

# 国民所得に対する ICT 輸出入財のスピルオーバー効果に関するパネルデータ分析\*

片桐 昭 司

## Panel Data Analysis on Spillover Effects of ICT Export and Import Goods for National Income

Shoji KATAGIRI

### 1 はじめに

図 1 では、2014 年のインターネット普及度合いと一人当たりの所得がプラスの関係という結果が示され、このことは、ICT の進展と一人当たりの所得、あるいは経済成長率とはプラスの関係にあることを示唆するものである。

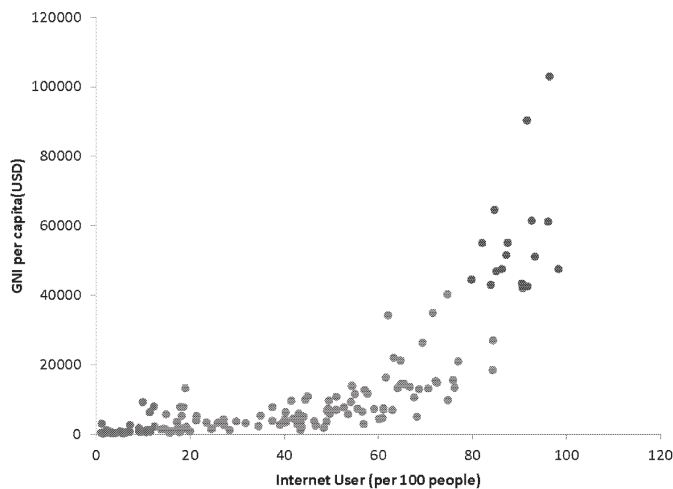


図 1 一人あたりの所得とインターネットの普及度合い

出所： <http://data.worldbank.org/indicator/> より作成

\* 本研究は 2015 年 12 月 5 日、鹿児島大学で開催された九州経済学会で報告され、JSPS 科研費 24530308 の助成を受けたものです。

これまで、経済成長と ICT の進展に関しては、実証的には多くの研究が行われてきた (Cette and Lopez (2008), Cette, Kocoglu and Marresse (2009), O'Mahony and Timmer (2009), Piliat (2004), Piliat and Wöfl (2004))。O'Mahony and Timmer (2009) では、EU KLEMS という成長会計を用いて得られたデータベース (OECD 諸国, アメリカおよび日本で 1995 年から 2005 年までのデータ) のもと、経済成長率に対する ICT 資本の貢献度を言及している。そこでは、ICT 資本の貢献度が最も大きいのはチェコ共和国の 1.1% で、最も低いハンガリーは 0% で、アメリカは 1.1%、日本は 0.5% であり、経済成長率に対して、ICT 資本がある程度の貢献していることを指摘している。Niebel (2014) では先進諸国 (19 カ国)、新興諸国 (22 カ国)、そして発展途上国 (18 カ国) の 3 つにグループ分けをして、パネルデータを使用し、パネル分析を行っている。これらの結果は国民所得に対する ICT の弾力性がプラスで有意という結果を得ているが、発展途上国の「蛙とび」の現象があるということを確認できなかった。さらに、ICT または IT の進展が経済成長もしくは労働生産性に貢献しているかどうかについてはこれまで議論され、ソロー・パラドックスは 2000 年代に入ると解決されたようにみえたが、Acemoglu et al. (2014) では、アメリカ合衆国における 1980 年から 2009 年までの IT 集約<sup>1</sup>と労働者一人当たりの出荷額との関係を実証的に分析した結果、労働生産性の低下がみられることによって、ソロー・パラドックスを否定するのは時期尚早であると指摘している。Acemoglu et al. (2014) では一人当たりの所得ではなく労働者一人当たりの出荷額 (労働生産性) が使用されているが、労働生産性は賃金に反映され、最終的には所得になることから、労働生産性と一人当たりの所得はプラスの相関関係であるといえる。情報通信技術 (ICT) は情報技術 (IT) を含むものであるので、IT 集約と賃金の関係はマイナスであると言える。

