

インターネットと地域貿易協定の サービス規定がサービス貿易に 与える影響：構造重力モデルによる分析

小坂賢太

1. はじめに

従来、サービス財における貿易は限られており、サービス財は主に非貿易財と見なされることが多かった。しかし、近年になってサービス財の貿易は急速に拡大している。具体的には、2005年に2.69兆ドルであった世界全体のサービス貿易は、2023年には7.91兆ドルに増加し、約3倍となった。一方、同時期の物品貿易は10.5兆ドルから23.8兆ドルへと増加し、約2倍になっているが、増加率はサービス貿易を下回っている¹。

このようなサービス貿易の拡大は、安価なサービスや利用可能なサービスの種類を拡大させることで消費者の利便性を向上させるだけでなく、サービス中間財の輸入を通じて製造業の生産性を高める効果があることが指摘されており（Beverelli et al. 2017）、サービス産業のみならず、一国全体の経済に大きな影響を与えている。

サービス貿易の拡大の背景には、さまざまな要因が考えられるが、特にインターネットの普及などのICT技術（情報通信技術）の進歩の重要性が指摘されている。サービス財は、供給者が消費者にサービスを提供する際、両者が地理的に近接している必要があるという特性を持つことが多い。このためサービス財の貿易には、従来は消費者が供給者の所在国に

移動するか、供給者が消費者の所在国に移動しなければならず、この距離的制約がサービス財の貿易を阻害する大きな要因となってきた。しかし、ICT 技術の急速な進歩は、こうした制約を緩和しつつある。具体的には、インターネットの発展により、オンライン上での国境を越えた直接的なサービス供給が可能になり、地理的な近接性を必要としない越境取引が拡大している。例えば、情報通信分野ではソフトウェアのオンライン提供が、芸術・娯楽分野では映像や音楽のオンライン配信が進んでいる。また、管理・支援サービスや専門・技術サービスでは、企業向けの業務支援やコンサルティング、IT アウトソーシングといったサービス中間財のオンライン取引が拡大している。さらに、金融・保険分野でもオンライン金融取引が普及し、国境を越えた取引が活発化している。このように、ICT の進展はサービス産業における最終財と中間財の両面で越境取引を促進し、従来では貿易が困難とされていた多くのサービス財が、現在では国際市場で取引されるようになった。

また、地域貿易協定におけるサービス貿易の自由化の重要性も指摘されている。国際的な物品貿易の自由化は第 2 次世界大戦後に始まったが、サービス貿易の自由化はそれに遅れ、1980 年代になってようやく議論が本格化した。具体的には、1982 年の GATT（関税及び貿易に関する一般協定）閣僚会議において、米国がサービス貿易および投資に関する多国間ルールの交渉を提案したことが契機となり、サービス貿易の自由化が国際的な政策課題として注目されるようになった。その後、ウルグアイ・ラウンドの交渉においてサービス貿易は主要テーマの一つとなり、1994 年の世界貿易機関（WTO）発足と同時に、サービス貿易の国際的な枠組みとしてサービス貿易一般協定（GATS）が制定された。しかし、GATS による多角的な自由化は部分的かつ漸進的であり、その効果は限定的だった。その後、地域貿易協定においては、GATS を超える水準でのサービス貿

易の自由化を約束したサービス規定を含む協定が次第に締結されるようになりサービス産業においても貿易障壁が段階的に削減されている。

このようなことを背景に、本稿ではインターネットの普及とサービス規定を含む地域貿易協定の締結が、2 国間のサービス貿易の拡大にどの程度寄与したのかを解明することを目的とする。分析対象は、2000 年から 2019 年までの 76 か国におけるサービス産業とする。分析手法は、構造重力モデルを用いる。

インターネットの普及やサービス規定を含む地域貿易協定がサービス貿易に与える影響については、2000 年ごろから重力モデルを用いた実証研究が行われてきた (Freund and Weinhold, 2002; Choi, 2010; Park and Park, 2011)。これらの研究は、インターネットの普及や地域貿易協定による自由化がサービス貿易を増加させるという結果を得ているが、推定方法に課題が残されていた。

