354	0.98	-2.458	0.94
Thailand	0.706	0.70	0.442	0.76	-0.346	0.95	-0.589	0.96	0.260	0.85	0.022	0.88
Taiwan	-1.439	0.98	-0.701	0.95	-0.772	0.93	0.257	0.81	-1.105	1.00	0.260	0.97

Countries	Covariate: Human capital index				Covariate: TFP index				Covariate: ICT			
	Raw data		Demeaned data		Raw data		Demeaned data		Raw data		Demeaned data	
	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2
Indonesia	-0.317	0.98	0.179	0.95	-1.064	0.03	-0.722	0.04	-0.397	0.98	0.568	0.90
India	0.731	0.72	-0.648	0.79	0.639	0.55	-0.397	0.56	0.215	0.06	0.538	0.06
Korea	-1.071	0.98	-1.008	0.97	-1.351	0.73	-1.841	0.75	-1.094	0.90	-1.038	0.87
Malaysia	-1.165	0.96	0.016	0.88	-1.012	0.73	-0.224	0.71	-0.572	0.84	0.183	0.71
Singapore	-0.395	0.73	-2.503	0.87	-0.314	0.88	-2.022	0.94	-0.321	1.00	-2.241	0.94
Thailand	-0.790	0.97	-1.109	0.95	-0.041	0.45	-0.313	0.47	0.545	0.72	0.314	0.76
Taiwan	-1.466	0.92	-1.465	0.78	-1.435	0.93	-0.517	0.95	-1.308	0.96	-1.379	0.61

***, **, and * denote statistical significance at the 1, 5, and 10% levels, respectively. The percentage points of the tests are displayed in Table 1 in Hansen's (1995) paper.

Table 3b CADF test results (Reference country: Singapore) –Finance

Countries	Covariate: Trade/GDP ratio				Covariate: Inflation rate				Covariate: Government expenditure/GDP ratio			
	Raw data		Demeaned data		Raw data		Demeaned data		Raw data		Demeaned data	
	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2
Indonesia	-0.887	0.29	-2.186	0.25	0.578	0.32	-0.534	0.35	-0.276	0.95	-2.055	0.34
India	-0.214	0.14	0.654	0.02	-0.462	0.39	-0.024	0.21	-0.807	0.45	-0.050	0.12
Korea	0.923	1.00	-0.298	0.92	0.469	0.68	1.177	0.37	0.972	1.00	0.150	1.00
Malaysia	-1.241	0.94	0.158	0.90	-1.419	0.99	-0.540	0.99	-1.437	0.86	-0.586	0.89
Singapore	-3.229***	0.88	-0.518	0.77	-2.287**	1.00	-1.044	1.00	-2.144**	0.99	-0.636	0.92
Thailand	-0.611	1.00	-2.015	0.94	-0.699	0.98	-1.940	0.87	-0.590	0.99	-1.831	1.00
Taiwan	-2.389**	1.00	-1.186	1.00	-2.410**	0.99	-1.213	0.99	-2.261**	0.97	-0.900	0.98

Countries	Covariate: Human capital index				Covariate: TFP index				Covariate: ICT			
	Raw data		Demeaned data		Raw data		Demeaned data		Raw data		Demeaned data	
	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2
Indonesia	-0.011	1.00	-0.918	0.93	1.144	0.15	0.467	0.16	0.694	0.94	0.081	0.98
India	-0.683	0.91	-0.862	0.76	-0.690	1.00	-1.132	1.00	-0.147	0.04	0.902	0.03
Korea	1.073	0.81	-1.139	0.55	1.137	0.84	0.649	0.83	0.911	1.00	-0.120	0.92
Malaysia	-1.232	0.92	0.215	0.88	-1.051	0.80	-0.311	0.93	-1.298	0.97	-0.155	0.97
Singapore	-2.453**	0.87	-0.987	0.91	-2.228**	0.99	-1.029	0.96	-2.985***	0.84	-0.317	0.63
Thailand	-0.472	0.76	-1.207	0.83	-0.442	0.88	-1.258	0.91	-0.523	0.99	-1.875	0.96
Taiwan	-2.020**	0.70	-0.117	0.63	-2.322**	1.00	-1.001	1.00	-2.289**	0.91	-0.925	0.93

***, **, and * denote statistical significance at the 1, 5, and 10% levels, respectively. The percentage points of the tests are displayed in Table 1 in Hansen's (1995) paper.

Table 4a CADF test results with one structural break (Reference country: Singapore) –Manufacturing

Countries	Covariate: Trade/GDP ratio				Covariate: Inflation rate				Covariate: Government expenditure/GDP ratio			
	w/o constant & trend		w/ constant		w/o constant & trend		w/ constant		w/o constant & trend		w/ constant	
	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2
Hong Kong	-0.607	1.00	-2.350	0.21	-1.017	0.99	-2.801	0.54	-1.227	0.70	-3.413	0.66
Indonesia	-4.235****	0.09	-5.099****	0.03	-4.248****	0.11	-3.796**	0.04	-3.444**	0.35	-3.260	0.35
India	-0.331	0.86	-2.443	0.76	-0.520	0.47	-1.514	0.64	-0.923	0.34	-2.177	0.97
Korea	-1.376	0.97	-1.633	0.81	-1.032	0.82	-1.718	0.83	-1.420	0.95	-1.904	0.95
Malaysia	-0.482	0.74	-2.226	0.39	-0.379	1.00	-2.234	1.00	-0.124	0.78	-2.428	0.36
Thailand	-0.438	0.73	-1.991	0.95	-0.627	0.99	-2.586	1.00	-1.216	0.13	-2.282	0.72
Taiwan	-2.418	0.81	-3.483	0.28	-2.077	0.99	-1.606	0.99	-1.806	0.99	-2.474	0.77

Countries	Covariate: Human capital index				Covariate: TFP index				Covariate: ICT			
	w/o constant & trend		w/ constant		w/o constant & trend		w/ constant		w/o constant & trend		w/ constant	
	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2
Hong Kong	-0.920	0.87	-2.790	0.88	-1.124	0.98	-2.537	0.98	-0.932	1.00	-2.414	0.75
Indonesia	-1.572	0.96	-2.829	0.73	-1.481	0.46	-1.261	0.29	-2.039	1.00	-1.010	1.00
India	-0.153	0.61	-2.372	0.52	-0.945	0.97	-2.788	0.98	-0.684	0.98	-3.081	0.99
Korea	-1.607	0.88	-2.807	0.57	-1.597	0.75	-2.124	0.85	-1.609	0.86	-3.120	0.56
Malaysia	-1.095	0.47	-1.325	0.65	-1.883	0.76	-2.257	0.84	-0.134	0.55	-2.405	0.77
Thailand	-0.322	0.98	-2.598	0.33	-0.476	0.86	-2.005	0.90	-0.715	0.89	-0.860	0.98
Taiwan	-2.223	0.92	-2.358	0.65	-2.033	1.00	-1.633	0.99	-2.078	0.99	-2.005	0.56

***, **, and * denote statistical significance at the 1, 5, and 10% levels of the asymptotic distribution of the test, respectively, and +, ++, and +++ denote statistical significance at the 1, 5, and 10% levels of the finite-sample distribution of the test, respectively. These percentage points of the tests are displayed in Table A4 in Matsuki (2019).

Table 4b CADF test results with one structural break (Reference country: Singapore) –Finance

Countries	Covariate: Trade/GDP ratio				Covariate: Inflation rate				Covariate: Government expenditure/GDP ratio			
	w/o constant & trend		w/ constant		w/o constant & trend		w/ constant		w/o constant & trend		w/ constant	
	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2
Hong Kong	-3.281	0.92	-3.697	0.75	-2.039	0.36	-2.919	0.31	-3.357	0.78	-3.551	0.74
Indonesia	-6.284***++	0.10	-5.369***++	0.01	-4.443***++	0.29	-1.781	0.30	-6.630***++	0.56	-7.614***++	0.49
India	-3.228	0.65	-4.675***+	0.56	-1.838	0.75	-2.866	0.85	-3.715*+	0.96	-4.807***+	0.90
Korea	-3.908***+	0.86	-4.018	0.76	-2.809	0.85	-2.901	0.87	-3.388	1.00	-3.957	0.75
Malaysia	-0.405	0.68	-4.618***+	0.54	-0.108	0.98	-3.816	1.00	-0.436	0.19	-4.040	0.94
Thailand	-4.758***++	0.12	-5.059***++	0.03	-2.023	1.00	-4.177*+	0.92	-1.660	1.00	-3.578	0.88
Taiwan	-0.911	0.71	-4.708***+	0.44	-1.213	0.71	-2.759	0.78	-0.821	0.96	-3.531	0.41

Countries	Covariate: Human capital index				Covariate: TFP index				Covariate: ICT			
	w/o constant & trend		w/ constant		w/o constant & trend		w/ constant		w/o constant & trend		w/ constant	
	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2	t	ρ^2
Hong Kong	-3.222	0.96	-3.455	0.94	-2.455	0.95	-3.491	0.96	-4.547***++	0.66	-3.951	0.63
Indonesia	-2.975	0.58	-1.959	0.56	-2.598	0.51	-1.050	0.23	-4.249***+	0.98	-6.419***++	0.32
India	-3.488+	1.00	-4.082	0.95	-3.246	0.99	-4.140*+	0.99	-3.879***+	0.58	-3.754	0.78
Korea	-3.721	0.95	-3.616	0.91	-3.995***+	0.79	-4.218	0.73	-4.188***+	0.79	-4.752***+	0.75
Malaysia	-0.073	0.73	-3.271	0.89	-0.172	0.73	-3.568	0.88	-0.059	1.00	-4.739***+	0.65
Thailand	-1.715	0.90	-2.636	0.93	-1.610	0.79	-2.540	0.82	-2.887	0.59	-5.508***++	0.15
Taiwan	-1.200	0.94	-2.916	0.96	-1.256	0.97	-2.898	0.95	-0.911	0.86	-3.796	0.73

***, **, and * denote statistical significance at the 1, 5, and 10% levels of the asymptotic distribution of the test, respectively, and +, ++, and + denote statistical significance at the 1, 5, and 10% levels of the finite-sample distribution of the test, respectively. These percentage points of the tests are displayed in Table A4 in Matsuki (2019).

Table 5a CADF test results with one structural break (Reference country: Hong Kong) –Manufacturing

Countries	Covariate: Trade/GDP ratio				Covariate: Inflation rate				Covariate: Government expenditure/GDP ratio			
	w/o constant	t	ρ^2	w/ constant	w/o constant & trend	t	ρ^2	w/ constant	w/o constant & trend	t	ρ^2	w/ constant
Indonesia	-8.001***++++	0.20	-7.057***++++	0.07	-9.028***++++	0.00	-5.233***++++	0.00	-3.216	0.94	-4.609***++	0.39
India	-1.181	0.24	-3.838	0.68	-0.936	0.71	-3.578	0.98	-3.118	0.24	-3.641	0.52
Korea	-3.639*++	0.45	-2.549	1.00	-1.609	0.98	-2.397	0.69	-2.976	0.63	-2.769	0.97
Malaysia	-4.449***++++	0.15	-4.667***++	0.14	-2.940	0.98	-2.640	0.99	-3.599*+	0.60	-3.635	0.55
Singapore	-1.057	1.00	-2.453	1.00	-1.159	1.00	-2.692	1.00	-1.308	0.92	-2.746	0.98
Thailand	-3.474+	0.92	-3.251	1.00	-4.543***++++	0.94	-4.426***++	0.91	-3.830	0.99	-3.744	0.99
Taiwan	-2.043	0.71	-2.771	0.75	-0.836	0.94	-0.850	0.88	-1.318	0.98	-1.195	1.00
Countries	Covariate: Human capital index				Covariate: TFP index				Covariate: ICT			
	w/o constant	t	ρ^2	w/ constant	w/o constant & trend	t	ρ^2	w/ constant	w/o constant & trend	t	ρ^2	w/ constant
Indonesia	-3.115	0.96	-3.636	0.95	-4.248***++++	0.00	-2.054	0.01	-2.916	1.00	-1.877	0.54
India	-1.762	0.69	-4.125*+	0.79	-2.349	0.31	-3.169	0.70	-0.358	0.00	-0.276	0.00
Korea	-3.146	0.44	-3.031	0.47	-3.075	0.74	-3.022	0.71	-2.850	0.38	-1.923	0.54
Malaysia	-2.223	0.75	-2.395	0.76	-2.288	0.70	-2.434	0.52	-0.883	0.68	-0.447	0.79
Singapore	-1.201	0.75	-2.786	0.90	-1.056	0.89	-2.442	0.94	-1.044	1.00	-2.751	0.63
Thailand	-5.978***++++	0.44	-5.521***++++	0.46	-2.832	0.38	-2.364	0.51	-0.946	0.12	-1.139	0.17
Taiwan	-2.075	0.67	-2.595	0.74	-1.423	0.96	-2.334	0.90	-1.888	0.66	-2.021	0.75

***, **, and * denote statistical significance at the 1, 5, and 10% levels of the asymptotic distribution of the test, respectively, and +, ++, and + denote statistical significance at the 1, 5, and 10% levels of the finite-sample distribution of the test, respectively. These percentage points of the tests are displayed in Table A4 in Matsuki (2019).

