

中所得国の罫の要因分析

胡 洪 濱*

I はじめに

「中所得国の罫」とは、中所得国の水準まで順調に経済成長が成功したにもかかわらず、それ以降は発展が停滞し、長年中所得国の水準にとどまって高所得国に成長できない現象を指す（世界銀行 [2007]）。

どの国も最終的には高所得国の水準にまで発展することが目標になっているにもかかわらず、実際に高所得国の水準にまで発展できた国はごく一部で、多くの国は中所得国まで成長した後に、経済成長の速度が低下し、長年中所得国にとどまっている。そのため、これらの国を中所得国の罫に入っていると定義し、そこから抜け出す方法を考えることは有意義といえる。

従来も中所得国の罫を定義し、その要因について考察した研究はあるが、そもそも中所得国の罫は近年に定義された新しい経済現象であるため、そのような国を分類するモデルも要因も研究によってさまざまなものがあり、定説は存在しない。

本論文では中所得国の罫に入っている国を分類するモデルを考案し、さらにいくつかの考えられる要因について取り上げ、経済成長を低下させた原因を明らかにする。

まず先行研究について説明する。

Solow [1956] によれば、 A を全要素生産性 (TFP)、 K を資本、 L を労働、 Y を実質 GDP と定義すれば、 Y は以下のようなコブ・ダグラス型生産関数で表すことができる。

$$Y = AK^\alpha L^{1-\alpha} \quad (1)$$

この式を L で割れば、1 人あたりの GDP を表す以下のような式ができる。

$$Y/L = Ak^\alpha \quad (\text{ただし } k = K/L) \quad (2)$$

ここで 1 人あたりの資本 k と全要素生産性 A が 1 人あたりの GDP の成長要因と示されるが、他の条件を一定とすれば、経済が発展するにしたがって成長率が低下する「収斂仮説」も提唱されており、それによれば k は経済が発展するに従って限界効果が低下し、やがて定常状態に落ち着く。そこで最終的に経済成長を引き起こす要因は TFP のみになる。

Baumol [1986] は 1870 年時点での世界各国の 1 人あたり GDP と 1870 年から 1979 年までの年平均 1 人あたり GDP 成長率を調べた結果、現在の先進国でのみ収斂仮説が確認された。これに対して De Long [1988] は、現在の先進国は先進国とみなされるために一定の所得水準に到達する必要があるため、1870 年当時の GDP が低かった国は必然的に成長率が高くなり、結果として見かけの

相関が生じるという選択バイアスの問題が発生すると指摘した。そこで1870年当時先進国だった国について分析した結果、収斂仮説は成立しなかった。

その後、Mankiw, et al. [1992] はソローの収斂仮説が成立するのにいくつかの条件が必要であると提唱し、それらを説明変数、経済成長率を被説明変数として回帰分析した結果、収斂仮説は確かに存在することが示されたので、以降収斂仮説は定説となった。

しかし、この収斂現象はあくまで条件付き収斂であり、他の条件を無視すれば確認できない。たとえば、Nelson [1956] は「貧困の罍」を以下のように定義している。

1人あたりのGDPはGDP/人口の値である。そのため、人口増加率がGDP成長率を上回れば、1人あたりのGDPが低下する。マルサスの人口転換によれば、1国は経済が発展するにしたがって人口構造は多生多死から多生少死を経て、少生少死になっていく。そのため、ある一定の段階では人口増加率がGDP成長率を上回って1人あたりのGDPが低下し、GDPは低位均衡に達する。これが貧困の罍である。

Lewis [1955] によれば、1国のGDPに占める投資の割合が5%以下のときは多くの人々が農村に住み、生産性の低い農業が中心となる。投資の割合が10%に達した時点で人々が都市に移住し、工業の割合が高まって産業革命が起き、近代的経済成長が始まる。Rostow [1959] は経済発展を「伝統的社会」「離陸前」「離陸期」「成熟への段階」「大量消費社会」の5段階に分けた。近代的経済成長が始まる時期は「離陸期」で、中所得国の段階に突入する時期といえる。また、最終段階へ突入する前には賃金が上昇して競争優位性を失うため、低所得国型の単純労働から高所得国型の高度化産業に転換する必要がある、それができなければ経済発展が停滞し、これが中所得国の罍といえる。こちらはすでに近代的経済成長が始まったにもかかわらず、経済構造を先進国型に転換できていないが故に経済発展が中所得国の段階で停滞する現象なので、貧困の罍と区別しなければならない。

近年は世界的な経済発展により、ますます多くの国が低所得国から脱出し、中所得国の段階に発展している。その一方で、中所得国から高所得国に成長できた例は少ない。そのため、東アジアで高度な経済成長が記録され、1993年に世界銀行が『東アジアの奇跡——経済成長と政府の役割』を出版した後も、経済成長が減速する懸念から中所得国の罍という経済現象がますます注目され、世界銀行が2007年に出版した『東アジアのルネッサンス——経済成長の理念——』でもこの問題を重点的に取り上げている。

中所得国の罍を定義し、その要因を分析した研究として、Eichengreen, et al. [2012] (以下EPS) があげられる。ここでは、2005年基準の購買力平価で計算した1人あたりのGDPが1万ドルを超える国で、基準年までの1人あたりGDPの7年平均成長率が3.5%を超えたにもかかわらず、基準年からの1人あたりGDPの7年平均成長率が2%以上低下した国を中所得国の罍と定義している。

しかし、中所得国としてよく取り上げられる東アジアおよびラテンアメリカの中所得国は多くが1人あたりのGDPが1万ドル未満であるため、この研究では対象外となってしまう、対象となるのは先進国および産油国になってしまう。また、先進国よりも産油国の方が外的なショックにより経済水準が大きく低下するため、このモデルでは中所得国の罍と判定される国は必然的に産油国が多くなる。さらに、中所得国の罍に入る時期のみを定義し、抜け出す時期を定義していないという問題点もあげられる。

要因に関しては、人口構成の高齢化、GDPに対する高すぎる投資率、通貨安が経済成長を低下さ

せる主な原因であり、ハイテク産業の割合が高い国や平均就学年数の長い国では知識集約型・イノベーション型社会が実現しているため、経済成長が低下しにくいという結果が出ている。また、主な要因ではないが、体制の民主化、経済危機も経済成長を低下させる要因となっている。

しかし、中所得国の罨を克服する重要な要因である産業構造については取り上げられていない。本研究では、EPS で取り上げられた要因を制御変数とし、産業構造に着目した要因をいくつか取り上げ、中所得国の罨を引き起こす原因を明らかにする。

II 中所得国の罨に入っている国の特定

1 中所得国の定義

世界銀行は 2012 年に 1 人あたりの GDP に基づいて世界各国を以下のように分類している。

低所得国：1035 ドル以下

下位中所得国：1036 ドルから 4085 ドル

上位中所得国：4086 ドルから 12615 ドル

高所得国：1 万 2616 ドル以上

ここで便宜上四捨五入すれば、1 人あたりの GDP が 1000 ドル以上 1 万 2000 ドル未満の国が中所得国となる。しかし、下位中所得国は長年 1 人あたりの GDP が低水準のままの国が多く、これらの国は離陸していない可能性が高いため、ここでは低所得国とみなし、分析の対象から除外する。

Spence [2011] によれば、1 人あたりの GDP が 5000 ドルから 1 万ドルのときに低所得国にみられる低賃金の優位性が失われ、さらなる発展を達成するためには、知識集約型・イノベーション型の高度な産業を推し進めなければならない。これが実現できなければ、経済発展はこの水準で停滞するので、これを中所得国の罨とよいう。

世界銀行の上位中所得国は所得水準がこの範囲を完全に含んでいる上に、範囲も似通っている。よって本研究では、1 人あたりの GDP が 4000 ドル以上 1 万 2000 ドル未満の国を中所得国と定義し、分析を進める。