このように、多くの経済成長と ICT に関する実証研究が行われ、そのほとんどの研究が生産関数を基にした成長会計や回帰分析であり、一般均衡体系を基にしたモデルを意識した計量分析はほとんど行われていない。理論的研究として、Nordås (2003) では熟練労働が投入要素として生産される中間財 (ICT) と、熟練および未熟練労働が投入要素として生産される最終消費財が貿易財で、多くの中間財からなる複合材 (サービス財) が非貿易財として扱われ、輸送費用をパラメータとして、閉鎖経済および開放経済における熟練労働者と未熟練労働者との賃金比 (所得格差) の変化と推移が分析され、片桐 (2013) では、Nordås (2003) のモデルをもとにして、ICT の進展具合を反映するパラメータを導入し、開放経済の新たな形態のもとでの熟練労働者と未熟練労働者との賃金比 (所得格差) が検討されている。その結果、まず、小国である貿易相手国と大国である自国の相対的な熟練労働者の賃金比は、ICT 部門の産性の効率性が上昇すると拡大し、よって両国の所得格差が拡大する。そして、両国の相対的な未熟練労働者の賃金比は緩やかではあるが縮小することになる。このことは、国際的な観点から言えば、ICT の進展が所得格差を拡大させることを示唆している。また、自国内における所得格差は ICT の進展が所得格差を生みだし、外国では所得格差が縮小していることを示している。

そこで、本稿では、Nordås (2003) と片桐 (2013) で展開されている国際貿易を背景として、一人当たりの国民所得と ICT に関連する輸出財と輸入財との関係について実証的に分析する。本来、Nordås (2003) と片桐 (2013) のモデルとの関連で言えば、ICT に関連する財と所得格差あるいは賃金比について実証分析する必要があるが、ICT の効率性に関する資料が入手可困難なた

1 IT 集約は資本の総支出に占める産業コンピューター (IT) への支出の割合である。

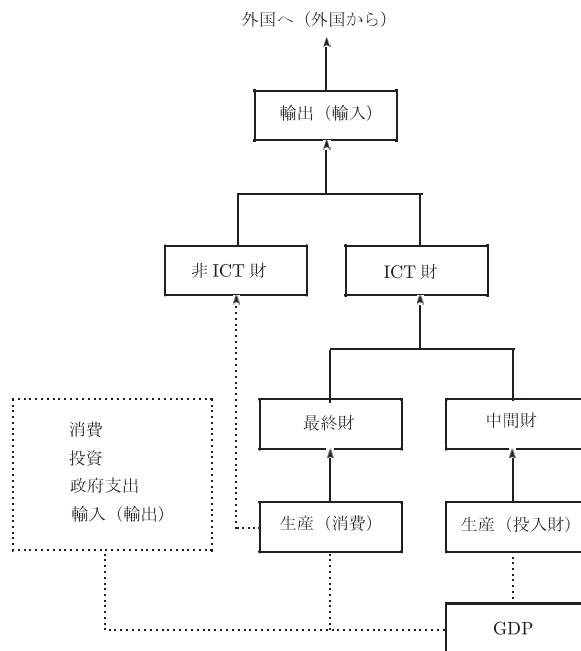
め、本稿では、ICT の輸出入財が一人当たりの所得にどのようなあるいはどの程度影響（スピルオーバー効果）を与えるのかを、パネルデータ分析を通じて実証的に確認する。さらには、ICT 関連輸出入財が一人当たりの国民所得にスピルオーバー効果があるのかどうかを確認することはソロー・パラドックスに間接的に関係することでもある。本稿で行う実証分析はこれまでほとんど行われていないのが実情である。

以下の第2章で、ICT 輸出入財と一人当たりの所得との関連を確認し、その後、パネルデータ分析で用いるモデルとデータについて説明する。第3章ではパネルデータ分析を行い、その結果を検討し、第4章でまとめを行う。

## 2 パネルデータ分析

### 2.1 ICT の輸出入財と国民所得との関連性

ここでは国民所得を GDP（国内総生産）に置き換えて議論する。まず、図2で示すように、GDP と ICT 財に関する相対的な位置づけをしておく。図2で示されたように、定義上、マクロ経済では、支出面（需要面）の GDP は、民間消費、民間投資、政府支出、および純輸入（輸出金額から輸入金額を差し引いた金額）から構成される。本稿では経済パフォーマンスと ICT に関連する輸出入財との関係をパネルデータ分析しているため、GDP を構成している民間消費、民間投資、政府支出、それに ICT に関連する輸出入財以外の純貿易が捨象される。GDP と海外とのやり取りに目を向けると、海外への輸出入財は非 ICT 財と ICT 財に分けられ、ICT 財もパーソナル・コンピュータ、携帯電話、タブレットなど最終財として輸出入され、半導体、PC 処理機器、通信機器などの部品などのように中間財として輸出入される。この場合、輸出の増加は GDP を増加させ、輸入は所得の漏れとして GDP を低下させる。