最近では、Benz et al. (2022)、Herman and Oliver (2023)、Liu and Lin (2023)、Oliver (2023) など、より精緻な分析手法を用いた研究も進んでいるが、インターネットの普及とサービス規定を含む地域貿易協定の締結という 2 つの要因を同時に分析した研究は、筆者の知る限り Benz et al. (2022) のみである。しかし、Benz et al. (2022) は、分析対象国が 47 か国に限定され、対象とするサービス産業も情報通信、ビジネスサービス、金融サービスの 3 部門にとどまる。本稿では、2000 年から 2019 年の 76 か国を対象とし、対象とする部門も公的サービス・医療福祉サービス・家計サービスを除く幅広い部門を対象にしている。

分析の結果、インターネットの普及は、分析対象のサービス貿易に正の影響を与えることが分かった。部門別に見ると、効果にばらつきが見られ、特に情報通信業で最も大きな影響が見られた。また、管理・支援サービス業、専門・科学及び技術サービス業、金融・保険業、芸術・娯楽及び

レクリエーション業において、インターネット使用率の上昇が貿易額の増加に寄与することが分かった。一方、卸売・小売業および自動車・オートバイの修理業、宿泊・飲食業は効果が小さく、建設業、運輸・保管業、不動産業では有意な効果は確認されなかった。これらの結果は、インターネットの普及はオンライン供給の可能性が高い部門ほど貿易に正の影響を与えることを示している。サービス規定を含む地域貿易協定の締結についても、サービス貿易全体に対して正の効果をもたらすことが分かった。しかし、効果は一部の部門に限定され、建設業、情報通信業、卸売・小売業および自動車・オートバイの修理業の3部門においてのみ正の効果が見られた。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では先行研究を整理する。第3節では分析手法について説明する。第4節では使用するデータを紹介する。第5節では分析結果を説明する。第6節はまとめである。

2. 先行研究

本稿と関連する先行研究として、重力モデルを用いてインターネットの普及やサービス規定を含む地域貿易協定がサービス貿易に与える影響を実証した研究が挙げられる。重力モデルを用いてインターネットの普及の効果を分析した代表的な研究に、Freund and Weinhold (2002) および Choi (2010) がある。これらの研究では、インターネットの普及が貿易を有意に増加させることが示されている。しかし、これらの研究では多角的貿易抵抗が適切に制御されていないという問題がある。近年の研究では、重力モデルを用いた実証分析において、多角的貿易抵抗を適切に制御しない場合、推定結果に深刻なバイアスが生じる可能性が指摘されている (Yotov et al. 2016)。

構造重力モデルを用いて多角的貿易抵抗を適切に制御した実証研究で、サービス貿易を分析した研究として、Anderson et al. (2018) が挙げられる。Anderson et al. (2018) は構造重力モデルを用いて、サービス貿易における国境障壁の大きさやその要因を分析している。構造重力モデルを用いて、インターネットの普及がサービス貿易に与える影響を分析した研究としては、Benz et al. (2022)、Herman and Oliver (2023)、および Oliver (2023) が挙げられる。

Benz et al. (2022) は、2000 年から 2019 年のデータを用いてインターネットの普及や地域貿易協定がサービス貿易の取引コストを削減し、貿易拡大に寄与することを示した。

Herman and Oliver (2023) は、インターネット接続およびデジタル貿易政策が貿易に与える影響を分析した。彼らの研究は、インターネットの普及と帯域幅がサービス貿易を有意に促進することを示し、特にデジタル貿易条項を含む地域貿易協定が高所得国のサービス産業において貿易促進効果を持つことを明らかにしている。

Oliver (2023) は、インターネットの普及がサービス貿易における距離コストを削減する役割に焦点を当てた。インターネット普及率が高い国同士では、距離の負の影響が最大 30% 低減することが示され、特に会計サービス、物流、コンピューターサービスなど、オンライン供給が可能な部門において効果が顕著であるが、物品貿易では同様の効果は確認されないという結果を得ている。