2 中所得国の罨に入っている国の特定

中所得国の罨とは、低所得国の段階を抜け出し、本格的な経済成長が始まっているにもかかわらず、中所得国の段階で経済成長が減速し、高所得国の段階に到達できない、あるいは到達が困難な現象を指す。そのため、例外はあるにしても、それまで比較的高い経済成長を記録していると仮定できる。

ここで、経済成長が低下していることを満たしている国を見つけるため、中所得国の範囲をまたぐ年数を調べる。ただし、GDP のデータは 1951 年から 2011 までなので、その間に 1 人あたりの GDP が 4000 ドルを超えた国に関してのみ分析を行う。また、1 万 2000 ドルを超えても、一時的な景気過熱で達成している可能性があるため、二度と 1 万 2000 ドルを下回らなくなる時期を高所得国の仲間入りの時期とみなして、4000 ドルから 1 万 2000 ドルまでの年数を調べる。まず、基準となる年数を特定するため、1951 年から現在までの間にこの範囲を通過した国のうち OECD 加盟国を取り出して基準とし、これらの国が何年間中所得国であったかを調べる。OECD 加盟国を選択したのは、これらの国はすでに高所得国に成長できている上に、総合的な社会基盤が成熟しており、

表1 OECD加盟国のそれぞれのGDPに達した年、中所得国にいる年数、その間の平均成長率

	\$4000台	\$1万2000台	年数	平均成長率 (%)
Chile	1952	2006	54*	2.06
Spain	1955	1987	32	3.49
Greece	1959	1984	25	4.49
Israel	1955	1970	15	7.6
Italy	1952	1974	22	5.12
Japan	1963	1974	11	10.5
Korea	1976	1992	16	7.11
Portugal	1962	1990	28	4
Turkey	1957	2006	49	2.27
		Median	23.5	4.8
		Average	24.75	4.5
		SD	12.07	

*チリはOECD加盟国だが、年数が54年とかなり長く、先行研究でも中所得国の罫に入っている国として取り上げられることが多いため、ここでは年数と成長率の平均値・中央値・標準偏差の計算から除外する。

高所得水準が今後も持続的であると考えられるからである。結果は表1のようになっている。

これらの国を平均すると25年程度中所得国の範囲に入り、年数の標準偏差は12年なので、年数が37年以上であればSD値が1を超え、標準よりも長い年数をかけているといえる。また、37年以上中所得国にいる国は、チリとトルコの2か国のみで、それ以外の7か国はすべて37年を下回っているため、37年以上の国は正常な範囲を超えた低成長を長年記録している国とみなすことができ、このような国を中所得国の罫と定義する。

次に、この定義に基づいて現在中所得国の罫に入っている国を特定する。ただし、現在中所得国水準にいる年数が37年に達していない国でも、最近10年の1人あたりのGDP成長率が低く、それが継続した場合に中所得国にとどまる年数が37年に達すると見込まれれば、そのような国も中所得国の罫に入っているとみなす。10年とした理由は、第1に数年程度の短期では好況・不況の影響を受ける可能性がある。第2に数十年程度の長期ではソローの収斂仮説により、経済がまだ成長していない過去は成長率が高く、すでに高度に成長した未来は成長率が低い傾向があるため、今後見込まれる成長率を過大評価してしまう。10年程度ならば、好況・不況の影響を除去できる上に、成長率の過大評価の影響も小さいからである。このような方法により、以下の国が中所得国の罫に入っていると特定された。この中には近年になっても経済成長がほとんど停滞していて、中所得国水準にとどまる年数が100年以上と見込まれる国や、マイナス成長を記録しており、所要年数が計算できない国もある。

表2 中所得国の罨に入っている中所得国

	\$4000台	現在までの年数	現在のGDP	10年平均成長率(%)	\$1万2000台までの年数	予想総年数	\$1万2000までの成長率(%)
Dominica	1978	34	11127	3	3	37	3
St. Kitts	1981	31	9913	2.8	7	38	2.9
St. Lucia	1976	36	9788	4.8	5	41	2.7
Indonesia	1996	16	4217	3.8	28	44	2.5
Grenada	1992	20	7335	1.8	27	47	2.4
Malaysia	1970	42	10837	2.2	5	47	2.4
Albania	1975	37	7513	4.2	12	49	2.3
Paraguay	2010	2	4246	2.2	48	50	2.2
Ecuador	1975	37	6404	3.9	17	54	2.1
Jordan	1980	32	4577	4.5	22	54	2.1
Syria	1971	41	3780	9.3	13	54	2.1
Brazil	1974	38	8659	1.7	20	58	1.9
Colombia	1969	43	7729	2.6	18	61	1.8
Egypt	1996	16	4939	1.8	49	65	1.7
South Africa	1951	61	7781	2.6	17	78	1.4
St. Vincent	1987	25	6576	1	59	84	1.3
Costa Rica	1955	57	8368	0.7	54	111	1
Philippines	1995	17	3487	1.2	101	118	0.9
Morocco	1994	18	3528	0.9	131	149	0.7
Belize	1987	25	5866	0.6	125	150	0.7
Namibia	1966	46	3988	0.5	234	280	0.4
Congo Rep.	1964	48	2091	-1			
Fiji	1976	36	3395	-3			
Iraq	1973	39	3686	-2			
Jamaica	1957	55	4119	-1			
Mauritius	1976	36	9655	0			

次にあげられる国は中所得国にとどまる年数が37年以下と見込まれ、中所得国の罨に入っていない国と分類した。

表3 中所得国の罨に入っていない中所得国

	\$4000台	年数	現在のGDP	10年平均成長率(%)	\$1万2000台への所要年数	予想総年数	\$4000から\$1万2000への平均成長率(%)
Mongolia	2007	5	5538	9.1	9	14	8.2
China	2002	10	8189	8.3	5	15	7.6

	\$4000台	年数	現在のGDP	10年平均成長率 (%)	\$1万2000台への所要年数	予想総年数	\$4000から\$1万2000への平均成長率 (%)
Sri Lanka	2009	3	4823	4.6	21	24	4.7
Bhutan	2004	8	4974	4.6	20	28	4
Botswana	1987	25	11266	2.2	3	28	4
Bosnia	1998	14	7505	3.3	15	29	3.9
Maldives	1982	30	11777	5.6	1	31	3.6
Peru	1987	25	8140	6.4	7	32	3.5
Armenia	1991	21	5692	6	13	34	3.3
Dominica Rep.	1984	28	9154	3.9	8	36	3.1
Thailand	1988	24	8200	3.5	12	36	3.1

これらの国はすべて中所得国の段階で1人あたりのGDPの年平均成長率が3%を超えている。アメリカが19世紀から現在まで年平均2%程度の経済成長を記録していることを考えれば、これらの国は堅調な経済成長を達成しているといえよう。

3 中所得国の罫の存在

Gerchenkron [1962]によれば、経済発展において先発国はその時点で存在しない技術を独自の力で開拓する必要があるため、経済を発展させるのにより長い時間が必要である。一方で後発国はすでに存在している技術を導入することにより、先発国よりも速いペースで経済発展してキャッチアップできる。これはヨーロッパよりも日本、日本よりも中国がより短い年数で中所得国の時期をまたいでいることを説明できる。ここで、中所得国になった時期とそこにとどまる年数に関して回帰分析を行う。なお、近代的経済成長という側面から考えれば、経済がマイナス成長を長年続ける、または1人あたりのGDPが4000ドル台から1万2000ドル台をまたぐのに100年以上もかかるのは無理がある。よって、このような国は分析から除外した。結果は以下の通りである。

図1からわかるように、中所得国から抜け出した国と現在中所得国にとどまっている国をすべて

中所得国になった時期と年数 (すべての国)