注：（）内の記述は輸入の場合で、  
矢印は逆の向きになる。

図2：GDP（国民所得）と ICT に関する輸出入財との位置づけ

図2で示したフローは輸出の場合であるが、輸入の場合はこの逆のフローになり、ICT関連輸入財は最終財と中間財で輸入され、ICT最終財は消費され、ICT中間財は生産要素として扱われ、種々の製品となって生み出され、GDPに寄与することになる。また、ICT関連の輸出財は相手国では同じようなフローであるため、中間財であれば、最終財への投入要素として使用され、一部は国内で消費され、残りは海外へ輸出されることになり、その一部は自国に輸入されることになる。このようなメカニズムは国際貿易の水平的分業であり、ICT関連の輸出入財が国民所得（国内総生産）にどのような経路でスピルオーバーしているかは複雑である。さらには、ICTの直接的かつ間接的な使用（利用）は種々の組織で行われるため、目に見えない形で効率性に影響を与えていることもあり、ICT財のスピルオーバー効果はさらに複雑な形で経済に影響を与えていることになる。

## 2.2 データと分析方法

### 2.2.1 データ

実証分析で使ったデータは対象国として、OECD諸国11カ国、発展途上国9カ国とした<sup>2</sup>。経済パフォーマンスを示すデータとして、経済成長率（ケース1と呼ぶ）と一人当たりの国民所得（ケース2と呼ぶ）の2つを採用した。経済成長率はUN, National Accounts Main Aggregate Database (<http://unstats.un.org/sd/snaama/Introduction.asp>), 一人当たりの国民所得は世界銀行 World Bank Open Data (<http://data.worldbank.org/>) から引用した。

つぎにICT関連の輸出入財に関しては、国連のデータベース United Nations Commodity Trade Statistics Database (<http://comtrade.un.org/db/>) から引用した。この際、ICTに関する輸出入の商品分類は、国際統一商品分類（HS）に準拠した「輸出入統計品目表」及び「標準国際貿易商品分類」（SITC分類）に基づいている。ICTの輸出入の代理商品分類の品目として対象とした SITC-752（自動データ処理様式）は、一例として<sup>3</sup>、Automatic data processing machines and units で、(1) Analogue and hybrid data processing machines, (2) Analogue and hybrid data processing machines, (3) Complete digital data processing machines, (4) Complete digital central processing units; digital processors, (5) Digital central storage units, separately consigned, (6) Peripheral units, including control and adapting units, (7) Off-line data processing equipment, n.e.s. から構成され、商品分類の品目として対象にした HS2012-8471 は(1) Automatic data processing machines (computers), (2) Portable digital data pr, (3) Dig auto data proc w/cpu, (4) Dig auto data proc units, (5) Digital process units wh, (6) I/O units w/n storage u, (7) Storage units, (8) Units of auto data proce, (9) Automatic data processing, から構成されている。2つの商品分類を採用したのは、本稿で対象にした期間において初期では、SITC-752の区分が使用されているが、ある期間では関税分類番号 HS2012-8471 という区分が使用されていたためである。採用期間は連続的なデータが入手可能となる1991年から2013年までの23年間である<sup>4</sup>。なお、輸出入の金額の単位はドルである。

2 OECD諸国は、オーストラリア、カナダ、フランス、ドイツ、日本、イタリア、オランダ、スペイン、スウェーデン、イギリス、およびアメリカ合衆国で、非OECD諸国は、ブラジル、中国、インド、インドネシア、マレーシア、メキシコ、フィリピン、タイ、およびトルコである。

3 区分番号の商品の記述内容は各国で異なっている。

4 2014年までのほとんどのデータを収集したが、インドネシアの2014年度データが欠落したために、2013年までのデータを使用した。

## 2.2.2 計量分析モデル

分析ツールは、扱ったデータがクロスセクションデータの時系列データであったため、パネルデータ分析を採用した。基本モデルは以下の通りである。

$$Y_{i,t} = \beta_{EX} EX_{i,t} + \beta_{IM} IM_{i,t} + \alpha_i + u_{i,t}. \quad (2.1)$$

ただし、 $Y_{i,t}$  は  $t$  年の  $i$  国の経済成長率または一人あたりの国民所得、 $EX_{i,t}$  は  $t$  年の  $i$  国の輸出金額（ドル）、 $IM_{i,t}$  は  $t$  年の  $i$  国の輸入金額（ドル）および  $u_{i,t}$  は誤差項である。