さらに、サービス規定を含む地域貿易協定がサービス貿易に与える影響を分析した研究として、Park and Park (2011) が挙げられる。この研究はサービス規定を含む地域貿易協定がサービス貿易を促進することを示している。また、Lin and Lin (2023) は、サービス規定を含む地域貿易協定がサービス貿易および経済厚生に与える影響を分析し、サービス規定を

含む地域貿易協定が加盟国間のサービス貿易を大幅に増加させることを示し、さらにサービス規定を含む地域貿易協定の締結が実質賃金の上昇や経済厚生の上昇に寄与することを明らかにしている。

このように最近になって、構造重力モデルを用いてサービス貿易を分析した研究が行われるようになったが、本稿と同様にインターネットの普及とサービス規定を含む地域貿易協定の影響を同時に分析した研究は、Benz et al. (2022) に限られる。しかし、Benz et al. (2022) の研究は、分析対象が47か国に限定され、部門も情報通信、ビジネスサービス、金融サービスに絞られた研究である。本稿では、2000年から2019年の76か国を対象に、公的サービス・医療福祉サービス・家計サービスを除いた幅広いサービス部門を対象にしている。

3. 分析手法

分析手法は構造重力モデルを用いる。3.1では、構造重力モデルの理論について説明し、特に多角的貿易抵抗が2国間貿易に与える影響について説明する。3.2では、推定モデルについて説明する。

3.1 部門別構造重力モデル

重力モデルは、元来は、2国間の貿易パターンが、2国の経済規模(GDP)に比例して増加し、地理的距離に反比例して減少するという経験的な関係に基づいており、この関係がニュートンの万有引力の法則と類似していることから重力モデルと名付けられ、広く国際貿易論の実証研究に用いられてきた。従来の重力モデルにはミクロ経済学による理論的な基礎づけはなかったが、Anderson (1979) によって重力モデルのミクロ経済学による理論的な基礎づけが行われ、その後、Anderson and van Wincoop

(2003)、Eaton and Kortum (2002) などの研究が行われると、理論に基づいた重力モデルを用いた実証研究が行われることが多くなった。これらの理論に基づいた重力モデルは、構造重力モデルと呼ばれている²。さらに、Arkolakis et al. (2012) により、異なる貿易モデルが³、同一の構造をもつ重力モデルで表されることが明らかにされた。

本稿ではその中でも、Anderson and van Wincoop (2003) を拡張した Anderson and Yotov (2010) を用いる。Anderson and van Wincoop (2003) は供給サイドは財が国ごとに差別化され³、需要サイドは各国が共通の CES 型効用関数を持つモデルである。Anderson and van Wincoop (2003) は一部門モデルであるが、Anderson and Yotov (2010) は、これを多部門に拡張している。本稿では全産業を一部門に集計化した分析ではなく、サービス財について部門別の分析を行うため、Anderson and Yotov (2010) のモデルを用いる。このモデルでは部門 s における重力モデルは下記のように導出される。

$$X_{ij}^s = \frac{Y_i^s E_j^s}{Y_w^s} \times \left(\frac{T_{ij}^s}{\Pi_i^s \mathbf{P}_j^s} \right)^{(1-\sigma^s)} \quad (1)$$

$$\Pi_i^s = \left[\sum_j \left(\frac{T_{ij}^s}{\mathbf{P}_j^s} \right)^{1-\sigma^s} \frac{E_j^s}{Y_w^s} \right]^{\frac{1}{1-\sigma^s}} \quad (2)$$

$$\mathbf{P}_j^s = \left[\sum_i \left(\frac{T_{ij}^s}{\Pi_i^s} \right)^{1-\sigma^s} \frac{Y_i^s}{Y_w^s} \right]^{\frac{1}{1-\sigma^s}} \quad (3)$$

(1) は、 i 国から j 国への部門 s の輸出額 X_{ij}^s を表している。(2) の Π_i^s は、部門 s の外向性多角的貿易抵抗と呼ばれるものを表している。これ