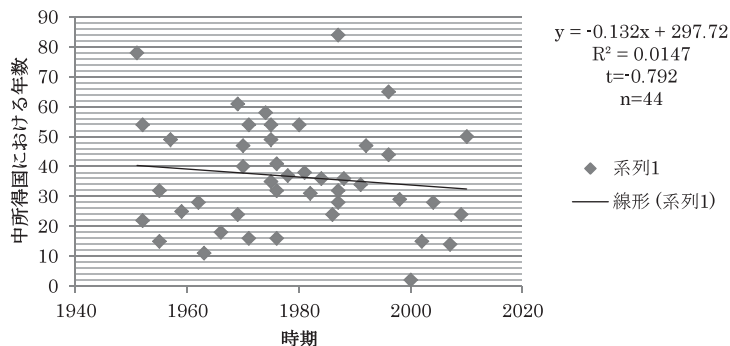


図1 中所得国になった時期と年数の回帰分析

合わせて、中所得国の水準に到達した時期と必要年数で回帰分析をしても $R^2=0.0147$ となり、回帰式の傾きも 0 に近く、両者の間にははっきりとした負の相関がみられない。

次に、現在中所得国になっている国とすでに中所得国から抜け出した国を別々に分け、回帰分析を行う。図 2 は現在中所得国になっている国、図 3 はすでに中所得国から抜け出した国である。いずれの回帰分析も $R^2=0.3304$ 、 $R^2=0.2085$ とあてはまりがよくなり、回帰式の傾きも大きくなって中所得国になった時期と年数との間にはっきりとした負の相関がみられ、Gerchenkron [1962] の「後発国の利益」が確認される。

この 2 つのグループを別々にすれば後発国の利益が確認されるにもかかわらず、一緒にすれば確認されない。これより、中所得国の罍が存在し、すでに中所得国から抜け出した国の多くは、中所得国の罍にとらわれなかったため高所得国に成長することができ、現在の中所得国の多くは、中所得国の罍にとらわれているので中所得国から抜け出せていない、と解釈できる。

次に、1951 年から 2011 年までの間に 1 人あたりの GDP が 4000 ドルを超えた国に関して、年別・地域別に中所得国の数を調べる。なお、1950 年までに 4000 ドルを超えた国は除外されている。結果は図 4 のようになった。

中所得国になった時期と年数 (現在の中所得国)

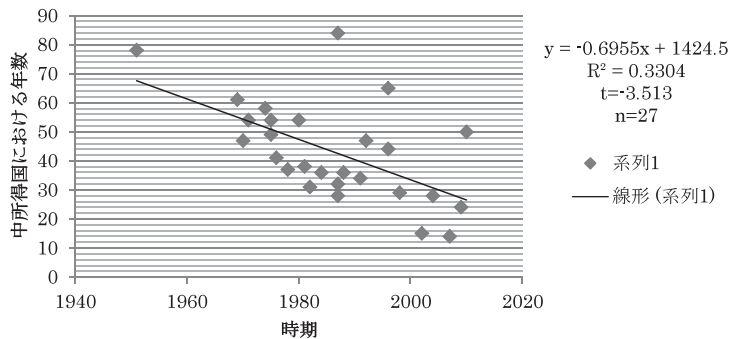


図 2 図 1 のうち、現在の中所得国に関する回帰分析

中所得国になった時期と年数 (中所得国であった国)

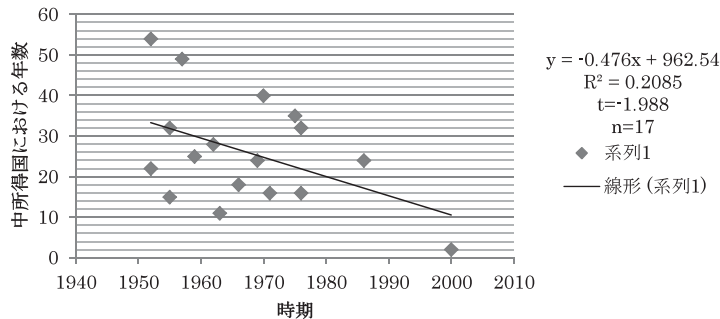


図 3 図 1 のうち、高所得国に成長した国に関する回帰分析

1951年から2011年までの 中所得国の数

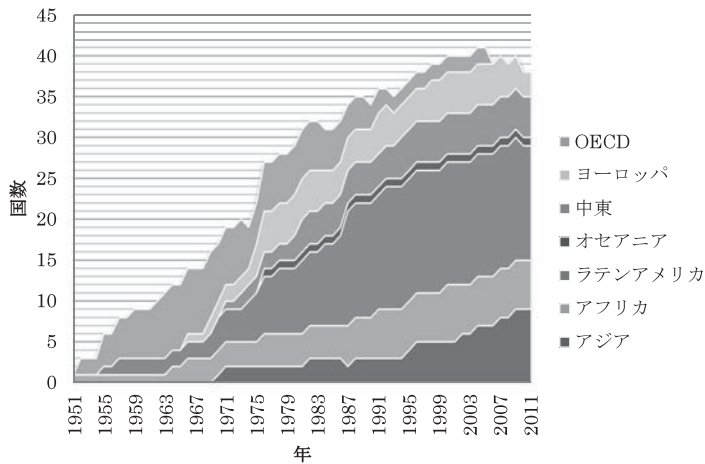


図4 1951年から2011年までの中所得国の数

このように、OECD諸国は順調に中所得国の範囲を通過し、現在はすべて高所得国になっている。ヨーロッパも近年は中所得国の数が減少傾向にある。それ以外の地域は近年まで増加の傾向にあり、特にラテンアメリカは近年まで長年の間、中所得国の数が10以上になっている。中所得国になるまでは容易だが、それを超えて高所得国になるのは容易ではないことを示している。ここでも中所得国の罫が確認できる。

Ⅲ 中所得国の罫の要因分析

1 最小二乗法 (OLS) による分析

まず予備的分析として、中進国の罫に陥っていることが産業構造要因を通じて経済成長に及ぼすインパクトの計測を行うため、OLSを使用してクロスセクション回帰分析をする。

すでに高所得国になっている国と、中所得国の罫に入っている国のデータを使う。中所得国の罫に入っていない中所得国はデータの年数が少なく、近年中所得国になった国も多いため、1962年から2000年までの貿易データに対応できるデータは限られている。またこのような国は、すでに高所得国になっている国と比べて成長率が低い傾向があり、中所得国でないグループ全体の成長率を下げるおそれがある。よってこのような国は除外する。

産業構造を示す指数として、顕示的比較優位指数 (Revealed Comparative Advantage, RCA)、産業高度化指数 (EXPY)、ハーフィンダール・ハーシュマン指数 (HH) を取り上げ、EPSの研究で用いられた変数を制御変数として説明変数に付け加えて重回帰分析を行う。

RCAとは、Balassa [1965] で考案された指数で、以下の式で計算される。

$$RCA=(a/b)/(A/B) \quad (3)$$

a : その国のその産業の輸出額

b : その国の全輸出額

A：世界のその産業の輸出額

B：世界の全輸出額

この数値が1を超えれば、その国でその産業が世界の中で比較優位を持っているといえる。しかし、産業数は少ない年は679、多い年は1422あり、比較優位の産業数を単純に比較できない。よって1000産業あたりの比較優位の産業数を用いる。これはRCAに基づいて計算された指数であり、RCAそのものではないということに注意する。

EXPYとは、Hausmann, et al. [2005]で考案された指数で、以下の式で計算される。

$$PRODY = (RCA * 1人あたりのGDP)の産業別合計 \quad (4)$$

$$EXPY = (各産業の割合 * PRODY)の国別合計 \quad (5)$$

この式により、PRODYは各産業の高度化指数、EXPYは各国のPRODYの加重平均なので各国の産業高度化指数といえる。

しかし、PRODYを計算するときは選択される国の産業構造の影響を強く受ける。ここでは産業構造が先進国に近いほどEXPYが高くなるようにして産業の高度化を調べたい。そのため、主要先進国としてアメリカ、イギリス、フランス、ドイツ、日本を取り上げて、これらの国の貿易データでPRODYを計算して、このPRODYに基づいて各国のEXPYを計算する。さらに、PRODYの式からもわかるように、1人あたりのGDPの影響を受けるが、主要先進国はどれも産業が高度化しており、重みづけをする必要はない。よって、本研究ではこれら5か国のRCAの合計をPRODYとする。