ここで、

$$v_{i,t} = \alpha_i + u_{i,t}, \quad (2.2)$$

という構造を考え、その期待値と分散は

$$Ev_{it} = 0, \\ Ev_{it}v_{js} = \begin{cases} \sigma_{\alpha}^2 + \sigma_u^2 & (i = j, t = s) \text{ のとき,} \\ \sigma_u^2 & (i = j, t \neq s) \text{ のとき,} \\ 0 & (i \neq j) \text{ のとき} \end{cases}$$

となる。

$\alpha_i$  は経済主体特有の効果で、 $\alpha_i$  と (2.1) における独立変数 ( $EX_{i,t}, IM_{i,t}$ ) が無相関であれば変量効果モデル、相関していれば固定効果モデルという。つぎに、次式で表わされたモデルは Between モデルと呼ばれ、追加モデルとして本分析に加えている。

$$Y_i = \beta_{EX} EX_i + \beta_{IM} IM_i + \alpha + u_i, \quad (2.3)$$

$$Y_i = Y_{i,t} - \sum_{t=1}^T Y_{it}/T. \quad (2.4)$$

ただし、 $T$  は期間である。

また、使用した経済データ (ICT に関連する輸出入額) がパネルデータ分析で課されている仮定を満足しているかどうかを検定 (帰無仮説  $H_0: \alpha_i$  と (2.1) における独立変数 ( $EX_{i,t}, IM_{i,t}$ ) は無相関) するために、Hausman 検定を行う。なお、使用したソフトは TSP である。

## 3 パネルデータ分析結果

まず、従属変数ととして、経済成長率を考える。その結果は表 1 から表 3 に示されている。

表1 パネルデータ分析（経済成長率：OECD 諸国+非 OECD 諸国）

	Plain OLS	Between	Fixed Effects	Random Effects
Export	$0.630 \times 10^{-10}$ (0.000)	$0.135 \times 10^{-9}$ (0.000)	$0.111 \times 10^{-12}$ (0.992)	$0.130 \times 10^{-10}$ (0.197)
Import	$-0.700 \times 10^{-10}$ (0.000)	$-0.106 \times 10^{-9}$ (0.006)	$0.775 \times 10^{-11}$ (0.780)	$-0.200 \times 10^{-10}$ (0.372)
Constant	3.289 (0.000)	3.008 (0.000)	— —	3.273 (0.000)
Adjusted $R^2$	0.104	0.507	0.351	0.097

Hauseman Test :  $\chi^2 = 13.784$  (0.001)

各説明変数の係数の下（下段）と Hauseman 検定の（ ）内は P 値である。

表1では、4つのモデルのすべてで修正済み決定係数は低いが、これは従属変数が輸出入以外の項目（図1で示したように消費、投資、政府支出）にも依存しているためである。OLSとBetweenモデルの推定量は1%で有意である。他の固定効果モデルと変量効果モデルの推定量は、有意でないという結果であった。OLSとBetweenモデルにおいてICT関連の輸出財は経済成長率とプラスの関係であり、輸入財はマイナスの関係である。OLSにおけるダービン-ワトソン統計量は1.13という値であった。

つぎに、表1で行った標本20ヶ国を2つの同質的経済のグループ（OECD諸国と非OECD諸国）に分けてパネルデータ分析を行ってみる。まず、OECD諸国のパネルデータ分析結果を表2に示しておく。

表2 パネルデータ分析（経済成長率：OECD 諸国）

	Plain OLS	Between	Fixed Effects	Random Effects
Export	$0.941 \times 10^{-11}$ (0.748)	$-0.863 \times 10^{-10}$ (0.304)	$0.871 \times 10^{-10}$ (0.034)	$0.415 \times 10^{-10}$ (0.212)
Import	$0.309 \times 10^{-11}$ (0.833)	$0.469 \times 10^{-10}$ (0.269)	$-0.669 \times 10^{-11}$ (0.740)	$-0.733 \times 10^{-11}$ (0.657)
Constant	1.700 (0.000)	1.787 (0.000)	— —	1.616 (0.000)
Adjusted $R^2$	-0.005	-0.062	0.068	-0.005

Hauseman Test :  $\chi^2 = 4.150$  (0.126)

各説明変数の係数の下（下段）と Hauseman 検定の（ ）内は P 値である。

表2では、固定効果モデルのICT関連の輸出財の推定量以外（OLS、Betweenモデルおよび変量効果モデル）の係数の推定量はすべて有意ではなく、全体として良い結果は得られなかった。固定効果モデルにおいて、経済成長率と輸出財の推定量はマイナスの関係となっている。