は、輸出国 i が部門 s の財について、全世界へ輸出するときの平均的な実質輸出コストを示している。(3) の $\mathbf{P}_j^s$ は、部門 s の内向性多角的貿易抵抗と呼ばれるものを表している。これは、輸入国 j が部門 s の財について、全世界から輸入するときの平均的な実質輸入コストを示している。

まず、(1) について説明する。右辺の $\frac{Y_i^s E_j^s}{Y_w^s}$ において、 Y_i^s は i 国の部門 s の生産額であり、 E_j^s は j 国の部門 s の支出額である。 Y_w^s は世界全体の部門 s の総生産額であり、 $Y_w^s = \sum_i Y_i^s = \sum_j E_j^s$ となる。すると、 $\frac{Y_i^s}{Y_w^s}$ は世界全体の部門 s の総生産額に占める i 国の生産額の割合となる。つまり (1) は、 X_{ij}^s が、部門 s の j 国の支出額 E_j^s に、世界全体の総生産額に占める i 国の生産額の割合を掛けたものに比例することを示している。

次に、 $\left(\frac{T_{ij}^s}{\pi_i^s \mathbf{p}_j^s}\right)^{(1-\sigma^s)}$ について、 T_{ij}^s は、部門 s における i 国から j 国への直接的な貿易コストである。例えば、輸送コストや関税などがあてはまる。 T_{ij}^s は水塊型貿易コストを仮定し、消費国 j で財を 1 単位だけ消費するには、生産国 i で財を T_{ij}^s 単位だけ出荷しなければならないと仮定する。 $T_{ij}^s \geq 1$ であり貿易コストがなければ、 $T_{ij}^s = 1$ である。 $\sigma^s > 1$ は部門 s の代替の弾力性を表すパラメータであり、大きくなるほど代替しやすくなる。 $1 - \sigma^s$ は負なので、 T_{ij}^s が大きくなると X_{ij}^s は小さくなる。また、(1) より、 π_i^s が小さくなると X_{ij}^s は小さくなる。また、 $\mathbf{p}_j^s$ が小さくなると X_{ij}^s は小さくなる。このように、(1) では、 i 国から j 国への輸出額 X_{ij}^s が、 ij 間の直接的な貿易コストである T_{ij}^s だけでなく、輸出国 i が全世界へ輸出するときの平均的な実質輸出コストである π_i^s と、輸入国 j が全世界から輸入するときの平均的な実質輸入コストである $\mathbf{p}_j^s$ に影響を受けている。このことを日本からアメリカへの輸出を例に説明すると、アメリカがドイツや中国、韓国などの日本以外の第 3 国から低コストで輸入できるようになると、日本からアメリカへの輸出は、それらの国との競争に影響され減少する。同様に、日本が中国やインド、ブラジルなどのアメリカ以外の第 3 国

に低コストで輸出できるようになると、日本からアメリカへの輸出は、日本がそれらの国への輸出を増加させるため減少する。このように日本からアメリカへの輸出は、日本からアメリカへの直接的な貿易コストだけでなく、日本以外の第3国からアメリカへの輸入コストと日本のアメリカ以外の第3国への輸出コストの影響をうけるため、それを考慮せずに分析を行うと、バイアスが生じる可能性がある。構造重力モデルは、多国間貿易の理論モデルを基礎に持つことにより、従来までの重力モデルでは考慮できなかった輸出国・輸入国と第3国との貿易コストが2国間貿易に与える影響を考慮して分析できるという大きなメリットを持っている。

(2) で、部門 s の外向性多角的貿易抵抗である Π_i^s は、輸出国 i の部門 s における全世界への平均実質輸出コストであるが、部門 s について、輸出国 i が全ての国 j に対して財を輸出する際の相対輸出コスト $\frac{T_{ij}^s}{P_j^s}$ を j 国の支出シェア $\frac{E_j^s}{Y_w^s}$ で加重した $(1-\sigma^s)$ 累乗平均で表されている。 i 国から j 国への実質的な輸出コストは、直接的輸出コスト T_{ij}^s を P_j^s で割った相対的なコストで評価されている。