HHとは、その国の産業がどの程度単一的であるかを示す指数で、以下の式で計算される。1つの産業で構成されれば1となり、産業数が無限大であれば0となる。

$$HH = (産業全体に占めるある産業の割合)^2の国別合計 \quad (6)$$

このほかに、EPSで使われた変数を制御変数として重回帰分析するが、為替レートと政治体制指数は数値が大きくなるほど限界効果が小さくなると思われるため、対数に変換する。なお、政治体制指数は-10が最小値なので、対数に変換できるよう11を足している。為替レートに関しては、EPSでは通貨安が単純労働を促進し、産業の高度化に対するインセンティブを抑制して経済成長の速度を低下させるという結果が出ている。一方でAlias et al. [2012]によれば、天然資源産業の発展により、通貨高になって競争優位性を失い、製造業が衰退するから結果として経済発展が阻害されることが指摘されている。これは1970年代に天然ガスが発見されたオランダでみられた現象であるため、オランダ病という。このように、為替レートは経済発展には両面的な効果があると思われる。また、ここで天然資源が豊富な国ほど通貨高によって経済成長が阻害されるといえるが、そのような国の政府は天然資源の会社と癒着していて強い権力を掌握している場合が多いため、独裁体制になりやすい。そのため、回帰分析では為替レート単独のほかに、為替レートと政治体制との交差効果を取り上げる。

また、RCAとEXPYの相関係数は0.79と強い相関があり、この2つの指数を同時に回帰式に入れると多重共線性が発生し、被説明変数に与える効果を正確に表せない可能性がある。よって式(7)(8)のように両者を別々にして、2つの回帰分析を行う。なお、 $g_{1.2}$ は1人あたりのGDP成長率、

$\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_0$ は切片, $\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_i$ は各データの係数, x_i は各データの数値である。

$$g_1 = \alpha_0 + \alpha_{1-1}x_{1-1} + \sum_{i=2}^{18} \alpha_i x_i + \alpha_{19} \log(x_{19} + 11) + \alpha_{20} \log x_{20} + \alpha_{21} \{\log(x_{19} + 11) \times \log x_{20}\} \quad (7)$$

$$g_2 = \beta_0 + \beta_{1-2}x_{1-2} + \sum_{i=2}^{18} \beta_i x_i + \beta_{19} \log(x_{19} + 11) + \beta_{20} \log x_{20} + \beta_{21} \{\log(x_{19} + 11) \times \log x_{20}\} \quad (8)$$

次に, RCA, 産業の高度化および単一化が中所得国の罫グループの経済成長率をどの程度低下させているかを調べるため, 式(9)(10)(11)のように回帰式の1000産業あたりの産業数(RCAR), 産業高度化指数(EXPY), ハーフインダール指数(HH)を被説明変数とし, それ以外の変数を説明変数として, 1人あたりのGDP成長率($g_{1,2}$)および中所得国の罫のダミー変数(MIT)も説明変数の項に加えてそれぞれOLSで回帰分析する。

分析で用いられる回帰式を以下に示す。

$$RCAR = \gamma_0 + \gamma_a g_1 + \gamma_b MIT + \sum_{i=2}^{18} \gamma_i x_i + \gamma_{19} \log(x_{19} + 11) + \gamma_{20} \log x_{20} + \gamma_{21} \{\log(x_{19} + 11) \times \log x_{20}\} \quad (9)$$

$$EXPY = \delta_0 + \delta_a g_2 + \delta_b MIT + \sum_{i=2}^{18} \delta_i x_i + \delta_{19} \log(x_{19} + 11) + \delta_{20} \log x_{20} + \delta_{21} \{\log(x_{19} + 11) \times \log x_{20}\} \quad (10)$$

$$HH = \varepsilon_0 + \varepsilon_a g_1 + \varepsilon_b MIT + \varepsilon_{1-1}x_{1-1} + \sum_{i=3}^{18} \varepsilon_i x_i + \varepsilon_{19} \log(x_{19} + 11) + \varepsilon_{20} \log x_{20} + \varepsilon_{21} \{\log(x_{19} + 11) \times \log x_{20}\} \quad (11)$$

式(7)(8)(9)(10)(11)の回帰分析の結果は表4のようになる。

表4 式(7)(8)(9)(10)(11)の回帰分析(上段係数推定値・下段t値)

	式(7) n=848 R ² =0.062	式(8) n=848 R ² =0.061	式(9) n=848 R ² =0.734	式(10) n=848 R ² =0.690	式(11) n=848 R ² =0.649
被説明変数	g_1	g_2	RCAR	EXPY	HH
切片 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_0$)	1.07E-01 2.61**	9.49E-02 2.263*	9.34E+00 4.977***	3.41E+00 8.69***	2.19E-01 4.018***
1人あたりGDP成長率 ($\gamma, \delta, \varepsilon_a$)			2.07E+00 1.295	3.77E-01 1.129	7.09E-02 1.54
MITダミー ($\gamma, \delta, \varepsilon_b$)			-4.72E+00 -10.924***	-1.02E+00 -11.251***	-4.78E-02 -3.61***
1000産業あたりRCA産業 数 ($\alpha, \varepsilon_{1-1}$)	1.96E-03 2.754**				-1.29E-02 -14.431***
産業高度化指数 (β_{1-2})		8.92E-03 2.633**			
ハーフィンダール指数 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta_2$)	5.27E-02 2.013*	4.40E-02 1.75.	-1.56E+01 -14.431***	-2.43E+00 -10.777***	
65歳以上の割合 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_3$)	-1.67E-03 -1.433	-1.26E-03 -1.126	4.47E-01 8.734***	5.35E-02 4.999***	1.30E-02 8.831***
14歳以下の割合 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_4$)	-1.40E-03 -4.88***	-1.27E-03 -4.395***	6.12E-02 4.409***	-1.10E-03 -0.38	5.17E-03 14.265***
GDPに占めるハイテク産 業の割合 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_5$)	-2.24E-04 -0.693	-4.29E-04 -1.314	-4.30E-02 -2.917**	1.35E-02 4.398***	-6.61E-04 -1.552
世界のGDP成長率 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_6$)	1.07E-01 0.519	1.09E-01 0.527	2.12E+00 0.222	3.55E-01 0.178	-3.66E-01 -1.329
独裁化 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_7$)	2.50E-03 0.964	2.59E-03 0.998	-1.60E-01 -1.345	-4.47E-02 -1.804.	4.16E-04 0.122