従属変数を経済成長率である場合の最後のグループとして非OECD諸国を取り上げ、パネルデータ分析を行うと、表3のような結果を得る。

表 3 パネルデータ分析（経済成長率：非 OECD 諸国）

	Plain OLS	Between	Fixed Effects	Random Effects
Export	$0.441 \times 10^{-10}$ (0.204)	$0.168 \times 10^{-9}$ (0.174)	$-0.245 \times 10^{-10}$ (0.533)	$-0.121 \times 10^{-10}$ (0.748)
Import	$-0.415 \times 10^{-10}$ (0.818)	$-0.415 \times 10^{-9}$ (0.482)	$0.116 \times 10^{-9}$ (0.575)	$0.915 \times 10^{-10}$ (0.644)
Constant	4.546 (0.000)	4.329 (0.003)	— —	4.753 (0.001)
Adjusted $R^2$	0.071	0.592	0.278	0.029

Hauseman Test :  $\chi^2 = 7.364$  (0.025)

各説明変数の係数の下（下段）と Hauseman 検定の（ ）内は P 値である。

表 3 では、すべてのモデルにおいて、定数項を除き、推定量が有意ではないという結果であった。

つぎに、従属変数として、一人あたりの国民所得を採用してみる。その結果を表 4～表 6 に示す。ここでのそれぞれの表は表 1～表 3 に対応したものである。

表 4 では、4つのモデルにおいて ICT 関連の輸出財および輸入財の推定量のすべてが 1% で有意であった。すべての輸出財の係数の推定量はマイナスで、輸入材の推定量はプラスである。この結果は表 1 と対照的な結果である。なお、OLS におけるダービン-ワトソン統計量は 0.02 という低い値であった。つぎに、ハウスマン検定では、帰無仮説を棄却することで誤る確率が 40.4% となる。したがって、変量効果モデルが採択される。

表 4 パネルデータ分析（一人当たりの国民所得：OECD 諸国+非 OECD 諸国）

	Plain OLS	Between	Fixed Effects	Random Effects
Export	$-0.257 \times 10^{-6}$ (0.000)	$-0.437 \times 10^{-6}$ (0.100)	$-0.117 \times 10^{-6}$ (0.000)	$-0.120 \times 10^{-6}$ (0.000)
Import	$0.849 \times 10^{-6}$ (0.000)	$0.914 \times 10^{-6}$ (0.004)	$0.789 \times 10^{-6}$ (0.000)	$0.791 \times 10^{-6}$ (0.000)
Constant	14522.4 (0.000)	15435.9 (0.001)	— —	13906.6 (0.000)
Adjusted $R^2$	0.334	0.317	0.852	0.314

Hauseman Test :  $\chi^2 = 1.815$  (0.404)

各説明変数の係数の下（下段）と Hauseman 検定の（ ）内は P 値である。

つぎに、OECD 諸国についてパネル分析を行う。



表5 パネルデータ分析（一人当たりの国民所得：OECD 諸国）

	Plain OLS	Between	Fixed Effects	Random Effects
Export	$-0.166 \times 10^{-6}$ (0.260)	$0.664 \times 10^{-6}$ (0.655)	$-0.217 \times 10^{-6}$ (0.234)	$-0.346 \times 10^{-6}$ (0.037)
Import	$0.357 \times 10^{-6}$ (0.000)	$-0.132 \times 10^{-6}$ (0.004)	$0.800 \times 10^{-6}$ (0.000)	$0.675 \times 10^{-6}$ (0.000)
Constant	29266.5 (0.000)	29830.0 (0.000)	— —	26386.5 (0.000)
Adjusted $R^2$	0.153	0.186	0.393	0.153

Hauseman Test :  $\chi^2 = 12.858$  (0.002)

各説明変数の係数の下（下段）と Hauseman 検定の（ ）内は P 値である。

表5では、4つのモデルにおいて ICT 関連の輸出財の係数の推定量が優位でなく、輸入財の推定量はすべて1%で有意であり、Between モデルの輸入材の係数の推定量の符号を除き、その符号がプラスであった。また、ハウスマン検定では、帰無仮説を棄却することで誤る確率が0.2%となる。したがって、固定効果モデルが採択される。