Table 5b CADF test results with one structural break (Reference country: Hong Kong) –Finance

Countries	Covariate: Trade/GDP ratio				Covariate: Inflation rate				Covariate: Government expenditure/GDP ratio			
	w/o constant	t	p ²	w/ constant	w/o constant & trend	t	p ²	w/ constant	w/o constant & trend	t	p ²	w/ constant
Indonesia	-6.548***++	0.43	-6.530***++	0.98	-4.202***+	0.20	-3.804	0.38	-11.486***++	0.07	-10.896***++	0.21
India	-3.248	0.56	-5.815***++	0.72	-2.004	0.66	-4.961***+	0.99	-4.465***++	0.30	-5.463***++	0.95
Korea	-2.777	0.72	-2.113	0.42	-1.555	0.95	-0.613	0.53	-3.050	0.54	-2.413	0.52
Malaysia	-1.777	0.98	-3.327	0.83	-2.028	0.92	-3.866	0.96	-1.887	0.86	-4.055	0.72
Singapore	-3.378	0.82	-3.873	0.68	-2.325	1.00	-3.256	1.00	-2.215	0.97	-2.772	0.95
Thailand	-4.245***++	0.00	-4.343***+	0.00	-2.557	0.96	-3.815	0.63	-3.840***+	0.38	-5.699***++	0.04
Taiwan	-3.875***+	0.68	-4.270**+	0.54	-4.399***++	0.45	-3.776	1.00	-3.306	0.96	-3.532	0.98

Countries	Covariate: Human capital index				Covariate: TFP index				Covariate: ICT			
	w/o constant	t	p ²	w/ constant	w/o constant & trend	t	p ²	w/ constant	w/o constant & trend	t	p ²	w/ constant
Indonesia	-10.949***++	0.73	-12.074***++	0.75	-4.312***++	0.48	-5.706***++	0.80	-9.799***	0.76	-11.216***	0.85
India	-1.988	1.00	-6.180***++	1.00	-1.929	0.95	-5.954***++	0.98	-2.092	0.03	-0.282	0.05
Korea	-1.537	0.81	-2.242	0.33	-1.355	0.81	-0.803	0.88	-2.193	0.94	-1.794	0.55
Malaysia	-1.912	0.83	-3.290	1.00	-1.728	0.75	-3.450	0.95	-2.357	0.54	-3.797	0.97
Singapore	-3.144	0.78	-3.054	0.75	-2.269	0.99	-3.148	1.00	-3.098	0.70	-5.275***	0.35
Thailand	-1.697	0.98	-2.676	0.97	-2.146	0.86	-2.494	0.95	-4.045**	0.32	-2.024	0.69
Taiwan	-1.906	0.99	-2.030	0.83	3.199	1.00	-3.599	1.00	3.365*	0.64	-3.464	0.33

***, **, and * denote statistical significance at the 1, 5, and 10% levels of the asymptotic distribution of the test, respectively, and +, ++, and + denote statistical significance at the 1, 5, and 10% levels of the finite-sample distribution of the test, respectively. These percentage points of the tests are displayed in Table A4 in Matsuki (2019).

more converging tendencies of productivity toward the reference countries are observed (Tables 4b and 5b).

The obtained test results are summarized in Tables 6a and 6b. In the manufacturing industry (Table 6a), Indonesia and Thailand turn out to have relatively strong absolute convergence trends toward Singapore and/or Hong Kong. In addition, Korea and Malaysia have weak but significant absolute convergence. The relative convergence holds between Singapore and Hong Kong, Singapore and Taiwan, and Hong Kong and India. Thus, in the manufacturing industry, India, Indonesia, Korea, Malaysia, and Thailand seem to have already caught up with Hong Kong in terms of either concepts of productivity convergence.

In the finance industry (Table 6b), more evidence of converging trends in the productivity level can be observed. In all the countries except Malaysia, the productivity convergence toward the reference countries holds in the sense of absolute convergence. In particular, India, Indonesia, Korea, and Thailand show tendencies toward both the reference countries. Taiwan also has a relative sense of convergence toward Singapore, while Malaysia shows the tendency toward both the reference countries.

Compared to the results of the manufacturing industry (Table 6a), more countries connected to Singapore and Hong Kong in either convergence concepts in the finance industry. This fact shows that in the finance industry, more countries have effectively caught up with the leader countries by implementing their own economic growth policies, some of which are implied by some stationary covariates used in the regression model. For example, against Singapore, the trade/GDP ratio is effective for India, Indonesia, Korea, and Thailand; government expenditure/GDP ratio for Hong Kong, India, Indonesia, Korea, and Thailand; and ICT for India and Indonesia. Against Hong Kong, the trade/GDP ratio is valid for

Table 6a Summary of the test results (Manufacturing)

Model	Reference country: Singapore		Reference country: Hong Kong	
	Absolute convergence	Relative convergence	Absolute convergence	Relative convergence
ADF				
Endogenous one break			IDN, THA	IDN, IND
CADF		HKG (Gov)	IDN (Tra, Inf)	
CADF with one break	IDN (Tra, Inf)	IND (Tra)	IDN (Tra, Inf, TFP), KOR (Tra), MYS (Tra), THA (Inf, HC)	IDN (Gov), MYS (Tra), THA (Inf, HC)
CADF with two breaks	IDN (Tra, Inf)	IDN (Tra), TWN (Tra)	IDN (Tra, Inf), MYS (Tra), THA (Inf, HC)	IDN (Tra, Inf, Gov, HC), KOR (ICT), MYS (Tra), THA (HC)

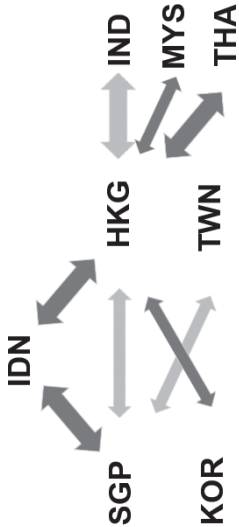
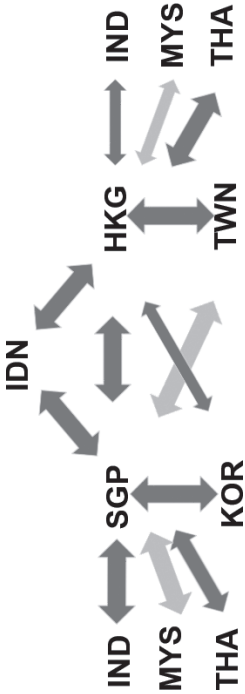


Table 6b Summary of the test results (Finance)

Model	Reference country: Singapore		Reference country: Hong Kong	
	Absolute convergence	Relative convergence	Absolute convergence	Relative convergence
ADF	HKG		SGP, TWN	TWN
Endogenous one break	IDN, KOR	IDN, IND	IDN	IDN, IND
CADF	HKG (AII)	MYS (ICT)	SGP (AII), TWN (AII)	
CADF with one break	HKG (Gov), IND (Tra, Inf, Gov, HC), IND (Gov), KOR (Tra, Gov), THA (Tra)	HKG (ICT), IDN (Tra, Gov, HC), IND (Tra, HC, ICT), KOR (Gov), MYS (Tra, Gov, ICT), THA (Tra, Gov), TWN (Tra)	IDN (AII), IND (Gov), THA (Tra, Gov, ICT), TWN (Tra, Inf)	IDN (Tra, Gov, HC, TFP, ICT), IND (Tra, Inf, Gov, HC, TFP), SGP (ICT), THA (Trade, Gov), TWN (Tra)
	HKG (Gov, TFP), IDN (Tra, HC, ICT), IND (Tra, Gov, HC, ICT), KOR (Tra, Gov), THA (Tra, Gov)	HKG (Tra, Gov, ICT), IDN (Tra, Gov, HC), IND (Tra, Gov, HC, ICT), KOR (Tra, Gov, HC), MYS (Tra, HC, ICT), THA (Tra, Inf, Gov, ICT), TWN (Tra, Gov, HC, TFP, ICT)	IDN (AII), THA (Tra, Gov), TWN (Tra)	IDN (AII), MYS (Gov), SGP (ICT), THA (Tra, Inf, Gov)
CADF with two breaks				



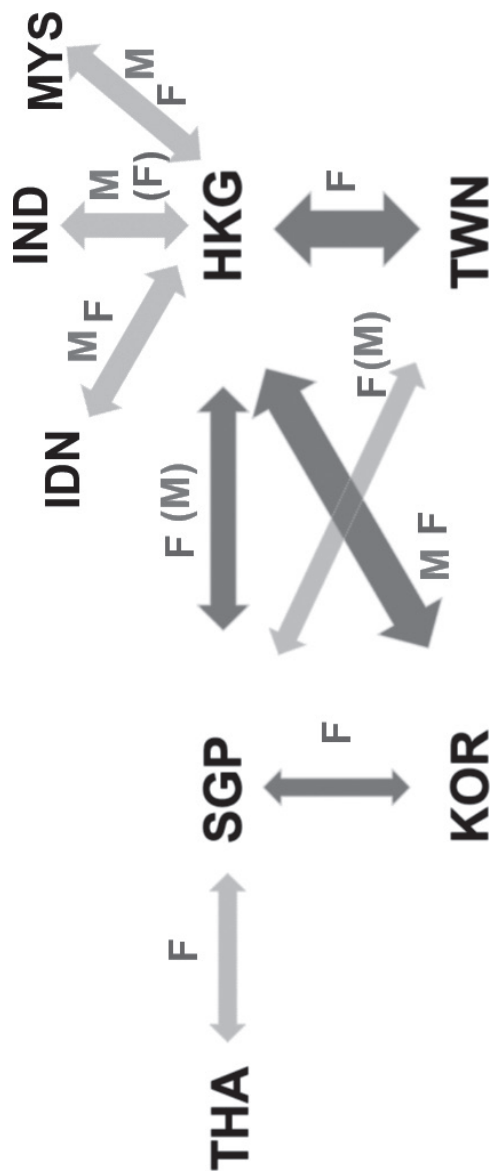
Thailand and Taiwan; government expenditure/GDP ratio for Indonesia and Thailand. For these countries, the export-oriented economic strategy, government budget policy, and/or the development of ICT technology work as effective driving forces for stepping on the long-run convergence process of productivity level.

In Figure 4, we superimpose only some strong signs of productivity convergence on the aggregate level per capita output convergence. Thus, we can say that the productivity convergence in the manufacturing and/or finance industries can possibly contribute to the per capita output convergence. Among the Asian Tigers and Thailand, the productivity convergence in the finance sector is more prevalent; while against Hong Kong, Malaysia, India, and Indonesia show that both industries are influential. In the next subsection, we will try to confirm the existence of causality from sectoral productivity convergence to per capita output convergence at the whole country level.

5.2.2. Causality analysis

We apply the Granger causality test to the difference series of per capita outputs and those of sectoral productivity levels between two countries. In the test, 4 or 5 lags are used in a VAR model. Table 7 shows the selected test results. When the reference country is Singapore, the productivity convergence in the manufacturing industry significantly contributes to the per capita output convergence in India, Hong Kong, and Taiwan; while in the finance industry, Korea and Thailand show more convergence. When the reference country is Hong Kong, more countries display the causality relationships in both industries. The productivity convergence in the manufacturing industry promotes the per capita output convergence in India, Indonesia, Korea, and Taiwan; while in the finance industry, Korea, Malaysia, Singapore, Thailand, and Taiwan show more convergence.

Figure 4. Per capita output convergence and productivity convergence



M and F stand for manufacturing and finance industries. When the letter is in the bracket, the productivity convergence in the industry is relatively weakly detected in the test.

Table 7. Selected results of the Granger causality test

Regression model	Covariate	Reference country: Singapore		Reference country: Hong Kong	
		Manufacturing	Finance	Manufacturing	Finance
w/o covariate		TWN***		IDN***, KOR***	TWN***
w/ covariate	Trade/GDP	IND**, HKG*, TWN*	KOR*, THA**	KOR*	THA*, TWN***
	Gov. ex/GDP	TWN***		KOR*	KOR**, TWN***
	Human cap.	IND*, TWN**		IND*, KOR*, TWN***	
	ICT	IND**, TWN****	THA*	IND**, KOR*	KOR*, MYS*, SGP*, THA***, TWN***

***, **, and * denote statistical significance at the 1, 5, and 10% levels of the asymptotic distribution of the test, respectively.



Therefore, it can be certainly confirmed that in some Asian countries, sectoral productivity convergence in the manufacturing and finance industries help to achieve per capita output convergence at the whole country level. In addition, both Singapore and Hong Kong, with their advanced and efficient economies, play role models for other Asian countries. By raising the productivity level in dominant sectors, other Asian countries have successfully caught up with Singapore and Hong Kong.

6. Conclusion

We have investigated whether sectoral productivity convergence across Asian countries contributes in achieving per capita output convergence at the aggregate (whole country) level. The productivity convergence in several dominant sectors, such as manufacturing and finance sectors, in most countries under investigation turns out to be significantly influential in promoting convergence at the aggregate level. Moreover, we have confirmed that some selected possible growth determinants, such as international trade, government expenditure, human capital accumulation, and ICT, can raise the contribution of sectoral productivity convergence to facilitate per capita output convergence at the country level.

Funding

This study was financially supported by JSPS Kakenhi [19K01686].

References

- Barro, R. J. and Lee, J.-W. (2013) A new data set of educational attainment in the world, 1950-2010, *Journal of Development Economics*, **104**, 184-198.
- Bernard, A. B. and Durlauf, S. (1995) Convergence in international output, *Journal of Applied*

- Econometrics*, **10**, 2, 97-108.
- Bernard, A. B. and Jones, C. I. (1996) Comparing apples to oranges: Productivity convergence and measurement across industries and countries, *American Economic Review*, **86**, 1216-1238.
- Evans, P. and Karras, G. (1996) Convergence revisited, *Journal of Monetary Economics*, **37**, 249-265.
- Hobijn, B. and Franses, P. H. (2000) Asymptotically perfect and relative convergence of productivity, *Journal of Applied Econometrics*, **15**, 59-81.
- Jones, C.I. (2016) The fact of economic growth, in *Handbook of Macroeconomics vol. 2A* (Eds) J. B. Taylor and H. Uhlig, Oxford, North-Holland, 3-69.
- Matsuki, T. (2019) Per capita output convergence across Asian countries: Evidence from covariate unit root test with an endogenous structural break, *Economic Modelling*, **82**, 99-118.
- Matsuki, T. and Usami, R. (2011) China's regional convergence in panels with multiple structural breaks, *Applied Economics*, **43**, 873-890.
- McMillan, M. and Rodrik, D. (2011) Globalization, structural change and productivity growth, *NBER Working Paper*, No.17143.
- Ng, S. and Perron, P. (2001) Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power, *Econometrica*, **69**, 1519-1554.
- Psacharopoulos, G. (1994) Returns to investment in education: A global update, *World Development*, **22**, 1325-1343.
- Rodrik, D. (2013) Unconditional convergence in manufacturing, *Quarterly Journal of Economics*, **128**, 165-204.