(3) で、部門 s の内向性多角的貿易抵抗である P_j^s は、輸入国 j の部門 s における全世界への平均実質輸入コストであるが、部門 s について、輸入国 j が全ての国 i から財を輸入する際の相対輸入コスト $\frac{T_{ij}^s}{\Pi_i^s}$ を i 国の生産額シェア $\frac{Y_i^s}{Y_w^s}$ で加重した $(1-\sigma^s)$ 累乗平均で表される。 j 国の i 国からの実質的な輸入コストは、直接的輸入コスト T_{ij}^s を Π_i^s で割った相対的なコストで評価されている。

$$Y_i^s (\Pi_i^s)^{\sigma^s-1} = x_i^s, \quad E_j^s (P_j^s)^{\sigma^s-1} = m_j^s,$$

とおくと (1) は、

$$\begin{aligned}
X_{ij}^s &= \frac{Y_i^s E_j^s}{Y_w^s} \times \left(\frac{T_{ij}^s}{\Pi_i^s P_j^s} \right)^{(1-\sigma^s)} \\
&= \frac{1}{Y_w^s} (T_{ij}^s)^{(1-\sigma^s)} Y_i^s (\Pi_i^s)^{\sigma^s-1} E_j^s (P_j^s)^{\sigma^s-1} \\
&= \frac{1}{Y_w^s} (T_{ij}^s)^{(1-\sigma^s)} x_i^s m_j^s
\end{aligned} \tag{4}$$

と変形できる。

3.2 推定モデル

本稿ではパネル・データを用いるので、推定モデルには時間のノテーション t を付記する。また、氷塊型の2国間の直接的貿易コストである $T_{t,ij}^s$ は観察できないため、観察可能な変数を用いて近似する。具体的な変数としては、インターネットの普及とサービス規定を含む地域貿易協定の締結の有無という二つの変数を含める。具体的には、輸出国 i のインターネット使用率を $INU_{t,i}$ とし、 $INU_{t,i}$ を、輸出国 i のインターネットの普及の代理変数とする。また、国 i と国 j の間でサービス規定を含む地域貿易協定が締結されている場合に1、それ以外では0をとるダミー変数を $SRTA_{t,ij}$ とする。さらに、これらに加えて、2国間貿易に影響を与えると考えられるその他の変数を $w_{t,ijk}$ とする。これらを用いて、 $(T_{t,ij}^s)^{(1-\sigma^s)}$ を (5) と表す。

$$(T_{t,ij}^s)^{(1-\sigma^s)} = \exp(\beta_1^s INU_{t,i} + \beta_2^s SRTA_{t,ij} + \sum_k \gamma_k^s w_{t,ijk}) \quad (5)$$

$X_{ij,t}$ には、国内貿易 $X_{ii,t}$ も含まれるが⁴、 $INU_{t,i}$ 、 $SRTA_{t,ij}$ 、 $w_{t,ijk}$ は国内貿易 $X_{ij,t}$ には影響を与えないと仮定すると (5) は、

$$(T_{t,ij}^s)^{(1-\sigma^s)} = \exp(\beta_1^s INU_{t,i} \times b_{ij} + \beta_2^s SRTA_{t,ij} \times b_{ij} + \sum_k \gamma_k^s w_{t,ijk} \times b_{ij}) \quad (6)$$

と変形できる。ただし、 b_{ij} は、国際貿易 ($i \neq j$) のときは 0 をとり、国内貿易 ($i = j$) のときは 0 をとる指示変数である。(6) を (4) に代入し、さらに、2 国の時間で変化しない貿易コストをコントロールするための固定効果を導入すると下記の推定式が導かれる。

$$X_{ij}^s = \exp\left(\beta_1^s INU_{t,i} \times b_{ij} + \beta_2^s SRTA_{t,ij} \times b_{ij} + \sum_k \gamma_k^s w_{t,ijk} \times b_{ij} + \pi_{ij}^s + \lambda_{i,t}^s + \mu_{j,t}^s\right) \times \varepsilon_{ij,t}^s \quad (7)$$