最後に、非 OECD 諸国のみについてパネル分析を行う。

表6 パネルデータ分析（一人当たりの国民所得：非 OECD 諸国）

	Plain OLS	Between	Fixed Effects	Random Effects
Export	$-0.167 \times 10^{-6}$ (0.000)	$-0.241 \times 10^{-6}$ (0.191)	$-0.131 \times 10^{-6}$ (0.000)	$-0.133 \times 10^{-6}$ (0.000)
Import	$0.933 \times 10^{-6}$ (0.000)	$0.112 \times 10^{-5}$ (0.216)	$0.881 \times 10^{-6}$ (0.000)	$0.882 \times 10^{-6}$ (0.000)
Constant	2487.56 (0.000)	2661.86 (0.052)	— —	2302.81 (0.001)
Adjusted $R^2$	0.218	0.025	0.706	0.175

Hauseman Test :  $\chi^2 = 2.816$  (0.245)

各説明変数の係数の下（下段）と Hauseman 検定の（ ）内は P 値である。

表6では、4つのモデルにおいて Between モデルの ICT 関連の輸出財および輸入財の係数の推定量を除き、その他の ICT 関連の輸出財および輸入財の係数の推定量は1%で有意である。OLS におけるダービン-ワトソン統計量は0.07という低い値であった。ハウスマン検定では、帰無仮説を棄却することで誤る確率が24.5%となる。したがって、変量効果モデルが採択される。

以上の6つのパネルデータ分析結果から、以下のことを確認することができる。

1. 従属変数として、経済成長率（ケース1）よりも一人あたりの国民所得（ケース2）のほうが良い結果を得ることができた。
2. ケース2の場合、ほとんどの ICT 関連の輸出財の推定量の符号はマイナス、ほとんどの ICT 関連の輸入財の符号はプラスである。



3. ケース 2 での OECD 諸国および非 OECD 諸国 (20ヶ国) を対象にしたパネルデータ分析では、変量効果モデルが採択される。また、OECD 諸国を対象にした分析では固定効果モデルが、非 OECD 諸国を対象にした分析では変量効果モデルが採択される。
4. ケース 2 で採択されたモデルにおいて、ICT 輸出財の係数の推定量の大きさに関しては、すべての対象国 (20ヶ国) で得られた変量効果モデルの推定量が最も小さく、一人当たりの国民所得にマイナスのスピルオーバー効果を与え、ICT 輸入財の係数の推定量のそれに関しては、非 OECD 諸国で得られた変量効果モデルの推定量が最も大きく、一人当たりの国民所得にプラスのスピルオーバーを与えている。

以上のことより、ICT に関連する輸出入財が一人あたりの国民所得に与える影響 (スピルオーバー効果) は、ICT 関連の輸出財はマイナス、ICT 関連の輸入財はプラスである。この要因としては、理論的には一人あたりの国内総生産 (国民所得) は輸出とはプラスの関係であるが、本分析で扱っている ICT 財は輸出の一部を構成しているだけであり、ICT 財の輸出が減少しても輸出が減少しているとは限らないし、一人あたりの国内総生産 (国民所得) は図 2 で示したように、消費や投資などにも関係しているため、ICT 財の輸出が増加すれば一人あたりの国内総生産 (国民所得) が増加するとは限らない。ICT 関連の輸入財については、ICT 輸出財とは逆のことが言える。また、一人当たりの国内総生産 (国民所得) に対して、ICT 輸出財に関しては、OECD 諸国が最小のマイナスのスピルオーバー効果を受け、ICT 輸入財に関しては、非 OECD 諸国が最も大きなスピルオーバー効果を受けていることも確認できた。参考として、日本とアメリカ合衆国の一人当たりの国内総生産 (国民所得)、ICT の輸出額および輸入額の推移を図 3 と図 4 に示しておく。なお、基準年を 1991 年として各値を 1 に設定している。この図から理解できるように、両国とも ICT 財の輸出は低下傾向であるが、全輸出は増加傾向を示しており、このことより、一人当たりの国内総生産 (国民所得) と ICT 財の輸出額は同じ動きではなく、ICT 財の輸出が減少するとともに、一人当たりの国内総生産 (国民所得) が増加することがわかる。これは、ソローパラドックスの存在の可能性を示唆しているとも考えられる。