Table A1. Value added, ISIC Rev.3.1 classification

1. Agriculture, hunting, forestry and fishing
2. Mining and quarrying
3. Manufacturing
4. Electricity, gas and water supply
5. Construction
6. Wholesale and retail trade, hotels and restaurants
7. Transport, storage, and communication
8. Finance, insurance, real estate and business services
9. Government services
10. Community, social and personal services

Table A2. The data descriptions

Variable	Description	Source
Real per capita GDP	Output-side real GDP at chained PPPs (in mil.2005US\$) /population (in millions)	Penn World Table 9.0
Trade/GDP ratio	Trade (export+import) /GDP	World Development Indicators, National Statistics website (the government of the Republic of China)
Inflation rate	GDP deflator (annual %)	World Development Indicators, National Statistics website (the government of the Republic of China)
Government expenditure/GDP ratio	Share of government consumption at current PPPs	Penn World Table 9.0
Human capital index	Index of human capital per person, based on years of schooling (Barro/Lee, 2013) and returns to education (Psacharopoulos, 1994)	Penn World Table 9.0
TFP index	TFP at constant national prices (2011= 1) , growth of productivity over time	Penn World Table 9.0
ICT	Internet users (%)	World Telecommunication/ICT Indicators Database

ケインズの失業について

宇佐美 竜 一

要 旨

ケインズの失業について考察する。まず、労働政策研究・研修機構が公表している失業率のデータを通観する。1990年代はバブル崩壊後の不況の時代であり、この10年間、需要不足失業率が上昇し続けた。次に、理論的考察の準備として、基礎的なマクロ経済の短期均衡モデルを見る。このモデルには現実と矛盾する難点があることが明らかになる。そして、その難点を克服する2期間モデルを提示する。鍵となるのは収穫一定の生産技術である。最後に、その2期間モデルにもとづいて、価格調整の有無とケインズの失業の関係について検討を加える。その結果、価格が伸縮的であってもケインズの失業が解消されない可能性があることが示される。

キーワード：ケインズの失業、需要不足失業、価格の硬直性

JEL分類番号：E24.

1. はじめに

令和元年度版の経済財政白書は、「我が国経済は、雇用・所得環境の改善が続き、…緩やかな回復が続いている」との書き出しで日本経済の現状分析（第1章）がはじまる。日本経済は、2012年11月以降、景気拡張が続いているとみられている。

だが、回復の前には後退があった。1990年以降30年間の日本経済を振り返るとき、その間5つの景気循環（第11循環～第15循環）を経験しているが、概して不景気の印象が強いだろう。この30年間の実質GDPの年平均成長率1.15%は、それ以前の30年間の平均成長率6.68%よりも5.53ポイント低い。不況期には、往々にしてケインズ経済学への注目が再燃する。その余熱に与って、本稿は、総需要の減退にともなって生じる失業とその解消の可能性について簡潔に理論的考察を行う。

マクロ経済学の標準的な教科書では、ケインズの理論を短期分析として、長期分析たる新古典派理論と統一的に説明することが常道となっている。本稿は、この常道から逸脱することなく、現実的な要素や新古典派モデルへの批判的見解をいくつか考慮しながら理論を組み立てる。このようなアプローチは、大胆さには欠けるが、理論を混乱なく展開するのに都合がよい。以下、次節で、ケインズの失業の意味を明らかにし、公表されているデータを概観する。次に、基本となるマクロ経済の短期均衡モデルを確認する。そして、その基本モデルをいくつかの文献に照らして若干改良し、過少雇用均衡から完全雇用への自律的回復の可能性について検討する。

2. ケインズの失業

本稿の目的は、ケインズの失業にかかわる基本事項を再確認することであ

る。そのためには、現実を示すデータと思考の基礎となる理論が必要になる。そこで、本節でまずデータに触れ、次節で基礎理論を復習する。

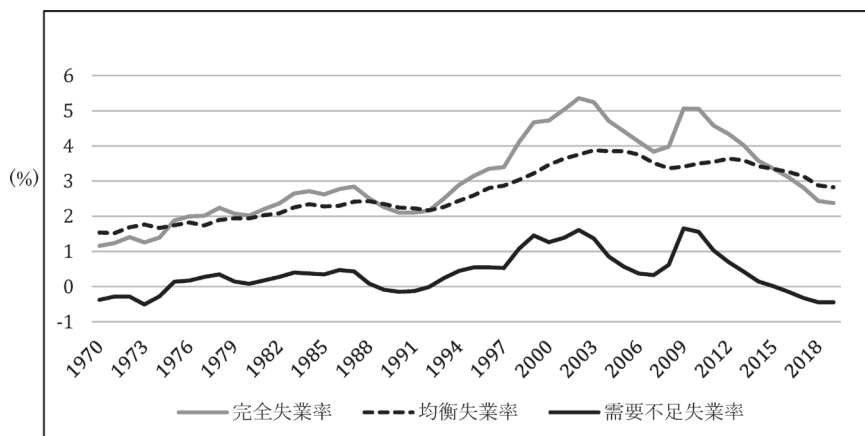
失業とは、労働能力を有し、労働意欲があり、就業の機会があればただちに就業する姿勢を有しながら、その機会が得られない労働者の状態をいう¹⁾。そして、景気後退期に総需要の不足が原因で生じる失業をケインズの失業あるいは循環的失業という。一般に、需要不足失業とも呼ばれる²⁾。また、それは、現行の賃金水準で就業する意志をもった労働者に就業機会がないための失業であり、賃金率への不満などから労働者が自ら選んでする失業ではないから、非自発的失業とも呼ばれる。非自発的失業は制度的・構造的要因によっても生じうるが、本稿の関心は景気後退局面に限定されるので、以下では、非自発的失業はケインズの失業と同じ意味で用いられる。

労働政策研究・研修機構が、完全失業率を均衡失業率と需要不足失業率に分解し、そのデータを公表している。ここで、完全失業率のうち、需要が回復すれば解消されると思われる分が需要不足失業率であり、労働移動に時間を要するなどの理由で企業における欠員と同時に存在するような失業の分が均衡失業率である³⁾。その時系列を示したのが図1である。

図1によれば、バブル経済の崩壊以降2002年頃まで、「失われた10年」と呼ばれた時期には完全失業率が上昇し続けた。この期間、均衡失業率と需要不足

-
- 1) 高橋泰蔵・増田四郎編（1992）『体系経済学辞典』東洋経済新報社、p. 209.
 - 2) 総務省の「労働力調査」は、失業を、その発生原因によって、需要不足失業、構造的失業、摩擦的失業の3つに分けている。需要不足失業とは、景気後退期に労働需要（雇用の受け皿）が減少することにより生じる失業である。構造的失業とは、企業が求める人材と求職者の持っている特性（職業能力や年齢）などが異なることにより生じる失業である。摩擦的失業とは、企業と求職者の互いの情報が不完全であるため両者が相手を探すのに時間がかかることによる失業である。需要不足失業はより広く定義されることもある。失業の分類については、荒井（2013）参照。
 - 3) 均衡失業率は、労働市場の需給均等の下での非需要不足による失業であり、摩擦的失業や構造的失業を表すものである。それはフィリップス曲線と横軸の交点で示される（明石（1997）、p. 90）。

図1 完全失業率の分解



出所：労働政策研究・研修機構「ユースフル労働統計2019」より筆者作成

失業率がともに上昇している。2008年から2009年における世界同時不況期には、完全失業率が急上昇したが、均衡失業率の上昇はごくわずかであり、そのほとんどは需要不足失業の増加によるものだった。2015年以降は、完全失業率が均衡失業率を下回っている。これは、景気回復により人手が不足し、企業が欠員を補充しにくい状況にあることを示している。

投入と産出の関係から、失業の増減は生産物産出量の減増につながると考えられる。国内の産出量と失業率の間に見出される負の相関関係をオーカン（オーケン）の法則という。表1(a)は、1980年第2四半期から2019年第3四半期までの四半期データを用いた場合の、実質GDPの変化率と完全失業率の変化の相関係数を示している。同表(b)は、(a)と同期間の四半期データを用いて、実質GDP変化率と潜在成長率の差（実質GDP変化率－潜在成長率）と需要不足失業率の変化の相関係数を示している。(b)では、需要不足失業率が完全失業率の均衡失業率からの乖離であることから、産出量についても実質

GDP 変化率の潜在成長率からの乖離をとっている。

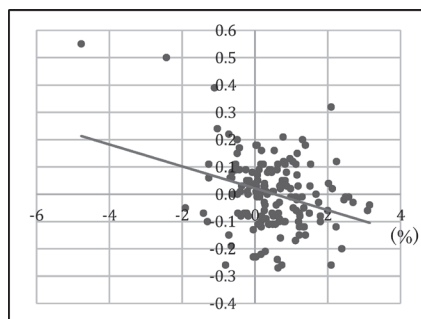
表 1 相関係数

		(a)	(b)
		完全失業率変化	需要不足失業率変化
実質 GDP 変化率	当期	-0.121	-0.219
	1 四半期前	-0.319	-0.428
	2 四半期前	-0.273	-0.346
	3 四半期前	-0.127	-0.173

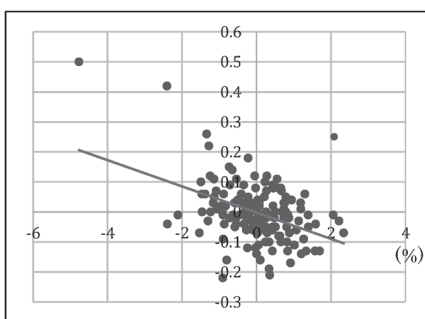
出所：労働政策研究・研修機構「ユースフル労働統計2019」、内閣府「国民経済計算」より筆者作成

表 1 の(a)(b)いずれにおいても、産出量の変化率と 1 四半期後の失業率の変化の相関が高い。失業率は産出量の変化に 3 カ月程度遅れて連動する（実際の雇用調整は一国全体でみて生産量調整よりも数カ月長く時間がかかる）ことがうかがえる。相関が比較的高い産出量変化率と 1 四半期後失業率変化について、図 2 にその散布図を示した。2 つの変数の量的関係は次のようになっている

図 2 (a) 実質 GDP 変化率（横軸）
と完全失業率変化（縦軸）



(b) 実質 GDP 変化率－潜在成長率（横軸）
と需要不足失業率変化（縦軸）



出所：労働政策研究・研修機構「ユースフル労働統計2019」、内閣府「国民経済計算」より筆者作成

る。すなわち、実質GDPの増加率が1ポイント上昇すると完全失業率は0.04ポイント低下する。また、実質GDP増加率が潜在成長率よりも1ポイント高くなると需要不足失業率は0.044ポイント低くなる。ちなみに、1981年から2018年までの年次データを用いた場合には次のようにいえる。すなわち、実質GDP増加率の1ポイントの上昇は完全失業率の0.06ポイントの低下と結びつき、実質GDP増加率の潜在成長率からの1ポイントの超過は需要不足失業率の0.12ポイントの低下と結びつく。

3. 基礎的なマクロ経済の短期分析

マクロ経済学の標準的な教科書では、ケインズの失業はマクロ経済の短期均衡によって説明される。マクロ経済の短期均衡とは、諸価格の調整が完全にはなされていない状況で短期的に成立すると考えられる、生産物市場、貨幣市場（と債券市場）、労働市場の同時均衡である。生産物の産出が完全雇用の水準を下回るような短期均衡は、不完全雇用均衡ないし過少雇用均衡とも呼ばれる。

これを図示すれば、上記3つの市場のうち、生産物市場の均衡が総需要曲線（AD曲線）と短期総供給曲線（SAS曲線）の交点で表され、労働市場の均衡は、生産物市場の均衡産出水準に対応する労働需要曲線上の点で表される。労働供給に関して、労働は現行の賃金率で当面いくらでも供給される、あるいは、労働者は物価の変化を即座に把握できない（そのため労働者は実質賃金率に対する錯覚のもとで労働を供給する）といった仮定を設ければ、労働市場の均衡も、労働需要曲線（LD曲線）と労働供給曲線（LS曲線）の交点で表される。労働供給に後者（労働者の錯覚）を仮定した場合、短期均衡を表すグラフは図3のようになる。所与の資本ストックに対して労働の限界生産物が逓減することを前提として、LD曲線は右下がり、SAS曲線は右上がりに描かれている。

図 3

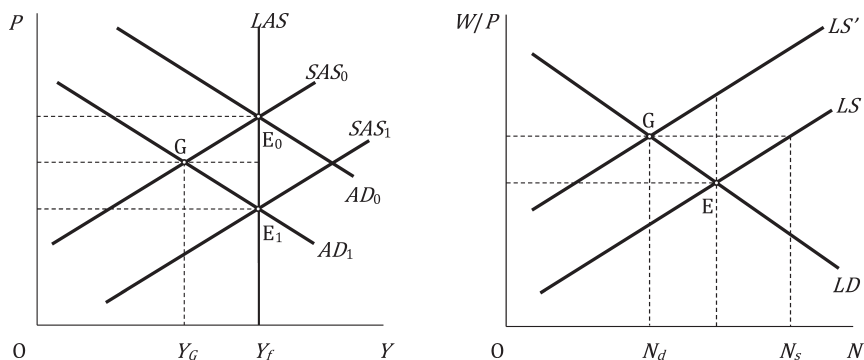


図 3 において、点 E_0 が当初の完全雇用均衡点、点 G が景気後退時の短期均衡点、点 E_1 が景気回復後の完全雇用均衡点である。労働市場の完全雇用均衡は当初も景気回復後も点 E で示される。また、 LS' は労働者の錯覚をともなった労働供給曲線を表している。点 G では、 $(N_s - N_d)$ だけケインズの失業が発生している。負の需要ショックによって、経済は点 E_0 から点 G に移動し、労働者が錯覚に陥っている間はそこにとどまる。労働者がその錯覚から一旦覚めれば、調整プロセスが動き出す。そうして、賃金率の低下、物価の下落、労働者の錯覚、覚醒を繰り返しながら、それらの変化のスピードに応じて、短期総供給曲線が刻々 SAS_0 から SAS_1 に移動して行き、労働供給曲線は LS に寄せては返しながら、経済は点 G から点 E_1 （労働市場では点 E ）へ向かう⁴⁾。