	式 (7) n=848 R ² =0.062	式 (8) n=848 R ² =0.061	式 (9) n=848 R ² =0.734	式 (10) n=848 R ² =0.690	式 (11) n=848 R ² =0.649
民主化 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_8$)	-1.46E-03 -0.896	-1.55E-03 -0.948	-6.23E-02 -0.836	-4.11E-03 -0.264	-3.59E-03 -1.663.
物価水準 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_9$)	-3.99E-02 -2.247*	-4.72E-02 -2.696**	-4.57E+00 -5.703***	-1.92E-01 -1.145	-8.79E-02 -3.764***
経済危機 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_{10}$)	-1.20E-02 -1.703.	-9.54E-03 -1.347	1.22E-01 0.373	-2.53E-01 -3.721***	9.40E-03 1.002
1人あたりのGDP ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_{11}$)	-5.48E-06 -3.079**	-4.83E-06 -2.766**	3.79E-04 4.666***	1.04E-05 0.615	2.44E-06 1.027
平均教育年数 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_{12}$)	7.94E-05 1.889.	8.21E-05 1.951.	-3.19E-03 -1.65.	-9.85E-04 -2.442*	2.00E-05 0.359
人口 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_{13}$)	-1.80E-04 -1.393	-1.06E-04 -0.895	1.07E-01 21.135***	1.50E-02 14.219***	9.33E-04 5.234***
GDPに占める消費の割合 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_{14}$)	4.42E-02 1.429	4.12E-02 1.333	-4.12E+00 -2.929**	-5.59E-01 -1.902.	-3.87E-01 -10.062***
GDPに占める投資の割合 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_{15}$)	4.22E-02 1.08	2.73E-02 0.688	-1.02E+00 -0.564	1.46E+00 3.867***	-3.99E-01 -7.976***
GDPに占める政府支出の 割合 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_{16}$)	-4.20E-02 -1.011	-5.30E-02 -1.276	-3.92E+00 -2.065*	3.71E-01 0.937	-2.08E-01 -3.825***
GDPに占める輸出と輸入 の割合 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_{17}$)	-2.38E-03 -0.503	-6.56E-04 -0.137	1.47E-01 0.675	-1.63E-01 -3.573***	3.53E-02 5.722***
輸出と輸入の比 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_{18}$)	2.27E-02 1.38	2.07E-02 1.256	1.30E+00 1.726.	5.06E-01 3.213**	6.66E-02 3.078**
政治体制指数 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_{19}$)	3.64E-03 0.894	3.80E-03 0.926	-7.17E-01 -3.823***	-1.76E-01 -4.501***	-1.25E-02 -2.292*
為替レート ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_{20}$)	3.94E-03 1.989*	4.14E-03 2.096*	-1.32E-02 -0.142	-2.41E-02 -1.239	5.39E-03 2.012*
政治体制と為替レートの 交差効果 ($\alpha, \beta, \gamma, \delta, \varepsilon_{21}$)	-2.01E-03 -2.401*	-2.01E-03 -2.398*	1.02E-01 2.518*	2.14E-02 2.531*	4.90E-04 0.419

有意水準：.10% * 5% ** 1% ***0.1%

まず、式(7)(8)の結果に関して考察する。

今回付け加えた1000産業あたりのRCA産業数、産業高度化指数は有意水準1%で強い有意性が確認され、ハーフィンダール指数も有意水準5%で有意性が確認された。いずれも係数は正の値となっている。よって、これらの指標は経済成長に正の影響を与えている可能性がある。

EPSで用いられた指数では、人口に占める14歳以下の割合が特に強い負の有意性が確認され、年少者が多い社会では人口に対する負荷が大きく、経済成長を阻害している可能性がある。一方EPSで主張された、高齢者の割合の経済成長に対する影響は、年少者と同じく負の影響だが、有意性は確認されなかった。

政治体制は、有意性は確認されなかったものの、経済成長に対して正の影響が確認される。一方で政治体制の変化に着目すると、逆に独裁化は正の影響を与え、民主化は負の影響を与える。これは一時的なショックといえる。独裁化の正の影響は東・東南アジアの開発独裁、民主化の負の影響

はソ連解体の事例に結び付けて考えれば理解できるといえる。

物価水準も有意性が確認され、係数が負の値になっている。よって過度のインフレは経済成長を阻害する可能性がある。

1人あたりのGDPに強い負の有意性が確認されたのは、ソローの収斂仮説と結び付き、他の条件（今回で用いられた変数）をコントロールすれば、経済は成長すればするほど成長しにくくなることを示している。

ほかに経済危機、人的資本も有意性が確認されたが、これはEPSの研究と同じ結果となっている。

最後に為替レートについて取り上げる。為替レートは先行研究では経済成長に対して両面的な影響を及ぼす可能性が考えられるため、為替レート単独と、為替レートと政治体制との交差効果を計算した。結果は、いずれも有意性が確認されたが、係数は逆となった。為替レート単独では通貨安が経済成長に正の影響を及ぼすのに対して、政治体制との交差効果は、負の係数となっている。ここで、民主体制の国ほど通貨安の正の効果は負の交差効果によって打ち消されると確認できる。これは以下の2つの理由が考えられる。第1に、天然資源が豊富な国は独裁体制の国が多く、そのような国ではオランダ病の悪影響を強く受けるが、通貨安はこの問題を解消するため、民主体制の国よりも通貨安の正の効果が強くなる。第2に、Rapetti, et al. [2011], Razmi, et al. [2011]によれば、通貨安はどの国でも経済成長に良い影響を及ぼすが、低・中所得国に対する影響は高所得国よりも大きく、このような低・中所得国は民主化が進んでいない国が多いからである。

次に、式(9)(10)(11)の結果に関して考察する。

いずれもクロスセクション回帰分析で、結果はMITダミーで強い有意性が確認された。また式(7)(8)の分析で1人あたりのGDP成長率($g_{1,2}$)を被説明変数とした場合に、1000産業あたりのRCA産業数・産業高度化指数・ハーフィンダール指数に関して有意性が確認されたので、これらの変数が中所得国の罫に入っている国の経済成長に及ぼす影響は式(12-1)(12-2)で表せる。

$$\gamma_b \alpha_{1-1} + \varepsilon_b \alpha_2 \quad (12-1)$$

$$\delta_b \beta_{1-2} + \varepsilon_b \alpha_2 \quad (12-2)$$

この式の計算の結果は以下のようになる。

表5により、1000産業あたりのRCA産業数とハーフィンダール指数に着目すれば、中所得国の罫は経済発展を1.176%程度低下させる。一方で産業高度化指数とハーフィンダール指数に着目すると中所得国の罫は経済発展を1.158%程度低下させる。EPSで使われる変数を使って同様に計算

表5 1000産業あたりのRCA産業数・産業高度化指数・ハーフィンダール指数が経済成長に与える影響

	MITダミーの係数 (A)	左側の変数の係数 (B)	(A) × (B)
1000産業あたりのRCA産業数	$\gamma_b = -4.724$	$\alpha_{1-1} = 0.001955$	-0.00924
産業高度化指数	$\delta_b = -1.016$	$\beta_{1-2} = 0.00892$	-0.00906
ハーフィンダール指数	$\varepsilon_b = -0.04777$	$\alpha_2 = 0.05274$	-0.00252
		$\gamma_b \alpha_{1-1} + \varepsilon_b \alpha_2$	-0.01176
		$\delta_b \beta_{1-2} + \varepsilon_b \alpha_2$	-0.01158

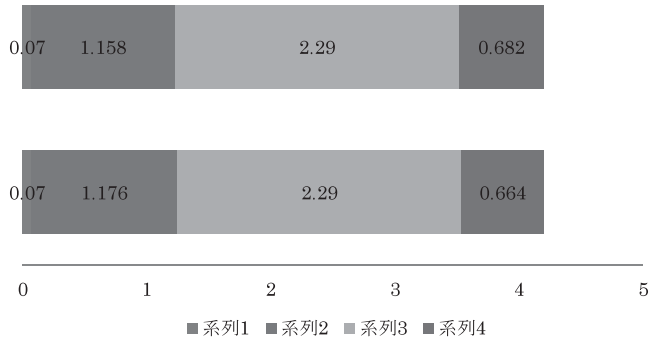


図5 MITの平均成長率（系列1）、1000産業あたりのRCA産業数（RCAR）・産業高度化指数（EXPY）・ハーフィンダール指数（HH）で説明できる（系列2 上段はEXPYとHH、下段はRCARとHH）・EPSの変数で説明できる（系列3）・説明できない（系列4）部分（単位：％）

すると、全体で2.29%低下させることがわかった。高所得国に成長できた国の成長率は平均4.2%、中所得国の罫に入っている国（MIT）の成長率は平均0.07%で、両者の差は4.13%となっている。