本稿で行った分析結果から ICT 財の一人あたりの国民所得へのスピルオーバー効果は以下のよう理解することができよう。ICT の輸入財はコンピューター、タブレット、携帯電話など最終財として使用されるか、中間財として種々の電気機器や機械などの制御装置の一部として利用される。ICT 輸入財が最終財および中間財に使用される場合は、まず、国内総生産 (国民所得) の海外への漏れとして流出するが、消費財として使用される際には ICT 利用としてのプラスのスピルオーバーが考えられる。つぎに中間財としての ICT 財は国内の製造過程に使用され最終財になり、国内総生産 (国民所得) に貢献する。さらにはさまざまな組織内で機器・機材などに使用されるため、物的資本とは異なる形で効率性に貢献すると考えられる。また、ICT 関連の輸出財に関しては、輸入材と逆のことが言えるため、貿易相手国の生産に寄与し、日本に種々の製品として輸入され、国内総生産 (国民所得) にマイナスのスピルオーバーとして影響を与えるものと考えられる。

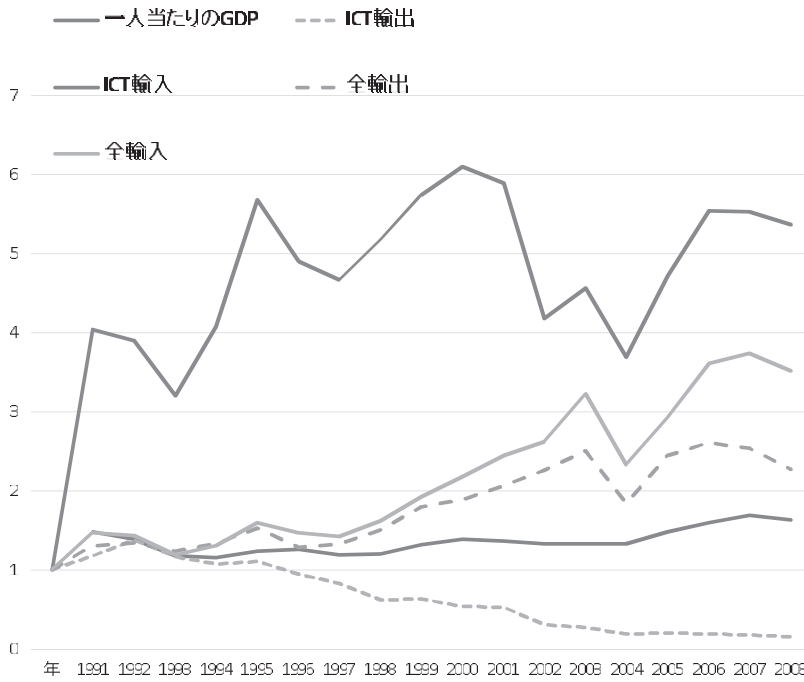


図3 一人あたりのGDP, ICT輸出額, ICT輸入額 (日本)

出所: <http://comtrade.un.org/db/> より作成

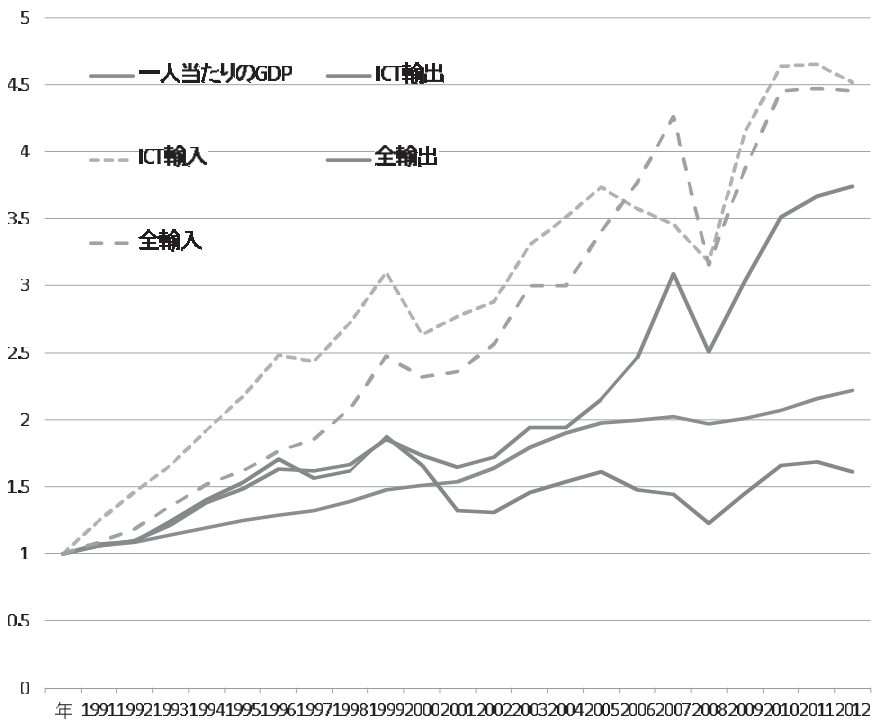


図4 一人あたりのGDP, ICT輸出額, ICT輸入額 (アメリカ合衆国)