総需要の不足で完全雇用が達成できない状態を短期均衡と捉える上記の説明によれば、図 3 に示されるように、景気後退につれて実質賃金率が上昇する。現実はどうか。図 4 は、1990 年第 1 四半期から 2019 年第 3 四半期まで、四半期の実質賃金率指数の推移を示している。実質賃金率は、掲出期間中全体とし

4) ただし、明石（1998）で指摘されているように、均衡体系における諸変数の決定は同時決定である（p. 126）。ここでの、ある均衡点から別の均衡点への移動プロセスの考察は、体系の理論的特性を明確にするための 1 つの見方である。

て、1997年第1四半期までは上昇傾向にあり、それ以降は低下傾向にある。需要不足失業率が継続的に上昇した①1992年第4四半期～1994年第1四半期、②1995年第1四半期～1995年第4四半期、③1997年第2四半期～1999年第2四半期、④2001年第4四半期～2002年第4四半期、⑤2007年第3四半期～2009年第3四半期の5つの期間のうち、実質賃金率指数が上昇しているのは②の期間だけである。③④⑤の期間には、実質賃金率指数は低下している。短期均衡モデルの所説に反して、景気後退にともなって実質賃金率が上昇するとは必ずしも言えない。

図4 実質賃金率指数の推移（2015年平均＝100）



出所：厚生労働省「毎月勤労統計調査」より筆者作成

4. 2 期間モデル

理路に難点が生じるのは、前提に問題があるからかもしれない。「雇用量（と実質賃金率）は右下がりの労働需要曲線上で決まる」という見方にこだわ

らなければ、上述の齟齬は回避しうる。その見方を否定するなら、雇用量は「右下がりではない労働需要曲線上で決まる」か「右下がりの労働需要曲線上では決まらない」か、あるいはその両方であるということになる。後者のケース、すなわち、労働需要曲線は右下がりに描かれるが総需要が不足する場合に雇用量と実質賃金率の組がその曲線上で決まらないケースについては、明石（1985）に詳細な解説がある。

明石（1985）でも述べられているように、労働需要曲線上あるいは短期総供給曲線上にない点で経済取引が成立している状態は、均衡とはみなされない。その場合、ケインズの失業は、短期均衡としてではなく、現実的に比較的長く続く不均衡状態として捉えられることになる。Barro and Grossman（1976）や伊藤（1985）は、マクロ経済の不均衡について（ケインズの失業が発生するケースに限らず）体系的な分析を展開している。以下では、しばしば指摘されるケインズ経済学の特徴やそれにふさわしい想定をいくつか取り上げながら、田中（2010）第3章の2期間モデルを参考に、ケインズの失業に関する簡単なモデルの構築を試行する。

4-1 総需要と労働需要

政府部門を捨象した閉鎖経済を考える。明石（1997）によれば、有効需要の原理がはたらく経済では、（観念的な）労働供給は価格・数量の決定機構の中で有効な力をもたない⁵⁾。そのため、ここでは簡単のために、観念的労働供給は（実質賃金率の高低にかかわらず）一定 $\bar{N}$ であると仮定する。ただし、総需要が過小であればこの労働供給は実現できず、労働者は企業が需要する量 N だけ労働を供給することになる。

家計は、労働者家計と資本家（企業家）家計の2種類からなるものとする。（代表的な）労働者は、実質賃金率を所与として次のような効用最大化行動を

5) 明石（1997）、p. 41.

とる。

$$\begin{aligned} \max_{C_{l1}, C_{l2}} \quad & \log C_{l1} + \alpha \log C_{l2} \quad (0 < \alpha < 1) \\ \text{s.t.} \quad & C_{l1} + S_l = \frac{W}{P} N, \quad C_{l2} = (1+r)S_l \end{aligned}$$

ここで、 C_{li} は労働者の i 期の消費 ($i = 1, 2$)、 S_l は労働者の貯蓄、 W は名目賃金率、 P は物価水準、 r は実質利子率、 α は主観的割引要因を表す。効用最大化の結果、労働者の消費は次のようになる。

$$C_{l1} = \frac{1}{(1+\alpha)} \frac{W}{P} N, \quad C_{l2} = (1+r) \frac{\alpha}{(1+\alpha)} \frac{W}{P} N \quad (1)$$

(代表的な) 資本家は、企業の利潤を受け取って、その効用が最大になるように消費選択を行う。すなわち、

$$\begin{aligned} \max_{C_{c1}, C_{c2}} \quad & \beta \log C_{c1} + \gamma \log C_{c2} \quad (0 < \gamma < \beta) \\ \text{s.t.} \quad & C_{c1} + S_c = \pi_1, \quad C_{c2} = (1+r)S_c + \pi_2 \end{aligned}$$

ここで、 C_{ci} は資本家の i 期の消費 ($i = 1, 2$)、 S_c は資本家の貯蓄、 π_i は i 期の利潤、 β と γ は主観的選好要因を表す。効用最大化の結果、資本家の消費は次のようになる。

$$\begin{aligned} C_{c1} &= \frac{\beta}{(\beta + \gamma)} \left(\pi_1 + \frac{1}{1+r} \pi_2 \right) \\ C_{c2} &= (1+r) \frac{\gamma}{(\beta + \gamma)} \left(\pi_1 + \frac{1}{1+r} \pi_2 \right) \end{aligned} \quad (2)$$

(代表的な) 企業は、第1期に、その期の生産物需要に等しい量 Y を生産するために労働を N だけ雇用する。資本投入量を K として、この関係は、生産関数を用いて $Y = F(N, K)$ と表される。

雇用と生産の関係を明瞭にするために、コブ・ダグラス型の生産関数を想定しよう。すなわち、

$$F(N, K) = K^{1-a} N^a \quad (0 < a < 1)$$

そして、明石（1981）に従って、企業は完全雇用の状態では既存の設備をフル稼働するが、総需要の不足で雇用を縮小する場合には、それにとまって余剰設備を遊休させるものとする⁶⁾。資本の稼働率を ρ とすれば、 $K = \rho \bar{K}$ 。ここで、完全雇用に比べて実際の雇用が小さくなるほど稼働率が下がることから、 $\rho = N/\bar{N}$ と表される。よって、 $K = N\bar{K}/\bar{N}$ 。これを生産関数に代入すれば、労働投入量と生産量の関係が次のように表される。

$$Y = AN \quad \text{ただし、} \quad A \equiv \left(\frac{\bar{K}}{\bar{N}} \right)^{1-a} \quad (3)$$

需要不足経済では、Lavoie（2006）におけるカレツキ・モデルで想定されているように、労働生産性が一定となる。このとき、所与の実質賃金率に対して労働需要量は一意に定まらない。これは、価格と数量の間に特定の関数関係が見出されないという点で、Eatwell and Milgate（1983）が主張する雇用理論に適合する。雇用量は、所与の実質賃金率のもとで、総需要の大きさによって決まる。(3)は、総需要が Y であるとき労働需要が Y/A になることを意味している⁷⁾。

また、企業は、既存の資本ストック $\bar{K}$ に対して、第1期に借入によって I だけの投資を行い、第2期に $g(\bar{K} + I)$ だけの生産所得を生み出す（労働投入なしに $g(\bar{K} + I)$ だけの生産物を産出する）ものとする。ここで、関数 g は $g(0) = 0, g' > 0, g'' < 0$ という性質を持つ。簡単のために資本減耗は考えて

6) 明石（1981）によれば、合理的な生産活動のために（フロー表示の）資本と労働は一定比率で結合されねばならない（p. 173）。

7) 明石（1992）でも同様の（線型の）派生需要関数が示されている（p. 105）。

いない。企業は、投資からの利益 $g(\bar{K} + I) - (1 + r)I$ が最大になるようにその水準 I を決定する。1 階の条件から、 I は、 $g'(\bar{K} + I) = 1 + r$ という関係を満たし、実質利子率 r の減少関数となる⁸⁾。すなわち、 $I = I(r)$, $I'(r) < 0$ 。

企業の第1期の利潤 π_1 は $\pi_1 = Y - WN/P$ 、第2期の利潤 π_2 は $\pi_2 = g(\bar{K} + I) - (1 + r)I$ で、利潤竜列の割引現在価値は、

$$V = \pi_1 + \frac{\pi_2}{1 + r} = Y - \frac{W}{P}N - I + \frac{g(\bar{K} + I)}{1 + r}$$

と表される。これと(3)を(2)に代入すれば、資本家の消費は次のようになる。

$$\begin{aligned} C_{c1} &= \frac{\beta}{(\beta + \gamma)} \left[\left(A - \frac{W}{P} \right) N - I + \frac{g(\bar{K} + I)}{1 + r} \right] \\ C_{c2} &= (1 + r) \frac{\gamma}{(\beta + \gamma)} \left[\left(A - \frac{W}{P} \right) N - I + \frac{g(\bar{K} + I)}{1 + r} \right] \end{aligned} \quad (4)$$

第1期について、労働分配率を a とすると、総需要 Y^D は次のように表される。

$$Y^D = C + I = \left[\frac{a}{1 + \alpha} + \frac{\beta(1 - a)}{\beta + \gamma} \right] Y + \frac{1}{\beta + \gamma} \left[\gamma I(r) + \beta \frac{g(\bar{K} + I(r))}{1 + r} \right]$$

ここで、 $C = C_{l1} + C_{c1}$ 。 Y は国民所得（分配所得）を表す。生産物市場が均衡する国民所得水準は、

8) ここでは、ペンローズ曲線によって示されるような通増的な資本調整コストは仮定せず、資本財生産において供給価格は必ずしも通増しないという Eatwell and Milgate (1983) の示唆に従って、投資1単位当たりの費用は一定であると仮定している。そのように仮定しても、投資の収益率が通減的であれば、投資は利子率の減少関数となる。

$$Y = \frac{1+\alpha}{z} \left[\gamma l(r) + \beta \frac{g(\bar{K} + l(r))}{1+r} \right] \quad \text{ただし、} z \equiv \alpha(a\beta + \gamma) + (1-a)\gamma \quad (5)$$

となる。

貨幣市場に関しては標準的なケインズ理論に従う。 M を所与の貨幣供給量、 $L(r, Y)$ を実質貨幣需要量として、貨幣市場の均衡は、

$$\frac{M}{P} = L(r, Y) \quad (6)$$

と表される。ここで、 $L_r (= \partial L / \partial r) < 0$ 、 $L_Y (= \partial L / \partial Y) > 0$ 。貨幣需要に影響するのは名目利子率だとされるが、ここではインフレ率（ないし予想インフレ率）にかかわる問題は考えない。(5)と(6)から r を消去すれば、通常と同様の、右下がりの AD 曲線が得られる。

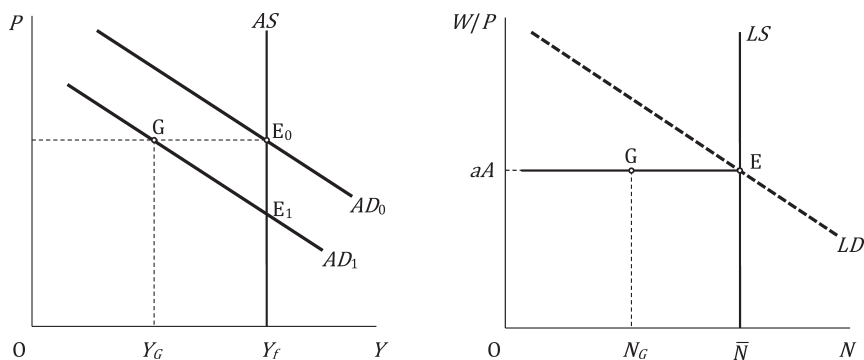
さて、当初完全雇用均衡にあった経済に需要ショックが生じて投資が縮小し、 AD 曲線が左方にシフトしたとしよう。図4がこの状況を示している。図4において、垂直線 LS が労働供給曲線であり、右下がりの点線 LD は、既存の資本ストックのもとでの労働の限界生産物、つまり資本投入量が $\bar{K}$ である場合の労働需要曲線である。垂直線 AS は完全雇用が達成される（観念的労働供給が実現する）場合の総供給を示している。

労働市場における需要ショックによって、経済は当初の点 E から点 G に移動する。なお、資本ストックは完全雇用時にちょうど完全利用されるような大きさであるとの仮定から、点 E における実質賃金率は

$$\frac{W}{P} = aA$$

と表される。

図 5



4-2 価格の硬直性とケインズの失業

点Gでは、労働市場において $(\bar{N} - N_G)$ だけ失業が発生する。一般的な見解によれば、ケインズ型の経済は価格の硬直性（特に名目賃金率の下方硬直性）によって特徴づけられる⁹⁾。ケインズの失業が持続するのは価格が硬直的だからであり、価格が伸縮的であればそれは早晩解消されると考えられている。この点を確認しておこう。