π_{ij}^s は、2 国間固定効果を表すダミー変数であり、部門 s における国 i と国 j の間に固有の特徴（地理的距離、文化的近接性、歴史的関係など）をコントロールするために導入される。 $\lambda_{i,t}^s$ は、部門 s における輸出国 i の時間で変化する固定効果を表している。 $\mu_{j,t}^s$ は、部門 s における輸入国 j の時間で変化する固定効果を表している。

さらに、係数 β_1^s と係数 β_2^s が各サービス部門で同じであるという制約を課すと (7) は (8) となる⁵。

$$X_{ij}^S = \exp(\beta_1 INU_{t,i} \times b_{ij} + \beta_2 SRTA_{t,ij} \times b_{ij} + \sum_k \gamma_k^S w_{t,ijk} \times b_{ij} + \pi_{ij}^S + \lambda_{i,t}^S + \mu_{j,t}^S) \times \varepsilon_{ij,t}^S \quad (8)$$

本稿では、(7) (8) の2つを推定式とする。(8) は対象とする個別のサービス部門の平均的な効果を推定している。(7) (8) の推定方法は、対数線形 OLS で推定すると不均一分散性があるため一致性を欠くことが Santos Silva and Tenreyro (2006) により指摘されており、また貿易額がゼロであるケースに対処するため、Santos Silva and Tenreyro (2006) が提案するポアソン疑似最尤法 (PPML) を用いる。

4. データについて

本稿では、2000 年から 2019 年までの 76 か国について、国内貿易も含めた 2 国間のサービス貿易、インターネットの使用率、サービス規定を含む地域貿易協定のデータを使用し、さらに、2 国間の貿易コストに影響すると考えられる追加的な変数のデータを使用する。分析対象の 76 か国は、表 1 となる。サービス貿易のデータは OECD が提供する OECD TiVA 2023 (OECD 付加価値貿易統計 2023) を使用する。インターネットの使用率のデータは ITU DataHub に収録されたデータを用いる。サービスに関する地域貿易協定やその他のデータは、Gurevich & Herman (2018) によって開発された Dynamic Gravity Dataset Version 2.1 (DGD Version 2.1) を用いる。以下でそれぞれのデータについて詳細を説明し、基本統計量を表 2 に示す。

表 1 分析対象国

Argentina	Japan
Australia	Kazakhstan
Austria	Cambodia
Belgium	Korea
Bangladesh	Lao (People's Democratic Republic)
Bulgaria	Lithuania
Belarus	Luxembourg
Brazil	Latvia
Brunei Darussalam	Morocco
Canada	Mexico
Switzerland	Malta
Chile	Myanmar
China (People's Republic of)	Malaysia
Côte d'Ivoire	Nigeria
Cameroon	Netherlands
Colombia	Norway
Costa Rica	New Zealand
Cyprus	Pakistan
Czechia	Peru
Germany	Philippines
Denmark	Poland
Egypt	Portugal
Spain	Romania
Estonia	Russian Federation
Finland	Saudi Arabia
France	Senegal
United Kingdom	Singapore
Greece	Slovakia
Hong Kong, China	Slovenia
Croatia	Sweden
Hungary	Thailand
Indonesia	Tunisia
India	Türkiye
Ireland	Chinese Taipei
Iceland	Ukraine
Israel	United States
Italy	Viet Nam
Jordan	South Africa

4.1 サービス貿易に関するデータ

サービス貿易のデータは、OECD TiVA 2023を使用する。OECD TiVA 2023には、1995年から2020年における76か国の全産業の2国間のサービス貿易が収録されているが⁶、本稿では、2000年から2019年の76か国について分析する⁷。

OECD TiVA 2023の産業分類は、国際標準産業分類に基づいている。このうち、本稿では、サービス貿易がほとんど行われていない部門や政府部門が供給することが多い部門は分析対象から除外し、F（建設業）、G（卸売・小売業及び自動車・オートバイの修理業）、H（運輸・保管業）、I（宿泊・飲食業）、J（情報通信業）、K（金融・保険業）、L（不動産業）、M（専門、科学及び技術サービス業）、N（管理・支援サービス業）、R（芸術、娯楽及びレクリエーション業）という10部門を対象とする。本稿では、2国間の国際貿易に加えて、国内貿易のデータも使用する。しかし、国内貿易のデータはOECD TiVA 2023には含まれない。そこで、Yotov et al. (2016)に従い、各部門の国内貿易は該当国の各部門の国内生産額から世界への輸出総額を引くことで求める。