図5の系列1はMITの平均成長率、系列2は高所得国とMITの成長率の違いのうち、1000産業あたりのRCA産業数・産業高度化指数・ハーフィンダール指数で説明できる部分（上段は産業高度化指数とハーフィンダール指数、下段はRCA産業数とハーフィンダール指数を取り上げた場合）、系列3はEPSで取り上げられる変数で説明される部分、系列4は分析で使われた変数で説明できない部分を指す。EPSで取り上げられた変数は全部で19個あるにもかかわらず、成長率低下を半分ほどしか説明できていない。これに対して本研究で取り上げられた変数に関しては、RCA産業数と産業高度化指数のどちらかと、ハーフィンダール指数を組み合わせるだけで成長率低下の原因を1/4以上説明できたので、本研究で使われた変数は経済成長率の決定要因を的確に説明できるといえる。

しかし、ここまではOLSで重回帰分析をただけなので、確認されたのはあくまでも中所得国の罫に入っていることが産業構造要因を通じて経済成長に及ぼすインパクトであって、中所得国の罫を引き起こす要因とはいえない。経済成長によってこれらの変数が変化している可能性も考えられ、さらには関係のない何らかの変数がこれらの変数に影響を与えている可能性もある。よって、次の項では内生性を除去した分析を行う。

2 ダイナミックパネルによる分析

GDP成長率は短期的には景気循環の影響を受けるため、1期前の成長率に強く影響される。したがって1期前のGDP成長率も説明変数に付け加えてダイナミックパネル分析を行う。これは回帰式で使われる変数の過去の値を操作変数とする分析手法である。回帰式は前項のOLS分析と同様に、RCARとEXPYは別々にして、HHおよびEPSで用いられる変数を付け加えて分析を行う。因果関係を明らかにするため、OLSで使われた変数はすべて内生とする。またSargan Testを行えるように過剰識別にするため、操作変数はどちらの式でもRCAR、EXPYの両方を含むすべての変数の14期前の値とする。分析で用いられる回帰式は以下に示す。ただしlag(変数, x)はx期間前

の変数、|の右側は操作変数とする。

$$g = \alpha'_0 \text{lag}(g, 1) + \alpha'_{-1} x_{1-1} + \sum_{i=2}^{18} \alpha'_i x_i + \alpha'_{19} \log(x_{19} + 11) + \alpha'_{20} \log x_{20} + \alpha'_{21} \{\log(x_{19} + 11) \times \log x_{20}\} \\ \text{lag}(g, 14) + \text{lag}(x_{1-1}, 14) + \text{lag}(x_{1-2}, 14) + \sum_{i=2}^{18} \text{lag}(x_i, 14) + \text{lag}(\log(x_{19} + 11), 14) \\ + \text{lag}(\log x_{20}, 14) + \text{lag}(\log(x_{19} + 11) \times \log x_{20}, 14) \quad (13)$$

$$g = \beta'_0 \text{lag}(g, 1) + \beta'_{-2} x_{1-2} + \sum_{i=2}^{18} \beta'_i x_i + \beta'_{19} \log(x_{19} + 11) + \beta'_{20} \log x_{20} + \beta'_{21} \{\log(x_{19} + 11) \times \log x_{20}\} \\ \text{lag}(g, 14) + \text{lag}(x_{1-1}, 14) + \text{lag}(x_{1-2}, 14) + \sum_{i=2}^{18} \text{lag}(x_i, 14) + \text{lag}(\log(x_{19} + 11), 14) \\ + \text{lag}(\log x_{20}, 14) + \text{lag}(\log(x_{19} + 11) \times \log x_{20}, 14) \quad (14)$$

回帰分析を行う前に、まずこれらの式の第1段階を導出し、F検定を行う。1つ目の内生変数の第1段階は以下のように、内生変数の階差が被説明変数、操作変数が説明変数のOLSとなる。なお、式(13)と式(14)は操作変数が同じなので、F検定は両方の式に関して1回で行った。

$$\Delta \text{lag}(g, 1) = \alpha''_0 \text{lag}(g, 14) + \alpha''_{-1} \text{lag}(x_{1-1}, 14) + \alpha''_{-2} \text{lag}(x_{1-2}, 14) + \sum_{i=2}^{18} \alpha''_i \text{lag}(x_i, 14) \\ + \alpha''_{19} \text{lag}(\log(x_{19} + 11), 14) + \alpha''_{20} \text{lag}(\log x_{20}, 14) + \alpha''_{21} \text{lag}(\log(x_{19} + 11) \times \log x_{20}, 14) \quad (13)'$$

表5 Difference GMMの第1段階 (F値)

被説明変数	F値
1期前のGDP成長率 ($\Delta \text{lag}(g, 1)$)	30.24
1000産業あたりのRCA産業数 (Δx_{1-1})	2.959
産業高度化指数 (Δx_{1-2})	4.491
ハーフィンダール指数 (Δx_2)	6.698
65歳以上の割合 (Δx_3)	2.763
14歳以下の割合 (Δx_4)	5.554
GDPに占めるハイテク産業の割合 (Δx_5)	2.363
世界のGDP成長率 (Δx_6)	17.07
独裁化 (Δx_7)	38.48
民主化 (Δx_8)	38.53
物価水準 (Δx_9)	5.928
経済危機 (Δx_{10})	10.41
1人あたりのGDP (Δx_{11})	11.62
平均教育年数 (Δx_{12})	37.47
人口 (Δx_{13})	3.647
GDPに占める消費の割合 (Δx_{14})	10.39
GDPに占める投資の割合 (Δx_{15})	6.214
GDPに占める政府支出の割合 (Δx_{16})	4.299
GDPに占める輸出入の割合 (Δx_{17})	10.3
輸出と輸入の比 (Δx_{18})	12.04
為替レート ($\Delta \log(x_{19} + 11)$)	3.156
政治体制指数 ($\Delta \log x_{20}$)	4.741
為替レートと政治体制の交差効果 ($\Delta \{\log(x_{19} + 11) \times \log x_{20}\}$)	7.072

2つ目以降の内生変数の第1段階も同様に示せる。これについてF検定した結果、表5のように23個の変数のうち、13個はF値が10未満となり、本研究の分析の中心である1000産業あたりの産業数・産業高度化指数・ハーフィンダール指数はいずれも10未満となったため、Arellano and Bond [1991] のDifference GMMでは操作変数の弱相関問題が生じる。したがってBlundell and Bond [1998] のSystem GMMで以下の分析を行う。

以下の表6がそれぞれ式(13)(14)の分析結果である。

この分析では必要な条件が2つある。1つは操作変数が外生性を持つことである。この2つの式はいずれも内生変数が22個に対して操作変数が23個なので過剰識別となり、Sargan Test および

表6 式(13)(14)の回帰分析(上段:係数 下段:z値 N:サンプル数 n:国数)

	式(13) N=848 n=37	式(14) N=848 n=37
被説明変数	<i>g</i>	<i>g</i>
1期前のGDP成長率 (α', β_0)	-2.56E-03 -0.020	8.73E-03 0.077
1000産業あたりRCA産業数 (α'_{i-1})	3.36E-03 1.652.	
産業高度化指数 (β_{i-2})		9.60E-03 0.585
ハーフィンダール指数 (α', β_2)	4.08E-02 0.401	2.51E-02 0.190
65歳以上の割合 (α', β_3)	-2.73E-03 -0.719	-1.79E-03 -0.357
14歳以下の割合 (α', β_4)	-2.64E-03 -2.969**	-2.58E-03 -2.417*
GDPに占めるハイテク産業の割合 (α', β_5)	-2.33E-04 -0.299	-7.99E-04 -0.869
世界のGDP成長率 (α', β_6)	-1.67E-01 -0.446	-2.09E-01 -0.522
独裁化 (α', β_7)	6.40E-03 1.115	7.32E-03 1.292
民主化 (α', β_8)	5.49E-05 0.024	-1.72E-04 -0.077
物価水準 (α', β_9)	-5.31E-02 -0.875	-6.27E-02 -0.910
経済危機 (α', β_{10})	-1.43E-02 -1.083	-1.04E-02 -0.645
1人あたりのGDP (α', β_{11})	-1.48E-05 3.035**	-1.40E-05 -2.933**
平均教育年数 (α', β_{12})	1.21E-02 0.510	9.67E-03 0.422