点Gでは、生産物市場と貨幣市場は同時に均衡している。そのため、有効需要の原理が有効である限り、生産物市場または貨幣市場では価格の調整圧力は高まりにくく、価格の調整メカニズムがはたらくとすれば、その発端は労働市場から生じると考えてよいだろう。非自発的失業者の一部は現状の水準を多少下回る賃金率でも働こうとするだろうから、価格の硬直性を仮定しなければ、ケインズの失業（労働の超過供給）の発生は、名目賃金率の下落（とそれによる実質賃金率の下落）を促すことになる。

まず、過少雇用均衡点Gでは(3)が成り立ち、 $a = W/(AP)$ となっているか

9) 名目賃金率が下方硬直的になることの説明として、相対賃金仮説や分散的賃金設定説がある。また、インサイダー・アウトサイダー理論や効率賃金仮説などは実質賃金率の硬直性を説明する。詳しくは、明石（1997）参照。

ら、名目賃金率 W が低下すれば労働分配率 a が下がる（資本分配率 $(1-a)$ が上がる）¹⁰⁾。この関係は、

$$\frac{\partial a}{\partial W} = \frac{1}{AP} > 0$$

と表される。このとき、名目賃金率の変化によって引き起こされる、生産物市場と貨幣市場の同時均衡点 G からの国民所得 Y と利子率 r の変化は、次のように表されることになる。

$$\begin{pmatrix} 1 & -\frac{1+\alpha}{z} \left[\gamma I'(r) + \beta \frac{(1+r)g' \cdot I'(r) - g}{(1+r)^2} \right] \\ PL_Y & PL_r \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \frac{\partial Y}{\partial W} \\ \frac{\partial r}{\partial W} \end{pmatrix} \\ = \begin{pmatrix} -\frac{1+\alpha}{z^2} \left[\gamma I(r) + \beta \frac{g}{1+r} \right] \frac{1}{AP} \frac{dz}{da} \\ 0 \end{pmatrix}$$

ここで、 $g = g(\bar{K} + I)$ 。左辺の係数行列の行列式を $|J|$ 、係数行列の第1列と右辺のベクトルを入れ替えた行列の行列式を $|B_1|$ と表せば、

$$\frac{\partial Y}{\partial W} = \frac{|B_1|}{|J|}$$

となる。ここで、 $L_r < 0$, $I'(r) < 0$, $g' > 0$ であるから、 $|J| < 0$ 。 $\partial Y / \partial W$ の符号は $|B_1|$ の符号と逆になる。

$dz/da = \alpha\beta - \gamma$ となるから、 $\alpha\beta < \gamma$ である場合には、 $dz/da < 0$ で、

10) 現実的には、企業にとって景気後退期に(3)のような関係式に厳密に即してすぐに雇用を調整することは難しく、雇用保蔵が生じるから、不況期には一般的に労働分配率が上昇する。

$|B_1| < 0$ 。よって、 $\partial Y / \partial W > 0$ 。この場合には、名目賃金率の下落は国民所得の低下を引き起こすことになる。すなわち、 $\alpha/1 < \gamma/\beta$ で、資本家と比べて労働者のほうが将来の消費よりも現在の消費への選好が強い場合には、名目賃金率の下落（上昇）による実質賃金率の下落（上昇）は、労働分配率を引き下げ（引き上げ）て、経済規模の縮小（拡大）につながる。 $\alpha\beta < \gamma$ となる場合には逆のことがいえる。

したがって、名目賃金率（あるいは実質賃金率）が伸縮的であればケインズの失業は自動的に解消される、とは断言できない。労働者の消費性向が資本家のそれよりも高い場合には、賃金率の引き下げは、有効需要の減退と失業の拡大につながる恐れがあるのである。

5. おわりに

本稿では、日本の失業率の推移を概観した後、景気後退期の経済に関する基本的な理論を確認した。不況に直面して何かに迷ったとき、ここで確認したような基本に立ち返ることが必要になることもあるだろう。基本を無視した判断は致命的な過ちにつながりかねない。

本稿で展開した論考の帰結は次の一点に要約される。すなわち、価格が伸縮的であってもケインズの失業は存続しうる。

一般的な見方によれば、ケインズ経済学の特徴は価格の硬直性を前提としていることにあり、その前提がなければ需要不足失業は常態化しない。しかしながら、賃金の下落が消費性向の高い家計の所得を減らすことになる場合には、失業の発生に応じた賃金調整は、有効需要を減退させ、かえって失業の深刻化を招く可能性がある。

日本経済はいま、景気の回復局面にある。だが、景気循環は世の常であり、いつかまた景気が暗転する日が来る。そのためのために、本稿の結論から導か

れる示唆は、単純だが、次のようなものである。すなわち、消費性向の高い層に所得をより多く分配するような対策が、景気回復の一助となるだろう。

参考文献

- Barro, R. and Grossman, H. (1976), *Money, Employment and Inflation*, Cambridge. (加藤寛孝・大住栄治訳 (1982) 『貨幣・雇用およびインフレーション』マグロウヒル好学社)
- Eatwell, J. and Milgate, M. (1983), *Keynes's Economics and the Theory of Value and Distribution*, Duckworth. (石橋太郎・森田雅憲・中久保邦夫・角村正博訳 (1989) 『ケインズの経済学と価値・分配の理論』日本経済評論社)
- Lavoie, M. (2006), *Introduction to Post-Keynesian Economics*, Palgrave/Macmillan. (宇仁宏幸・大野隆訳 (2008) 『ポストケインズ派経済学入門』ナカニシヤ出版)
- 明石喜彬 (1981) 『国民所得の理論』新評社
- 明石喜彬 (1985) 『所得と物価の理論』中央経済社
- 明石喜彬 (1991) 『所得分析の理論』中央経済社
- 明石喜彬 (1997) 『失業の理論と実証』中央経済社
- 明石喜彬 (1998) 『現代のマクロ経済学』中央経済社
- 荒井勝彦 (2013) 『現代の労働経済学』梓出版社
- 伊藤隆俊 (1985) 『不均衡の経済分析』東洋経済新報社
- 田中淳平 (2010) 『ケインズ経済学の基礎－現代マクロ経済学の視点から－』九州大学出版会

On Keynesian Unemployment

Ryoichi Usami

ABSTRACT

This paper discusses Keynesian unemployment. First, we present an overview of data on the unemployment rate published by The Japan Institute for Labor Policy and Training. The demand-deficient unemployment rate had been rising in 1990s that is a decade of recession after collapse of the bubble economy. Second, we look at the fundamental model of the macro economy in the short run as a preparation of an analysis in the following section. The fundamental model predicts something inconsistent with the data. We develop a two-period model which will resolve the inconsistency. A constant-returns technology plays a key role in our model. Finally, using the model, we examine a relationship between the wage rate and the level of Keynesian unemployment. The result shows that there is a possibility that the scale of Keynesian unemployment does not decrease even if the wage rate is flexible.

Keywords : Keynesian unemployment; demand-deficient unemployment;
price rigidity.

JEL Classification Number : E24.

動的幾何学ソフトウェアの経済学教育への活用研究

中 川 義 行^{*}
鎌 苅 宏 司[†]

概 要

本研究ノートは、GeoGebraに代表される動的幾何学ソフトウェアの紹介と、経済学教育における教材の具体例を挙げたものである。動的幾何学ソフトウェアは、数学教育を始め、自然科学や工学の教育において、多変量関数で記述された概念を説明するために、しばしば利用されている。経済学においても、多変量関数で記述される概念をよく利用するが、日本の経済学者には動的幾何学ソフトウェアはあまり知られておらず、利用者も少ない。経済学教育において、動的幾何学ソフトウェアの普及の一助になることを願って、本研究ノートを記した。

キーワード：動的幾何学ソフトウェア、GeoGebra、経済学教育

JEL分類番号：A20, C63.

* nakagawa@mail.ryukoku.ac.jp

† kamakari@ogu.ac.jp

1 動的幾何学ソフトウェアとは

経済学教育において数理モデルを用いるとき、その適切な可視化は受講者の理解を促す点で強力な補助手段となる。特に、説明変数の変化が被説明変数に与える影響を、動的な変化で表現できることが望ましく、受講者が自らの手で自由に変数を変化させることができると、予習や復習において効果的である。本研究ノートで利用を提唱する動的幾何学ソフトウェアは、幾何学と代数学と解析学を統合的に扱うものであり、GPLに従うことで無償で利用でき、かつ、比較的容易な作業で実現するものである。動的幾何学ソフトウェアとして、KSEG, Cinderella, GeoGebra, PointLineなどが知られている。

それらの中で本研究ノートでは、PC用のアプリケーション版だけではなく、ウェブ版やスマートフォン版と幅広いプラットフォームでサービスを提供しているGeoGebraを採用する。図の描画において副次的に動的変化を表現できるソフトウェアとして、表計算ソフトウェアや数式処理ソフトウェアが存在するが、以下の小節ではそれらと比較することで動的幾何学ソフトウェアを教育に用いる際に考慮すべき長所と短所を述べる。

1.1 表計算ソフトウェアとの比較

パラメータの変化による内生変数の動的変化を描画できるものとして、Microsoft Excelに代表される表計算ソフトウェアが挙げられる。表計算ソフトウェアは実社会で利用頻度が高いため、大学でも広く導入されている。そしてエンドユーザ教育も充実しているため、特に準備が要らないのは魅力である。しかし、表計算ソフトウェアはその主要な目的が統計処理であるため、標準状態では描画関係の機能は貧弱であり、教育効果の高い図を描くには工夫が必要になる。

例えば、表計算ソフトウェアで動的変化を表現するためには、メインメ

ニューのツールにあるフォーム類をグラフィックユーザインターフェイス（以下、GUIと略する）として用いる。スライダーなどのフォームと変化させるセルのデータの間に適切なリンクを張り、そのセルのデータからグラフを描くために必要な関数値を自動生成するマクロを作成してグラフを描けば、フォームを動かすことで動的なグラフ描画を実現できる。つまり、表計算ソフトウェアに慣れていて、フォームの扱いとマクロ作成を熟知している教員にとっては、教材開発の手間と時間を問わなければ、GeoGebra よりも利用しやすいだろう。ただ、受講者に教員が作成した教材を配布して、自由に改造させて計算実験をさせるのであれば、受講者にもフォームとマクロの十分な知識と技術が必要となることから、フォームとマクロについて予め教育しておかなければならない。将来的なことを考えると、フォームとマクロ作成の教育は他にも応用が利くので有意義ではある。しかし、そこまでの教育時間を割けるかどうかはカリキュラムとの相談となる。

それに対して、動的幾何学ソフトウェアはある程度の数式処理ができるため、人が関数を数値化する必要はない。フォームに該当するGUIは、変数を定義すると自動的に生成され、その変数を利用して関数を記述すれば、グラフとの連動も自動的に行われる。したがって教員も受講者も、高度なプログラミング能力は不要となり、教育内容の表現に集中することができる。

1.2 数式処理システムとの比較

動的幾何学ソフトウェアのように、幾何学と代数学と解析学を統合させるソフトウェアの先駆的存在として数式処理システムがある。数式処理システムは、その主要な目的が数式を文字列として解釈し、適切なパターンマッチングと文字列置換作業の自動化にあるので、グラフ描画のみならず、数式の扱いは動的幾何学ソフトウェア以上に優れている。中でも *Mathematica* や *Maple* などの有償ソフトウェアでは、後発である動的幾何学ソフトウェアが倣ったよう

に、容易にフォームを作り出せてグラフと連動できる。そのため個人または研究室であれば購入費用を、教育機関であれば学生数にもよるが毎年の使用ライセンス料を確保できるのであれば¹⁾、能力的に上位互換となるので動的幾何学ソフトウェアよりも有償の数式処理システムを推奨すべきであろう。

MaximaやReduceのような無償ソフトウェアの大部分は、数式の扱いにこそ優れるものの、描画はgnuplotなど外部のプログラムで行うため、動的に統合されていない。静止画であれば問題ないが、自動で再描画は行われず、動的なインターフェイスも存在しないため、アプリケーションを一から開発できる程度のプログラミング能力が必要になる。

動的幾何学ソフトウェアは、動的なグラフ描画が目的であるため実数を中心に扱うので、数式処理システムと同程度の詳しさまで複素数を計算しない。しかし、経済学教育で複素数まで扱うことは少ないと考えてよいので、そこまでの数式処理能力がなくとも特に問題はないだろう。また、代表的な動的幾何学ソフトウェアは、教育利用であれば無償で使用できるので、導入費用や維持費用を意識しなくてもよい。ただし、最新版は自動更新されないので、管理者が意識して定期的にアップデートがあるかを見ておかなければならない。

2 GeoGebraの導入と使用方法

2.1 アプリケーション版

動的幾何学ソフトウェアGeoGebraは、フリーソフトウェアのライセンスである“GNU General Public License”（日本語名：GNU一般公的使用許諾）に基づいて無償で利用可能である。2019年現在、開発基盤であるLinux版を始

1) ライセンス形態や教育機関の学生数にもよるので幅が広く、一概には言えないが、初期導入料の数百万円に加えて、毎年数十万円程度から千数百万円程度でよい。だが、経済学部など社会科学分野の学生の、数学に対する興味や知識や需要などが理学部や工学部に匹敵しなければ、費用対効果はかなり低いと思われる。

め、そこから移植されたAndroid版、iOS版、MacOSX版、Windows版が提供されている。アプリケーション版の利点はオフラインでも利用できることにあり、欠点は他のアプリケーション同様、インストール作業が必要になることである。

アプリケーションを配布している公式サイトは、次のURLである。

<https://www.geogebra.org/?lang=ja>

このページではPC版のみ、つまりLinux版、MacOSX版、Windows版が直接提供されている。そしてAndroid版とiOS版は、それぞれの配布サイトであるGoogle PlayとApp Storeへのリンクが張られている。左側のフレームにあるメニューの「アプリのダウンロード」からインストーラを入手できる。目的別に機能分割して軽量化した関数グラフ、数式処理、空間図形、幾何の4種類と、全機能統合版であるClassic5とClassic6が提供されており、これらのアイコンは順に図1の通りである。なお、本研究ノートでは2種類の全機能統合版のうち、安定して動作するClassic5を想定している。ダウンロードしたファイルのインストール方法は、オペレーティングシステムによって異なる。