OECD TiVA 2023のサービス貿易のデータの特徴として、国際収支表に依拠したデータであることが挙げられる。物品貿易のデータは税関の行政データを利用することができるが、サービス貿易のデータは税関で収集することができない。そのため、サービス貿易のデータベースは、一般に国際収支表から作成されている。国際収支表のサービス貿易は居住者（resident）と非居住者（non-resident）間のサービスの取引として定義される。一方、サービス貿易一般協定（GATS）では、サービス貿易を以下の4つの供給形態（モード）に基づいて定義している。

- モード1：越境取引（Cross-border supply）
- モード2：海外消費（Consumption abroad）
- モード3：商業拠点（Commercial presence）
- モード4：自然人の移動（Movement of natural persons）

これらのモードのうち、1, 2, 4 は、居住者（resident）と非居住者（non-resident）間のサービスの取引であり、国際収支表に記録されているが、モード3は国際収支表に記録されていない。そのため国際収支表から作成されたサービス貿易のデータベースには、モード3は含まれず、モード1, 2, 4のみを扱っている。OECD TiVA 2023のサービス貿易のデータも、国際収支表から作成しているため、本稿のサービス貿易の対象はGATSにおけるモード1, 2, 4に限定される。

4.2 インターネットの使用率

インターネットの使用率を表す変数には、国際電気通信連合（International Telecommunication Union, ITU）が作成したITU DataHubに収録されている各国の人口あたりのインターネット使用率を用いる。このデータでは、過去3か月以内にコンピュータ、携帯電話、個人デジタルアシスタント（PDA）、ゲーム機、デジタルテレビなど、あらゆるデバイスを介してインターネットにアクセスした人をインターネット利用者と定義している。アクセス方法は、固定ネットワークおよびモバイルネットワークの両方が対象となる。

4.3 サービス規定を含む地域貿易協定とその他の説明変数

これらの変数は、Dynamic Gravity Dataset Version 2.1（DGD Version 2.1）を使用する。DGD Version 2.1には、1948年から2019年までの期間

について、2 国間の特徴や関係性を詳細に記録したデータセットであり、マクロ経済指標、地理的特徴、貿易関係、文化的関係、制度的安定性など、60 以上の変数が含まれている。

本稿ではその中でも、2 国間のサービス規定を含む地域貿易協定の締結の有無を示すダミー変数 $SRTA_{t,ij}$ に、DGD Version 2.1 における ***agree_pta_services*** という変数を用いる。この変数は、各国間ペアが少なくとも 1 つのサービスを対象とした地域貿易協定を締結している場合は 1 となり、締結していない場合は 0 となるダミー変数である。

また、その他の 2 国間の貿易コストに直接的な影響を与える変数として、2 国が共に EU に加盟しているかを示すダミー変数、2 国が共に WTO に加盟しているかを示すダミー変数、2 国がサービスを含まない地域貿易協定を締結しているかを示すダミー変数という 3 つの変数を使用する。2 国が共に EU に加盟しているか、2 国が共に WTO に加盟しているか、のダミー変数については、DGD Version 2.1 に収録されているのでそれを用いる。2 国のサービスを含まない地域貿易協定の締結の有無を示すダミー変数については、DGD Version 2.1 に収録されている 2 国の地域貿易協定の締結の有無を示すダミー変数 ***agree_pta*** について、サービスを対象とした協定が含まれるものについての値を 0 に変更することで、サービスを含まない地域貿易協定の締結状況の有無を示す新たなダミー変数を作成し使用する。

表 2

変 数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
名目輸出額	1148360	937.72	26099.03	0	3675820
インターネット使用率	1148360	47.92	30.15	0	99.5
サービス規制を含む地域貿易協定	1148360	0.22	0.41	0	1
サービス規定を含まない地域貿易協定	1148360	0.19	0.39	0	1
2 国が EU 加盟国か否か	1148360	0.11	0.31	0	1
2 国が WTO 加盟国か否か	1148360	0.88	0.33	0	1