	式(13) N=848 n=37	式(14) N=848 n=37
人口 (α', β'_{13})	-5.43E-05 -0.197	1.36E-04 0.459
GDPに占める消費の割合 (α', β'_{14})	2.29E-01 4.016***	2.28E-01 4.250***
GDPに占める投資の割合 (α', β'_{15})	3.25E-01 3.227**	3.28E-01 3.329***
GDPに占める政府支出の割合 (α', β'_{16})	1.70E-01 1.466	1.40E-01 1.278
GDPに占める輸出と輸入の割合 (α', β'_{17})	1.39E-04 0.008	1.42E-04 0.009
輸出と輸入の比 (α', β'_{18})	1.78E-02 0.397	2.33E-02 0.509
政治体制指数 (α', β'_{19})	3.90E-03 0.394	5.32E-03 0.453
為替レート (α', β'_{20})	9.38E-03 2.251*	9.37E-03 2.138*
政治体制と為替レートの交差効果 (α', β'_{21})	-4.15E-03 -2.170*	-3.95E-03 -1.961*
Sargan Test	p=1	p=1
Hansen Test	p=1	p=1
Autocorrelation test (2)	-1.464	-1.452
Autocorrelation test (3)	1.500	1.525
Autocorrelation test (4)	-0.846	-0.843
Autocorrelation test (5)	-0.993	-0.945
Autocorrelation test (6)	1.168	1.158
Autocorrelation test (7)	-1.204	-1.161
Autocorrelation test (8)	0.646	0.654
Autocorrelation test (9)	0.987	0.950
Autocorrelation test (10)	-0.942	-0.911
Autocorrelation test (11)	-0.263	-0.267
Autocorrelation test (12)	1.699.	-1.770.
Autocorrelation test (13)	-1.025	-1.018
Autocorrelation test (14)	0.691	0.659

有意水準：.10% * 5% ** 1% ***0.1%

Hansen Test で操作変数の外生性を検定できる。この結果、いずれも p 値が1と有意水準に達していないため、操作変数はモデルの誤差項とは無相関で、十分な外生性を持っているといえる。もう1つは回帰式が2次以上14次以下の自己相関を持たないことである。表6により、12次は10%の有意水準で自己相関が確認されたものの、それ以外は10%の有意水準でも自己相関が確認されなかったため、推定結果は信頼できるといえる。

分析結果に着目すると、本研究で用いられた変数のうち、1000産業あたりのRCA産業数(RCAR)のみが10%の有意水準で正の有意性が確認された。これにより、比較優位産業数の増加は経済成長を促進するが、産業の高度化具合(EXPY)および国全体に占める産業別シェアの偏り具合(HH)はあくまで高い経済成長を達成できた国が結果として持つようになった特徴であり、経済成長を達成するためにそれらを推進すべきではないといえる。

また、表6ではGDPに占める消費の割合が0.1%の有意水準、投資が1%の有意水準でそれぞれ正の有意性が確認された。よって経済成長を促進するには輸出や輸入といった外需よりも、消費や投資といったGDPの大半を占める内需を中心にマクロ経済政策を行う必要がある。事実、GDPに占める輸出入の割合は、 z 値が0.01未満と、推定結果がほとんど無意味ともいえる状態になっている。このうち消費の有意性が特に高いのは、多くの国でGDPに占める消費の割合が高いため、消費が経済をけん引する主力になっているからである。なお、政府支出は正の効果が確認されたものの、有意性は確認されなかった。大きな政府は財政に大きな負担をかけ、経済成長を阻害しやすいということを示している可能性がある。

為替レート・為替レートと政治体制の交差効果は、OLSと同様に有意性が確認され、係数の符号も同じになった。よって、自国が世界で有利に貿易を行えるようにするための通貨安政策は重要な政策であるといえる。また、交差効果が負の数値になっているのは、民主主義が発達していない国には途上国が多く、そのような国では通貨安政策による正の効果がより大きいということを示唆している。

1人あたりのGDPも0.1%の有意水準で強い負の有意性が確認されたが、これはソローの収斂仮説を裏付けるものである。

年少者の割合に強い負の有意性が確認され、高齢者の割合は係数が負であるものの有意性が確認されなかったのはOLSと同様だった。これにより年少者は高齢者以上に経済発展に負荷を与えているといえる。

なお、政治体制指数・物価指数はいずれも有意性が確認されなかったが、政治体制の独裁化は有意性が確認されなかったものの z 値が1以上とやや正の効果があった。一方で民主化は z 値が0前後とほとんど経済成長に効果を与えないという結果となった。これは経済を急速に発展させるには開発独裁が有効だが、先進国水準に到達したら民主化しても経済発展は阻害されないということを示している。

次に、産業構造要因変数のインパクトの計測を行う。本研究で提案された変数のうち、有意性が確認されたのは1000産業あたりのRCA産業数(RCAR)のみなので、これを使う。またRCARは式(13)で使われた変数なので、比較対象としてのEPSの変数も式(13)において有意水準5%で有意性が確認された、人口に占める14歳以下の割合・1人あたりのGDP・GDPに占める消費および投資の割合・為替レート・為替レートと政治体制の交差効果を取り上げる。

計測は、表7のように全データの各変数の標準偏差に、ダイナミックパネルで測定された各変数の係数の絶対値をかけるという方法で行った。これにより、各変数が1標準偏差変化したときに、経済成長率にどの程度影響を与えるのかがわかる。各変数のインパクトをグラフに表したのが図6である。

これにより、経済成長にもっとも影響を与えているのは人口に占める14歳以下の割合で、これは

表7 式(14)の各変数のインパクト計測

	すべての国の標準偏差 (a)	式(14)の係数 (b)	経済成長に与えるインパクト ($a \times b $) (%)
1000産業あたりのRCA産業数	7.246	3.36E-03	2%
14歳以下の割合	18.527	-2.64E-03	5%
1人あたりのGDP	2420.7	-1.48E-05	4%
GDPに占める消費の割合	0.13	2.29E-01	3%
GDPに占める投資の割合	0.095	3.25E-01	3%
為替レート	2.142	9.38E-03	2%
為替レートと政治体制の交差効果	2.157	-4.15E-03	1%

各変数が1標準偏差変化したときに 経済成長率に与えるインパクト

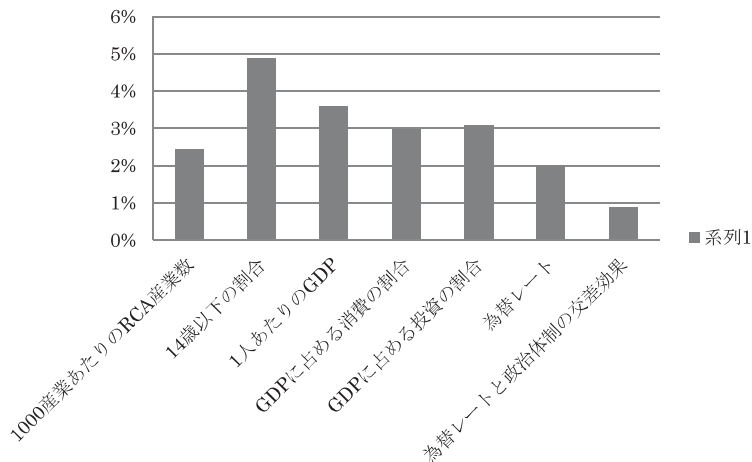


図6 各変数が1標準偏差変化したときに経済成長率に与えるインパクト

1人あたりのGDPのインパクトを上回っている。しかし、今後は先進国を中心に高齢化が問題になり、これが経済発展を阻害するおそれがあるため、14歳以下の割合を低下させる政策は適切ではない。