図1：関数グラフ、数式処理、空間図形、幾何、全機能統合版のアイコン

2.1.1 Linuxの場合

そもそも代表的な動的幾何学ソフトウェアは、ほぼすべてがLinuxで開発されているため、テスト版も安定版もまずはLinuxから提供され、数か月程度遅れて他のオペレーティングシステム用に移植されてゆく。ダウンロードサイト

からは、Linuxの標準的なインストーラであるdeb形式またはrpm形式を選んでダウンロードできるので、パッケージマネージャに任せるとよい。

2.1.2 MacOSXの場合

GeoGebraをMacOSXにインストールするためにはJavaという環境が必要である。Java環境がインストールされていないければ、先に

<https://www.java.com/ja/>

からdmg形式のインストーラをダウンロードして、ダブルクリックして出来上がったディスクイメージをドラッグしてインストールしておく。次に、ダウンロードしたgeogebra(バージョン管理コード).zipをダブルクリックすればインストールされる。

2.1.3 Microsoft Windowsの場合

ダウンロードしたgeogebra(バージョン管理コード).exeをダブルクリックするとインストールされる。

2.1.4 スマートフォンやタブレットの場合

スマートフォンやタブレットであれば、標準的なアプリケーションと同様、Android版はGoogle Playから、iOS版はApp Storeからそれぞれ配布されている。ただ、デバイスの能力がPCと比較して不足しているため、全機能を統合させて動かすのは厳しいので、分割版で配布されている。そのため、日常的に携帯できることと学生がデバイス操作に慣れているという利点はあるが、目的に応じてアプリケーションを使い分ける必要があることとアプリケーション間でデータのやり取りができないという欠点がある。

分割されたものはPC版でも同じであるが、関数の動的描画に優れたGeoGebra

関数グラフ、数式処理に優れたGeoGebra数式処理（CAS）、3次元の鳥瞰図に優れたGeoGebra空間図形、初等幾何学の作図に優れたGeoGebra幾何になっている。経済学教育に利用するためには、分割版のうち関数グラフ、数式処理（CAS）、空間図形の3種類をインストールすることが望ましいだろう。

2.2 ウェブ版

GeoGebraはJava版もあるため、手持ちのデバイスにインストールせずにウェブブラウザだけで使う方法がある。ただしキャッシュがあまり効かないので、毎回必要なプログラムをダウンロードして使うため、高速なネットワーク資源を無制限に利用できる環境にあり、かつウェブブラウザとそこで仮想的にGeoGebraを動かすことができるマシンスペックがあれば、

<https://www.geogebra.org/classic>

にアクセスすれば、すべてオンラインで行うことができる。

3 教育教材としての利用例

本節では、動的幾何学ソフトウェアを利用した経済学教育教材の事例を挙げる。ただし、本研究ノートはGeoGebraのチュートリアルではないので、最初の例だけ作成過程を述べるが、第2例以後は詳細は記述しない。操作の詳細が必要であればGeoGebraに付随しているチュートリアルやヘルプ、またはヘルプからリンクされているウェブサイトを参照していただきたい。

3.1 例：生産関数と無差別曲線

利潤最大化問題や予算最小化問題において、生産関数の多変量化として、しばしば2財の場合が取り扱われる。その可視化には2財の量 $K, L \in \mathbb{R}$ および

それによる生産 $Y(K, L) \in \mathbb{R}$ を与えることで、それらの直積で得られる KLY 空間は $\mathbb{R}^3$ に同相となる。しかし、板書や紙媒体資料で図示するには、等量線 $dY = 0$ を正射影 $(K, L, Y) \mapsto (K, L)$ で射影した等高線グラフや適当な視点から得られる鳥瞰図の静止画が限界である。本小節ではこのテーマの動的な教材化を、過程をやや詳しく追って述べる。

3.1.1 生産関数の表示

まず、資本分配率を $\alpha \in [0, 1] \subset \frac{1}{100}\mathbb{Z}$ 、労働分配率を $\beta \in [0, 1] \subset \frac{1}{100}\mathbb{Z}$ とする²⁾。生産関数として $Y(K, L) = K^\alpha L^\beta$ のCobb-Douglas型関数を採用する。PC版やウェブ版のGeoGebra全機能統合版であれば上部にあるメニューバーの[表示]から[空間図形]を選んでウィンドウを開き、分割版やスマートフォン版であればGeoGebra空間図形を利用する。数式ウィンドウの入力欄に一行ずつ

$$\alpha = 0.64$$

$$\beta = 0.36$$

$$Y(K, L) = K^\alpha \cdot L^\beta$$

と記述し、各入力欄の左にある表示非表示のラジオボタンをオンにするだけで、 α, β のスライダー化と、そのスライダーに連動して形状を変化させることができるCobb-Douglas型生産関数が直ちに図2のように描画される。このときGeoGebra内部の処理では、 K は第1変数、 L は第2変数以外の意味を持たないので、以後、 K や L を用いる数式は、GeoGebraにとっての第1変数 x と第2変数 y で記述する必要があることに注意されたい。また、グラフの実部は $\mathbb{R}_+^3$ の領域に集中しているので、空間図形ウィンドウの設定メニューから[フィットするようにズーム]を選べば、実数範囲を自動的に判断して $\mathbb{R}_+^3$ 領

2) $\frac{1}{100}\mathbb{Z}$ は、小数点以下2桁までのすべての実数を意味する。

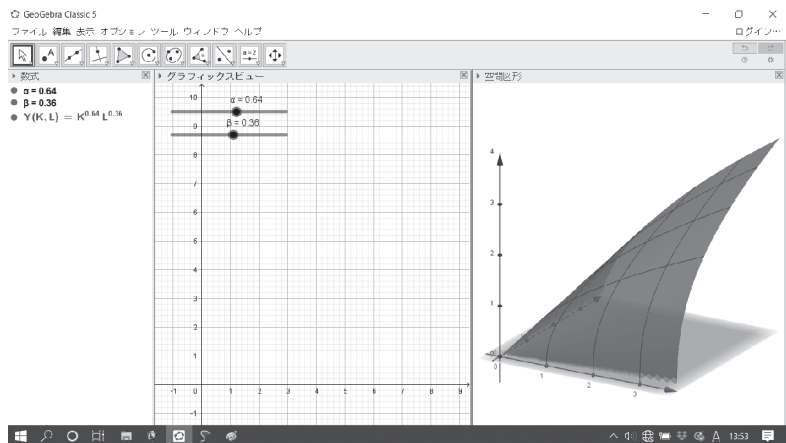


図 2：Cobb-Douglas型生産関数

域だけを強調表示する。さらに、立体グラフをドラッグすることで視点を変化させることができるので、曲面を自由な方向から眺めることで、形状に対する理解の促すことができる。

次に数式ウィンドウで、数値オブジェクト α, β の「プロパティ」または「設定」のウィンドウを呼び出す。そこで最小値と最大値をそれぞれ 0 と 1 に、そして増分を 0.01 にする。統合版であれば、数式ウィンドウの α, β の前にある表示と非表示を交互に切り替える丸いチェックボタンをクリックして表示にする必要があるが、表示したスライダーのつまみをドラッグすると α, β の値を動的に変えられる。必要ならば関数オブジェクト Y のプロパティを触れば、曲面の色を変えることもできるので、色覚異常の受講者への配慮もできる。空間図形のビューアをマウスでドラッグするとカメラ視点を変化させることができるので、この空間図形を様々な方向から見ることができる。これによって、指数の変化による Cobb-Douglas 型関数の曲率が変化する様子を観察することができるので、実験によって直感的な理解を促すことができるだろう。

3.1.2 等生産面の表示

等生産面を表示するために、生産量 h のスライダーと関数 $H(x, y) = h$ を作成する。生産関数を表示したときと同様に、数式ウィンドウの入力欄に一行ずつ

$$h = 2$$

$$H(x, y) = h$$

と記述するだけで、数値オブジェクト h のスライダーとそれに連動して高さが変わる関数オブジェクト H 、つまり xy 平面に平行な面が表示される。これも数値オブジェクト h のプロパティから範囲や増分を、例えば最小値 0、最大値 5、増分 0.01 のように設定する必要がある。さらに関数オブジェクト H の色を、生産関数の曲面とコントラストの大きなものに変えておけば、教材としてより見やすいものになる。

次に、両曲面の交線である等量線を描く。複雑な関数であれば描画を放棄されてしまうが、Cobb-Douglas 型関数程度の単純なものであれば、自動で y について解くことで陰関数 $h = Y(x, y)$ から直接グラフを描くことができる。

$$C : h = Y(x, y)$$

これで統合版であれば、図 3 のようにグラフィックスビューウィンドウには経済学の教科書でお馴染みの等量線が描かれ、空間図形ウィンドウにはまさに曲面の色の違いで浮き出て見える交線の、 xy 平面への正射影として、等量線が描かれる。分割版であれば、後者の正射影としての等量線だけが表示される。また GeoGebra 内部では方程式オブジェクトとして、 C に格納される。これによって、生産量 h の増減に対して、等量線がどのように変化するか直感的な理解を促進できるだろう。

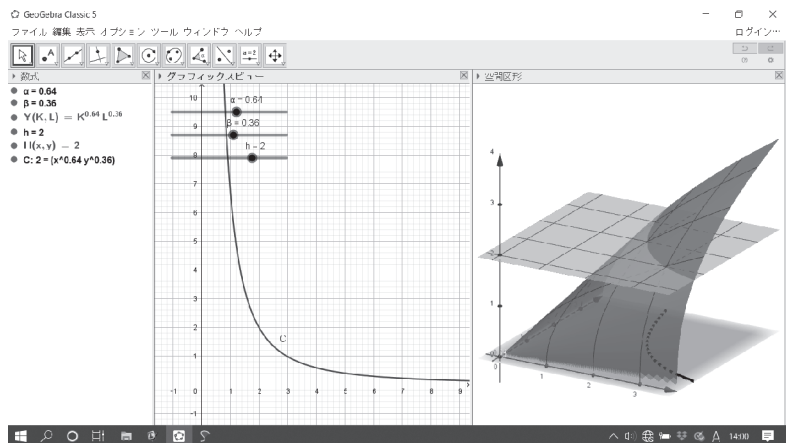


図 3：Cobb-Douglas 型生産関数と等量線

3.1.3 紙媒体教材への画像転用

完成したGeoGebra用のggb形式ファイルは、メインメニューの［ファイル］から［保存］で保存できる。このとき、アカウントを作成してログインすると、GeoGebraサイトで教材を保管できる。だが、閲覧制限を掛けられないために結果的に全世界へ向けての教材無償提供となる。講義などクローズドな環境でのみ利用したり、学生に配布したければ、ログインせずに続けるを選ぶとデバイスにggb形式で保存できる。再利用したければ、先にGeoGebraを起動させておいて、メインメニューの［ファイル］から［開く］で保存したggb形式ファイルを選択すればよい。

空間図形は現時点ではまだ試作段階であるため画像保存機能がなく、スクリーンショットで切り取るしかないが、グラフィックスビューだけは画像ファイルにすることもできる。メインメニューの［ファイル］から［エクスポート］を選ぶと様々な形式で保存できることが分かる。Office系の文書整形ソフトウェアやプレゼンテーションソフトウェアなどに取り込みたければ、最も都合

がよいのはpng形式画像³⁾であろう。PostScript印刷機で印刷するのであれば、ファイルサイズが大きくなるが、画像の拡大縮小に対して高品質で耐えうるeps形式にもできる。ただし、Microsoft Windowsであればeps形式をデフォルトで閲覧できないので、Ghostscriptなどを別途、インストールする必要がある。Office系ではなく、 $\text{\LaTeX}$ で教材を作成するのであれば、tikzパッケージを読み込めば使えるPGF/TikZ形式⁴⁾でも出力できる。

3.2 生産最大化問題と費用最小化問題

前小節の生産関数 $Y(K, L)$ について、利潤最大化問題や費用最小化問題を動的に図示する例を挙げる。労働単価を $p_L \in \mathbb{R}_+$ 、資本単価を $p_K \in \mathbb{R}_+$ とし、予算を $B \in \mathbb{R}_+$ とする。すると予算線は $p_K K + p_L L \leq B$ で与えられるが、数式の中に生産量方向の情報を持たないので、 KLY 空間において、等号成立のときに KL 平面に屹立する平面を持つ閉半空間となる。つまり、 Y について2変数陽関数では記述できないので媒介変数表示を行う。ただし、 z 軸方向の座標を記述する第2媒介変数として、 Y を使いたいところだが、既に関数名として使ってしまったため、ここでは空いている文字変数である P を仮に採用した。

$$p_K = 1.2$$

$$p_L = 1.8$$

$$B = 10$$

$$l = \text{Surface} \left(K, \frac{B - p_K \cdot K}{p_L}, P, K, 0, \frac{B}{p_K}, P, 0, 4 \right)$$

3) Portable Network Graphicsの略。

4) PGFやTikZについては、マニュアルだけで1,000ページを突破するので、ここでは詳細には触れない。 $\text{\LaTeX}$ ユーザでもTikZの使い方が分からなければ、手法としては古いがeps形式を取り込む方が無難である。

ここで用いたSurface関数は9個の引数を持ち、左から順に x 成分の媒介変数表記、 y 成分の媒介変数表記、 z 成分の媒介変数表記、第1媒介変数名、第1媒介変数の最小値、第1媒介変数の最大値、第2媒介変数名、第2媒介変数の最小値、第2媒介変数の最大値となっている。このあと、 p_K, p_L, B の最小値、最大値、増分を設定し、PC版であればスライダを表示させる。そして、見易さの問題で各曲面の色合いを設定で調整すれば、図4のように曲面や平面が交差したグラフを描画できる。