出所: <http://comtrade.un.org/db/> より作成

## 4 おわりに

ICT 関連資本財と国民所得との関連は注目されず、実証分析として行われなかったが、本稿では、図 2 で示したように、それら両者間にはスピルオーバー効果があるのではないかとする仮説を立て、両者の関係について実証分析を行った。具体的には、同質的経済と考えられる OECD 諸国および非 OECD 所得（主に中所得国）を考慮して 1991 年から 2013 年までのデータを使って、パネルデータ分析を行った。

その結果、一人当たりの国民所得と ICT 関連輸出入財との間には有意であり、ICT 輸出財に関してはマイナスのスピルオーバーが、ICT 輸入財に関してはプラスの関係があることが分かった。これらの結果は、ICT 輸出に関しては、貿易における競争相手国に有利になることを示すことになるが、輸出が増えれば所得が減少することを意味せず、すべての財を含んだ輸出が増加すれば国内総生産の定義から言えば増加することになる。また、輸入に関しては逆のことが言えることになる。したがって、本稿で得られた結果は、貿易構造がどのようになっているのかを明確にしたことが重要であると考えられる。つまり、現在の貿易構造（高所得国と中所得国）は明らかに水平的分業が成立しており、貿易額全体と ICT 関連の輸出財とは一人当たりの国内総生産（国民所得）に対しては同じベクトルを向いていないということが本稿で示されている。課題としては、パネルデータ分析の結果に関し、全体的に修正済み決定係数が低いため、ここで使用した独立変数では一人当たりの国民所得への説明力が弱く、追加的な独立変数（定義上、消費、投資、政府支出、および ICT 関連を除く輸出入など）が必要であろう。また、分析対象国、特に中所得国などを増やすこと、あるいは同質的経済グループとして、OECD 諸国（高所得国）、BRICS、BRICS を除く中所得国に分けて分析する必要もあるであろう。

## 参考文献

- [1] Acemoglu, D., D. Autor, D. Dorn, G. H. Hanson, and B. Price (2014), “Return of the Solow Paradox? IT, Productivity, and Employment in US Manufacturing,” *American Economic Review: Papers & Proceedings*, Vol.104, No.5, pp.394-399.
- [2] Cetto, G and J.Lopez (2008), “What Explains the ICT Diffusion Gap Between the Major Advanced Countries? An Empirical Analysis,” *International Productivity Monitor*, No.17,28-39.
- [3] Cetto,G, Y. Kocoglu and J. Marresse (2009), “Productivity Growth and Levels in France, Japan, The United Kingdom and The United States in the Twentieth Century,” *National Bureau of Economic Research, Working paper*, No.15577.
- [4] Gruen, C. and S. Klasen (2008), “Growth, Inequality, and Welfare:Comparisons across Space and Time,” *Oxford Economics Papers*, Vol.90, pp.212-236.
- [5] Niebel, T (2014), “ICT and Economic Growth - Comparing Developing, Emerging and Developed Countries,” Discussion Paper No.14-117, Centre for European Economic Research.
- [6] Nordås, Hildegunn Kyvik (2003), “ICT,Access to Service and Wage Inequality,” World Trade Organization Economic Research and Statistical Division, Staff Working Paper ERSD-2003-02.
- [7] O’Mahony, Mary and Marcel P. Timmer (2009), “Output, Input and Productivity Measures at the Industrial Level: The EU KLEMS DATABASE,” *Economic Journal*, Vol.119,F374-F403.

- [8] Pilat, D (2004), “The ICT Productivity Paradox: Insights from Micro Data,” *OECD Economic Studies*, Vol.1, pp.37-65.
- [9] Pilat, D. and A. Wölfl (2004) “ICT and Economic Growth - New Evidence from International Comparisons,” mimeo.
- [10] 片桐昭司 (2013) 「国際貿易における ICT と所得の不平等の分析」『九州経済学会年報』第 51 集, pp.41-47.
- [11] 千木良弘明・早川和彦・山本拓 (2011) 『動学的パネルデータ分析』知泉書館.
- [12] 和合肇・伴金美 (1996) 『TSP による経済データの分析 [第 2 版]』東京大学出版会.