これ以外の変数に着目すると、GDPに占める消費・投資の割合が約3%、為替レートが2%、為替レートと政治体制の交差効果が約1%に対して、1000産業あたりのRCA産業数は2%以上と、EPSで用いられた変数に匹敵するインパクトを持っている。

IV 結論

本研究では、まず中所得国の罫の存在を確認した。Gerchenkron [1962]の後発国の利益に基づいて考えれば、中所得国になる時期が遅い国ほど高所得国になるのに必要な年数が短くなる。すなわち、本格的な経済成長が始まるのが遅い国ほど、経済成長の低下が進みにくい。しかしこれが確

認められたのは、高所得国になったグループと、現在中所得国になっているグループに分けたときのみで、両者を合わせたら確認できなかった。ここで中所得国の罫が現在の中所得国の経済発展を阻害していると考えられる。また、中所得国から抜け出す国は突入する国よりはるかに少なく、年を経るにつれて中所得国が増加していく傾向にある。ここでも中所得国の罫が存在し、これによって中所得国に長年とどまっている国が多いといえ、中所得国の罫が確認できる。

EPSの研究では、対象となる国は先進国と産油国が中心で、中所得国として扱われる東・東南アジアやラテンアメリカの多くの国が分析の対象から外れる。また、モデルは中所得国の罫に入る時期を特定できるものの、抜け出す時期を特定できない。

本研究では、すでに高所得国になった国を模範とし、これらの国の1人あたりGDPが中所得国水準にいる年数の平均値を計算し、これより1標準偏差以上長い年数(37年以上)中所得国水準にとどまる国を中所得国の罫に入っている国と定義した。また、最近10年の経済成長率は好況・不況の要因を除去でき、かつ長期的な収斂現象も発生しない。そのため最近10年の平均成長率に基づいて高所得国水準に到達するのに必要な年数も計算した。このように計算された、中所得国水準にとどまる予想総年数が37年以上になる国が中所得国の罫に入っている国となる。この考え方に基づいて現在の中所得国を分析した結果、37か国中26か国が中所得国の罫にあると結論づけた。この中には近年の経済成長率が0%に近い、またはマイナスの国もあり、経済発展の大きな障害であるといえる。

最後に、顕示的比較優位の産業数、産業の高度化の度合い、独占の度合いを計算し、これが経済発展に及ぼす影響を分析した。顕示的比較優位の産業数は、内生性を除去しても依然として経済発展に正の影響を及ぼすことが確認された。しかし産業の高度化の度合いと独占の度合いはOLSでは正の有意性が確認されたものの、ダイナミックパネルでは有意性が確認されなかった。そのため、経済発展の速い国は産業構造が高度化され、高度な産業を中心に独占化が進んでおり、あたかも産業の高度化や独占化が経済発展に正の影響を及ぼすように感じられるが、比較優位産業数を無視すれば、産業の高度化および独占化は経済発展に正の影響を及ぼさないと考えられる。

本研究では、回帰分析を使って中所得国の罫の要因を調べたが、EPSでもAiyar, et al. [2013]でもプロビット分析で中所得国の罫を分析している。プロビット分析では、被説明変数は0から1までしかないため、中所得国の罫に入っている国を1、そうでない国を0とすれば、それぞれの要因が国を中所得国の罫にどの程度近づけ、遠ざけるかを線形回帰よりも適切に表現できる。よって、今後はプロビット分析で経済発展および中所得国の罫に関するさらなる研究を行いたい。

付録

本研究で使用されたデータは以下の通りである。

各国の世界への産業別輸出額：

NBER-United Nations Trade Data 1962-2000

ここでは産業が標準国際貿易分類(SITC)に基づいて0000から9999までの番号で分類され、各国のそれぞれの産業が世界へどの程度輸出しているかが示されている。

以下はEPSの研究で使われた変数で、本研究では重回帰分析の制御変数として使用する。

為替レート (USドル=1), CPI, 1人あたりのGDP, 人的資本 (平均就学年数), 人口, GDPに占める消費・投資・政府支出・輸出入, (輸出/輸入)の比:

Penn World Table 8.0

人口に占める高齢者 (65歳以上)・年少者 (14歳以下)の割合, GDPに占めるハイテク産業の割合, 世界の経済成長率:

World Bank [2012]

政治体制 (-10から10, 大きいほど民主主義的), 体制の変化:

Center for Systemic Peace

経済危機 (経済危機がなければ0, 1つでもあれば1のダミー変数):

Reinhart and Rogoff [2010]

参考文献

- Aiyar, S., R. Dural, D. Puy, Y. Wu, and L. Zhang [2013] "Growth Slowdowns and the Middle-Income Trap," *IMF Working Paper*, WP/13/71, pp. 3-54.
- Alias, Z., N. Hussein, and A. Mohamed [2012] "Malaysia's Middle Income Trap Truth or MITH-ology?," *MARC, ER/004/2013*, pp. 3-9.
- Arellano, M. and S. Bond [1991] "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, pp. 277-297.
- Balassa, B. [1965] "Trade Liberalization and Revealed Comparative Advantage," *Manchester School*, Vol. 87, pp. 115-143.
- Baumol, W. [1986] "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show," *American Economic Review*, 76, pp. 1072-1085.
- Blundell, R. and S. Bond [1998] "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, Vol. 87, No. 2, pp. 277-297.
- De Long, B. [1988] "Productivity Growth, Convergence, and Welfare: Comment," *American Economic Review*, 78, pp. 1138-1154.
- Eichengreen, B., D. Park, and K. Shin [2012] "Growth Slowdowns Redux: New Evidence on the Middle-Income Trap," *NBER Working Paper*, 18673, pp. 1-15.
- Gerchenkron, A. [1962] *Economic Backwardness in Historical Perspectives*, Cambridge MA, Harvard University Press.
- Hausmann, R., J. Hwang, and D. Rodrik [2005] "What You Export Matters," *NBER Working Paper*, 11905, pp. 7-13.
- Lewis, A. [1955] *The Theory of Economic Growth*, London, Allen and Unwin.
- Mankiw, G., D. Romer, and D. Weil [1992] "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 107, pp. 407-437.
- Nelson, R. [1956] "A Theory of the Low-Level Equilibrium Trap in Underdeveloped Economics," *American Economic Review*, Vol. 46, pp. 894-908.
- Rapetti, M., P. Skott, and A. Razmi [2011] "The Real Exchange Rate and Economic Growth: Are Developing Countries Different?," *International Review of Applied Economics*, 26, pp. 735-753.
- Razmi, A., M. Rapetti, and P. Skott [2011] "The Real Exchange Rate and Economic Development," *Structural*

- Change and Economic Dynamics*, 23, pp. 151-169.
- Reinhart, C., and K. Rogoff [2010] "Growth in a Time of Debt," *American Economic Review*, Vol. 100, pp. 573-578.
- Rostow, W. [1959] "The Stages of Economic Growth," *Economic History Review, New Series*, Vol. 12, No. 1, pp. 1-16.
- Solow, R. [1956] "A Contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, No. 1, pp. 65-94.
- Spence, M. [2011] *The Next Convergence. The Future of Economic Growth in a Multispeed World*, New York, Farrar, Straus and Giroux.
- World Bank [2012] "World Development Indicators"
- 世界銀行 [1993] 『東アジアの奇跡——経済成長と政府の役割』 (東洋経済新報社)
- 世界銀行 [2007] 「東アジアのルネッサンス——経済成長の理念——」 『九州情報大学研究論集』 第 10 巻第 1 号, 55-71 ページ。