これを用いると、空間図形をドラッグすることで曲面や平面の位置関係を立体感を伴って把握させることや、平面への射影図との関係を把握させることができる。そして h を動かすことで利潤最大化問題を、 B を動かすことで費用最小化問題をそれぞれ説明することができる。また、生産関数や等生産面及び等量線の左にあるチェックボタンで非表示にしておいて、単価や予算のスライダーを動かせば、弾力性の説明などにも流用できる。

なお、GeoGebraはわずかなコマンドで動的なグラフを描けるようにしてい

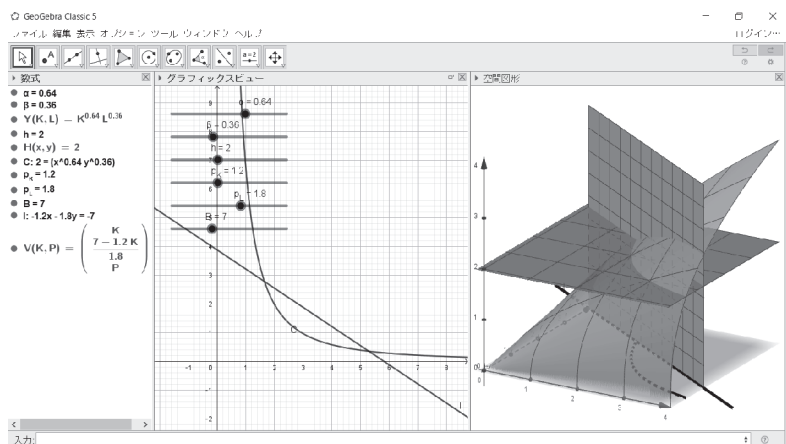


図4：生産関数曲面と予算平面

るため、一つ一つのコマンドがそもそもかなりメモリを占有する。そのため欲張って、1つのファイルに関連事項を色々詰め込むと、たちまちデバイスの動作が重くなってしまい、何も保存できないまま再起動せざるを得なくなること⁵⁾に留意したい。

3.3 例：無差別曲面

2財の場合で理解させることができれば、後は財が n 種類に増えても、単に実 $n+1$ 次元空間を想像すれば良いだけである。だが、高次元に慣れていない学生ならば、わずか3財であっても可視化に必要な実4次元空間を想像できないので、せめて3次元の等効用空間と効用関数の共通部分である無差別曲面を提示する必要がある。また3財の場合の無差別曲面は、教育であまり扱われないので、教員でも具体的な曲面グラフとして見たことはないという方も少なくないのではなかろうか。

$\alpha, \beta, \gamma \in [0, 1] \subset \frac{1}{100}\mathbb{Z}$ を Cobb-Douglas 型効用関数における各財の効用の効果とする。 $x, y, z \in \mathbb{R}$ を財の量とし、 $U(x, y, z) = x^\alpha y^\beta z^\gamma$ を Cobb-Douglas 型効用関数とする。効用を $u \in \mathbb{R}$ とするとき、陰関数 $u = U(x, y, z)$ は3財の場合の無差別空間を与える。これを正射影 $(x, y, z, u) \mapsto (x, y, z)$ によって、3次元空間に投影したものは GeoGebra の空間図形で描画できる。ただし、GeoGebra には3変数陰関数を自動的に2変数陽関数にする機能は実装されていないので、そこは手計算で行う。

5) GeoGebraを使った教材作成の初心者には、説明したいことを詰め込みたくなるものである。そして、気が付くとデバイスの能力を超えた教材を作ってしまう、強制再起動以外の選択肢がなくなって、それまでの作業を白紙に戻してしまいやすい。中川はこれまで何度も痛い目にあっているにも関わらず、興が乗ってきたら現在でもつい欲張った教材を作ってしまう、やはり痛い目にあっている。分かっちゃいるけど止められない。

$$\alpha = 0.2$$

$$\beta = 0.3$$

$$\gamma = 0.5$$

$$u = 1.5$$

$$U(x, y) = \left(\frac{u}{x^\alpha \cdot y^\beta} \right)^{\frac{1}{\gamma}}$$

そして、 $p_x, p_y, p_z \in \mathbb{R}$ を各財の単価とし、 $B \in \mathbb{R}$ を予算とする。予算空間 $p_x x + p_y y + p_z z \leq B$ についても正射影 $(x, y, z, u) \mapsto (x, y, z)$ によって、3次元空間に投影したものを描画する。

$$p_x = 1.2$$

$$p_y = 1.5$$

$$\gamma = 1.8$$

$$B = 7$$

$$P(x, y) = \frac{B - p_x \cdot x - p_y \cdot y}{p_z}$$

これによって、図5のような無差別曲面と予算平面を描画することができる。そしてスライダーを動かすことによって、予算平面や無差別曲面の接平面になるとき、3財の場合の効用最大化問題や費用最小化問題の解を与えることを、図解を用いて講義できる。

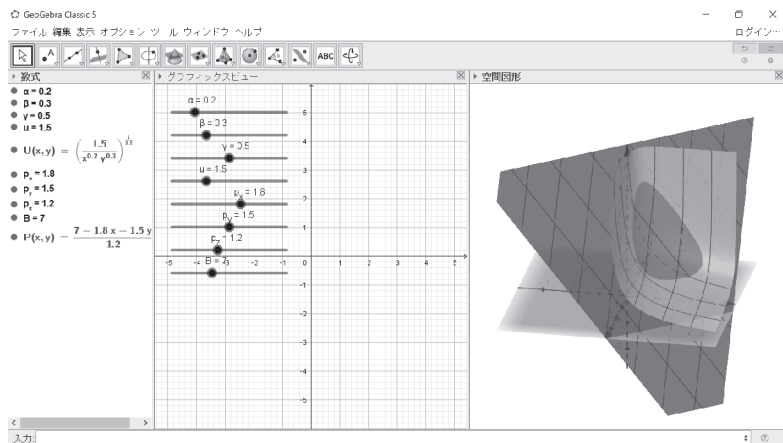


図5：3財の無差別曲面と予算平面

3.4 例：二人二戦略ゲーム

ゲーム理論の「囚人のジレンマ」や「男女の争い」のような二人二戦略ゲームは、混合戦略を記述するのに各プレイヤーについて1変数ずつで足りる。

そして、利得行列はそれぞれ 2×2 行列となり、利得関数は関数値を z 軸方向に取れば、2次曲面となる。混合戦略を記述するための変数 x, y は確率であることから、 $(x, y) \in [0, 1] \times [0, 1] \subset \mathbb{R}^2$ を満たす。つまり、Cournot-Nash 均衡点は、2次曲面の局所的な形状を観察すると得られることになる。

3.4.1 囚人のジレンマ

具体例として、囚人のジレンマを採用する。純粋戦略は、「自白」と「黙秘」であり、混合戦略のための各プレイヤーの自白の確率をそれぞれ x, y と置く。行列は、GeoGebraではMathematicaと同様に、ネストしたリストで表現される。行列積は、GeoGebraでは $A * B$ で得られるが、3行列の積が上手くいかないなので、本稿では長くなるが成分を用いて直接記述した。

$$A = \{\{-1, -10\}, \{0, -5\}\}$$

$$B = \{\{-1, 0\}, \{-10, -5\}\}$$

$$f_{xy} = \text{Element}(A, 1, 1) - \text{Element}(A, 1, 2) - \text{Element}(A, 2, 1) + \text{Element}(A, 2, 2)$$

$$f_x = \text{Element}(A, 2, 1) - \text{Element}(A, 2, 2)$$

$$f_y = \text{Element}(A, 1, 2) - \text{Element}(A, 2, 2)$$

$$f(x, y) = f_{xy} \cdot x \cdot y + f_x \cdot x + f_y \cdot y + \text{Element}(A, 2, 2)$$

$$g_{xy} = \text{Element}(B, 1, 1) - \text{Element}(B, 1, 2) - \text{Element}(B, 2, 1) + \text{Element}(B, 2, 2)$$

$$g_x = \text{Element}(B, 2, 1) - \text{Element}(B, 2, 2)$$

$$g_y = \text{Element}(B, 1, 2) - \text{Element}(B, 2, 2)$$

$$g(x, y) = g_{xy} \cdot x \cdot y + g_x \cdot x + g_y \cdot y + \text{Element}(B, 2, 2)$$

これによって描かれる図 6 が、各プレイヤーの利得関数における x, y の確率条件を無視した大域的グラフである。

次に確率条件を、If 文で与える。等号を含む不等号は、*Mathematica* の記法と同様に、 $\leq$ や $\geq$ のように二項関係子を連続して記述すると、記述したまま表示する設定にしない限り、自動的に積み重ねられて $\leq$ や $\geq$ に変換される。論理和も同様に 2 個のアンパサンド記号 $\&\&$ で記述するが、これも自動的にウェッジ記号 $\wedge$ に変換される。

$$F(x, y) = \text{If}(x \geq 0 \wedge x \leq 1 \wedge y \geq 0 \wedge y \leq 1, f(x, y))$$

$$G(x, y) = \text{If}(x \geq 0 \wedge x \leq 1 \wedge y \geq 0 \wedge y \leq 1, g(x, y))$$

利得関数の意味を考えると、この図 7 だけでもどちらのプレイヤーも自白を選ぶことが分かる。実際、相手の戦略 $a, b \in [0, 1] \subset \mathbb{R}$ を所与にするためにスライダを作成し、GeoGebra の Locus コマンドを用いて反応関数を求めると、図 8 のような軌跡を得る。

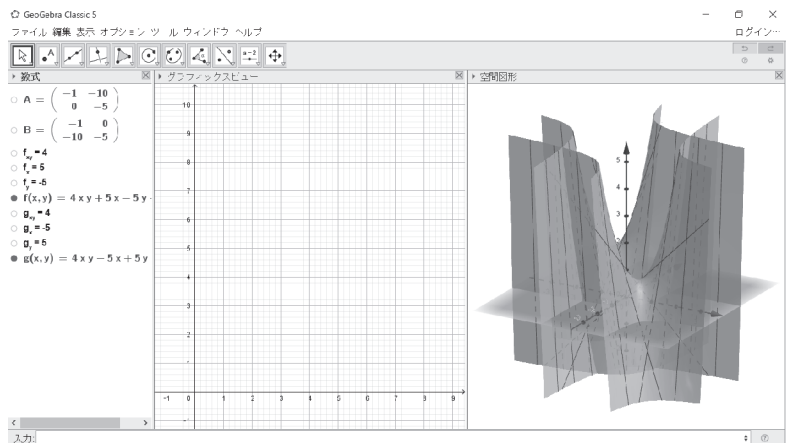


図 6 : 利得関数の大域的グラフ

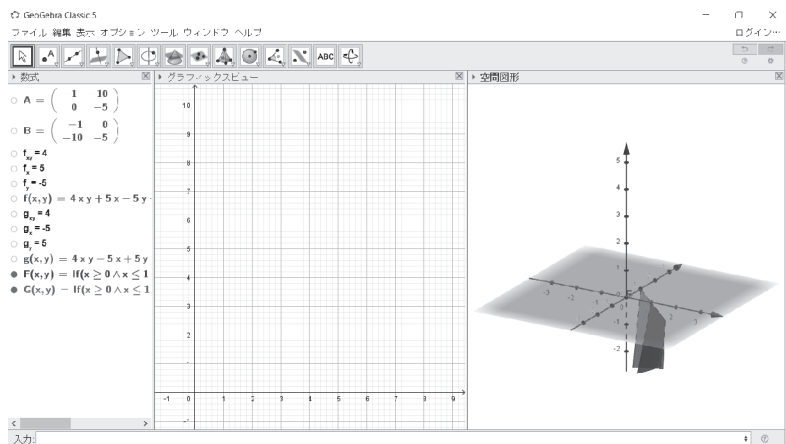


図 7 : 利得関数の局所的グラフ

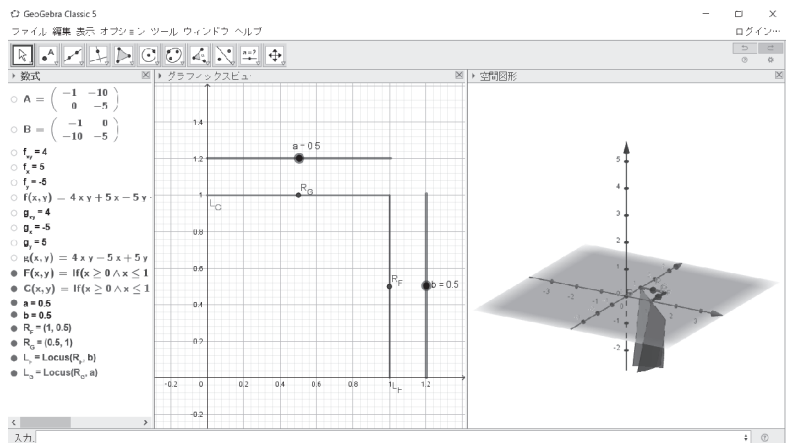


図 8：囚人のジレンマの反応曲線

$$a = 0.5$$

$$b = 0.5$$

$$R_F = \text{If}(F(0, b) \geq F(1, b), \text{Point}(\{0, b\}), \text{Point}(\{1, b\}))$$

$$R_G = \text{If}(G(a, 0) \geq G(a, 1), \text{Point}(\{a, 0\}), \text{Point}(\{a, 1\}))$$

$$L_F = \text{Locus}(R_F, b)$$

$$L_G = \text{Locus}(R_G, a)$$

これによって、均衡点が 1 点だけ存在することが反応曲線の交点から見てとれる。

3.4.2 男女の争い

ここで利得行列を、男女の争いのものに交換してみる。そのため、純粹戦略は例えば、女性プレイヤーが好む「宝塚で歌劇観賞」と男性プレイヤーが好む「天満天神繁盛亭で落語観賞」になり、混合戦略の x, y は、各プレイヤーが宝塚で歌劇観賞を選択する確率になる。

そのためには、数式ウィンドウの最初にスクロールして戻り、行列 A, B を

それぞれ選択して以下のように書き直す。

$$A = \{\{1, 0\}, \{0, 2\}\}$$

$$B = \{\{2, 0\}, \{0, 1\}\}$$

すると図9のように、どちらのプレイヤーの利得関数もその大域的グラフの鞍点の (x, y) 座標が領域 $[0, 1] \times [0, 1] \subset \mathbb{R}^2$ に存在するため、反応の軌跡が分断される。なお、分断部分は等しい利得になるため、直線で結ばれるべきであるが、If文が煩雑になり過ぎたので本稿では省略した。反応曲線の分断部分を直線で補って考えると、均衡点が3点存在することが交点から見てとれる。このように利得行列を固定して与える以外にも、利得行列の成分をスライダー化して、利得行列と反応曲線の関係を説明するなど、テーマによって様々な改造を施すことができる。

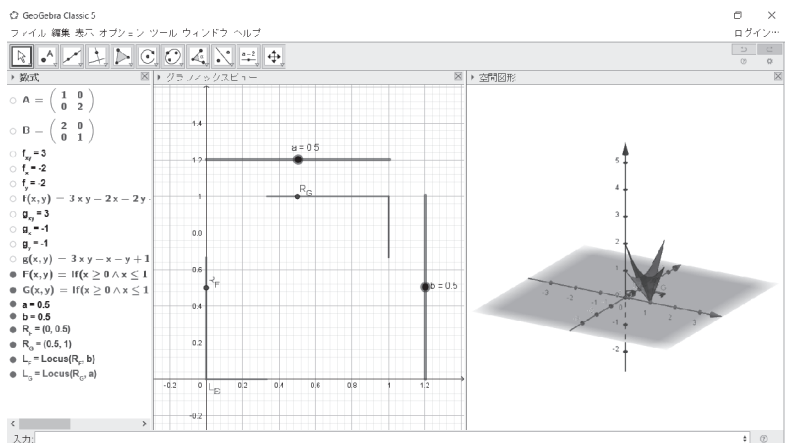


図9：男女の争いの反応曲線

4 おわりに

本研究ノートは、GeoGebraを数学教育で使っている中川の素朴な興味として、経済学教育で使われている動的幾何学ソフトウェアによる教材例を探し始めたのが機縁となった。しかしまったく見つからなかったため、共同執筆者の鎌苅や龍谷大学の山下章夫氏に相談したところ、経済学教育では動的幾何学ソフトウェアの存在があまり知られていないので、まず認知度を高め、普及させるところから始めるようにアドバイスを受けた。そこで両氏から経済学で使うと効果がありそうな教材のアイデアと説明を受け、中川が理解できたものを例として作成した。

今回は、GeoGebraの基本的な機能しか使っていない教材例であるが、今後も「見える経済学」のためにGeoGebra教材を作り続け、また同時に経済学の教育者に対して動的幾何学ソフトウェアの普及に努めたい。

Research on Application of Dynamic Geometry Software to Economics Education

Yoshiyuki Nakagawa* · Koji Kamakari†

ABSTRACT

In this research note, we introduce a dynamic geometry software “GeoGebra” and give some examples for economics education. Dynamic geometry softwares are often used in education of mathematics, natural sciences and engineering to explain concepts described by multivariate functions. Economics often uses concepts described by multivariate functions, too. But among economists in this country, dynamic geometry softwares are not well known. We wrote this research note to promote the popularization of dynamic geometry software in economics education.

Keywords : Dynamic geometry software; Geogebra; economics education.

JEL Classification Numbers : A20, C63.

* nakagawa@mail.ryukoku.ac.jp

† kamakari@ogu.ac.jp

あとがき

大学に勤める研究者には、大きく2つの使命があるといえるでしょう。1つは優れた研究成果を世に問うこと、もう1つは優れた人材を育成すること。明石喜彬先生は、この両面において、長年にわたり本学経済学部を引っ張ってくださいました。ときに厳しく、ときに忍耐強く。

お近くで仕事をする機会に恵まれたものとして、ここに、明石先生のお人柄が垣間見えるようなエピソードを3つ紹介したいと思います。

1つ目は説明会にて。明石先生は、公務員を志望する学生の学習支援（上級公務員支援プログラム）に力を注がれていました。学期前のオリエンテーションでそのプログラムの説明をされたときのこと。履修登録や各種手続きに関する説明が1時間近く続いて、200名ほどの学生の間に私語が目立ち始めたところに、明石先生が入室されました。ざわつく彼らを教壇からしばし見回された後、「いいかい、君たち！」若干ハスキーながらよく通ったこの第一声で、私語がピタリと止まりました。そして、緊張感すら漂う静寂の中、歯切れよく要点を説かれ、颯爽と退室されました。入室から退室まで10分弱。学生だけでなく事務職員も教員も、その教室にいたものすべてが、先生の厳然とした風格に気圧されていたように思います。

2つ目は学会にて。10年ほど前の夏、ある国際学会が京都で開催され、世界中から集う若手研究者に混じって当時60代半ばの明石先生も研究発表をされました。先生が発表を始められてしばらくすると、パソコンが突然動かなくなっていました。投影画面が次に進みません。先生は、慌てる素振りもなく微笑かに笑みを湛えて、すぐにプロジェクトの電源を切ると、図を板書しながら（英語で授業をするように）発表を続けられました。その後、質疑応答も難なくこなされ、所定の時間できっちり発表を終えられました。不測の事態にも泰然自若。冷静さが臨機応変につながる実例でした。

3つ目は共著の際に。数年前、1年次生配当の選択必修科目の教科書を、

明石先生を含む数名で書きました。1人につきA5版で40頁の分担でした。他の分担者は原稿の執筆依頼から提出まで半年以上を要しましたが、明石先生はひと月足らずで仕上げられ、その後の修正もほとんどありませんでした。お仕事が迅速、丁寧で精確。それで、先生に文章を書くコツをうかがったことがあります。先生はご自身の文章を「ヌードだ」と形容されました。いわく、余計な修飾語を削ぎ落した、短い一文一文から成る着飾らない文章。そのような簡潔な表現を心掛ければ、読みやすい原稿を短期間で草することができるようになる、とのことでした。先生はさりと答えられましたが、理屈通りに実践できるのは、やはり、(豊富な知識や語彙はもとより) 相当の技量があるからこそでしょう。

速やかな議論の進め方、学生指導上の匙加減、研究者としての矜持、等々、わたしたちは、明石先生からたくさんのことを教わりました。そのご恩に報いるためにも、先生の教えをしっかりと受け継ぎ、研究と教育における使命を精一杯果たしていかなければなりません。明石喜彬先生、長い間お疲れ様でした。ありがとうございました。大阪学院大学経済学会会員一同、先生のご健康とご多幸を心よりお祈り申し上げます。

令和2年1月

宇佐美 竜 一

===== 明石喜彬先生のご略歴とご業績 =====

昭和18年 福岡県に生まれる

学 歴

昭和42年 3 月 下関市立大学 経済学部 卒業

昭和44年 3 月 大阪府立大学大学院 経済学研究科修士課程 修了

昭和46年 3 月 大阪府立大学大学院 経済学研究科博士課程 単位取得退学

職 歴

昭和45年 7 月 下関市立大学 経済学部 専任講師

昭和50年 4 月 下関市立大学 経済学部 助教授

昭和53年10月 大阪学院大学 経済学部 助教授

昭和58年 4 月 大阪学院大学 経済学部 教授

この間、経済学部長、大学院経済学研究科長を務める

平成30年 3 月 大阪学院大学 経済学部 退職

平成30年 4 月 大阪学院大学 名誉教授

在外研究

平成 4 年10月 大阪学院大学在外研究員として、オーストラリア Sydney Universityへ留学（平成 5 年 9 月まで）

平成 9 年10月 スウェーデン Växjö Universityにおいて、大阪学院大学在外研究員かつ客員教授（visiting professor）として在外研究を実施（平成10年 9 月まで）

学 位

平成 9 年 3 月 大阪府立大学より博士（経済学）を授与さる

主要著書

- (1) 『国民所得の理論』、新評論、昭和56年 1 月
- (2) 『所得と物価の理論』、中央経済社、昭和60年 4 月
- (3) 『所得分析の理論』、中央経済社、平成 3 年 5 月
- (4) 『失業の理論と実証』、中央経済社、平成 9 年 4 月
- (5) 『現代のマクロ経済学』、中央経済社、平成10年 9 月

主要論文

- (1) 「ケインズの分配理論の特徴とその限界」、『白鷺論叢』第 2 号、昭和44年 6 月
- (2) 「技術革新可能性フロンティアと所得分配」、『白鷺論叢』第 3 号、昭和45年 6 月
- (3) 「フロンティアと新古典派定理」、『下関商経論集』第14巻第 2 ・ 3 合併号、昭和46年 3 月
- (4) 「資本体化的技術進歩と所得分配」、『下関商経論集』第15巻第 1 号、昭和46年10月
- (5) 「価格分析による所得分配理論」、『下関商経論集』第15巻第 2 ・ 3 合併号、昭和47年 3 月
- (6) 「効用関数とパレート最適」、『下関商経論集』第16巻第 1 号、昭和47年10月
- (7) 「最適配分と最適分配」、『下関商経論集』第16巻第 2 号、昭和48年 2 月
- (8) 「資本体化的技術進歩と所得分配Ⅱ」、『下関商経論集』第16巻第 3 号、昭和48年 3 月
- (9) 「非体化的技術進歩と所得分配」、『下関商経論集』第17巻第 1 号、昭和48年

10月

- (10) 「内外均衡体系について」、『下関商経論集』第17巻第3号、昭和49年3月
- (11) 「二重経済における賃金、相対価格について」、『下関市立大学論集』第18巻第3号、昭和50年3月
- (12) 「開放二部門体型の交換比率について」、『下関市立大学論集』第19巻第3号、昭和51年3月
- (13) 「我が国の産業構造と東アジア経済」、『下関市立大学論集』第21巻第3号、昭和53年3月
- (14) 「直接投資の最適量について」、『下関市立大学論集』第22巻第1号、昭和53年7月
- (15) 「均衡体系と流出現象」、大阪学院大学『商経論叢』第11巻第3号、昭和60年10月
- (16) 「在庫とマクロ経済」、大阪学院大学『経済論集』第2巻第3号、昭和63年12月
- (17) 「豪州の失業率のステップ現象とラチェット効果について」、大阪学院大学『経済論集』第7巻第3号、平成5年12月
- (18) 「豪州経済の経常収支勘定における持続的不均衡について」、大阪学院大学『経済論集』第8巻第2号、平成6年8月
- (19) 「豪州経済における生産性の推移について」、大阪学院大学『経済論集』第9巻第1号、平成7年4月
- (20) 「豪州の経済動向と賃金決定について」、大阪学院大学『経済論集』第9巻第3号、平成7年12月
- (21) 「豪州経済における失業率の推計について」、大阪学院大学『経済論集』第10巻第1・2・3号、平成9年3月
- (22) 「失業率の推計—スウェーデンの事例—」、大阪学院大学『経済論集』第12巻第2号、平成10年12月

- (23)「摩擦的失業の推計について」、大阪学院大学『経済論集』第14巻第1・2・3号、平成13年3月
- (24)「UV分析における均衡失業率について」、大阪学院大学『経済論集』第22巻第1号、平成20年6月

その他（書評、報告書等）

書評

- (1)「丹羽春喜著『日本経済再興の経済学－新正統派ケインズ主義宣言－』」、大阪学院大学『経済論集』第12巻第3号、平成11年3月

所属学会

日本経済学会

主な社会活動

平成11年4月 大阪学院大学経済学会副会長（平成15年3月まで）

平成15年4月 大阪学院大学経済学会会長（平成16年3月まで）

CONTENTS

Takashi Matsuki	Foreword
-----------------------	----------

ARTICLES

Mitsuhiro Okano	Business Cycles in Kansai: Quarterly Disaggregation of Macroeconomic Time Series and a Statistical Investigation	1
Akihiro Takei Shunsuke Katsuta	The Great Irish Famine: Historical Research and Historical Consciousness	33
Takashi Matsuki	Does Sectoral Productivity Convergence Promote per Capita Output Convergence in the Country Level Across Asian Countries?	51
Ryoichi Usami	On Keynesian Unemployment	83

NOTE

Yoshiyuki Nakagawa Koji Kamakari ..	Research on Application of Dynamic Geometry Software to Economics Education	101
Ryoichi Usami	Afterword	

執筆者紹介（掲載順）

岡 野 光 洋（経済学部准教授）
武 井 章 弘（経済学部教授）
勝 田 俊 輔（東京大学大学院人文社会系研究科教授）
松 木 隆（経済学部教授）
宇佐美 竜 一（経済学部教授）
中 川 義 行（大阪学院大学非常勤講師）
鎌 苅 宏 司（経済学部教授）

大阪学院大学経済学会委員

会 長	松 木 隆		
副会長	宇佐美 竜 一		
委 員	白 井 克 典	松 村 隆	
	森 田 健 司	和 田 聡 子	

2019年(令和元年)12月31日 発行

編集兼発行人

大阪学院大学経済学会

〒564-8511 大阪府吹田市岸部南二丁目36番1号 TEL(06)6381-8434(代)

印刷

大枝印刷株式会社

〒564-0031 大阪府吹田市元町28番7号 TEL(06)6381-3395(代)

**THE OSAKA GAKUIN REVIEW
OF
ECONOMICS**

VOL. 33, NOS. 1・2

DECEMBER 2019

**Special Number for Professor Yoshiaki Akashi
in Commemoration of Retirement**

**THE SOCIETY OF ECONOMICS
OSAKA GAKUIN UNIVERSITY**