名目輸出額の単位は百万ドル。インターネット使用率の単位は%。

5. 推定と推定結果

本節では (7) (8) をポアソン疑似最尤法 (PPML) で推定した結果について説明する。(8) は分析対象の 10 部門をプーリングして全体の効果を推定する。(7) は分析対象の 10 部門をそれぞれ個別に推定する。推定結果は表 3 となる。表 3 の (1) は全体の推定結果で、(2) から (11) は個別の部門ごとの推定結果である。

まずは、インターネット使用率の効果を見る。全体への効果の推定値は有意に正であり係数は 0.00357 である。これは、国のインターネット使用率が 1% ポイント増加すると、サービス貿易額は $[\exp(0.00357) - 1] \times 100 = 0.36\%$ 増加することを示している。部門別の効果については、10 部門のうち 7 部門で有意に正の効果が得られたが、効果は部門ごとに大きく異なることが確認できる。最も効果が大きいのは情報通信産業であり、インターネット使用率が 1% ポイント増加すると、貿易額は $[\exp(0.0163) - 1] \times 100 = 1.6\%$ 増加する。以下、効果が大きい 5 部門について挙げると、それぞれインターネット使用率が 1% ポイント増加すると貿易額は、管理・支援サービス業が $[\exp(0.0163) - 1] \times 100 = 0.96\%$ 、専門・科学及び技術サービス業が $[\exp(0.0163) - 1] \times 100 = 0.55\%$ 、金融・保険業が $[\exp$

$(0.0163) - 1] \times 100 = 0.46\%$ 、芸術・娯楽及びレクリエーション業が $[\exp(0.0163) - 1] \times 100 = 0.43\%$ 増加する。これらの部門の特徴としては、インターネットを利用することで、対面ではなく、オンライン上での国境を越えた直接的なサービス供給が可能である点が挙げられる。それに対して、卸売・小売業及び自動車・オートバイの修理業と宿泊・飲食業は有意に正ではあるが、効果は小さかった。考えられる理由としては、これらの部門がインターネットの利用により、財を取引する際の利便性は高まる可能性はあるが、オンラインで財を供給することは難しい点が挙げられる。また、建設業、運輸・保管業、不動産業に対しては有意な結果は得られなかった。これらの部門もオンラインで財を供給することは難しい部門である。

次に、サービス規定を含む地域貿易協定の効果を見る。全体への効果の推定値は有意に正であり係数は 0.0373 である。2 国がサービス規定を含む地域貿易協定を締結すると、国のサービス貿易額は $[\exp(0.0373) - 1] \times 100 = 3.8\%$ 増加する。しかし、部門別の効果については、10 部門のうち 3 部門でのみ有意であった。有意な結果が得られた部門の効果は、効果が大きい順に、2 国がサービス規定を含む地域貿易協定を締結すると貿易額は、建設業が $[\exp(0.154) - 1] \times 100 = 16.7\%$ 、情報通信業が $[\exp(0.133) - 1] \times 100 = 14.2\%$ 、卸売・小売業及び自動車・オートバイの修理業が $[\exp(0.0784) - 1] \times 100 = 8.16\%$ 増加する。このように、サービス規定を含む地域貿易協定がサービス貿易に与える効果は、10 部門のうち 3 部門に限られるものの、その 3 部門では効果が大きいことが分かった。

表 4 では、頑健性を確認するためにインターネット使用率のラグ付き変数を用いた分析を行っている。結果は表 3 とほぼ一致しており、結果が頑健であることが確認された。

表3 推定結果

部門	全体	建設業	観光・小売業、 自動車・オートバイ の修理業	運輸・ 保管業	宿泊・ 飲食業
名目輸出額	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
インターネット使用率	0.00357*** (0.000437)	-0.0000586 (0.000882)	0.00178*** (0.000431)	-0.000919 (0.000483)	0.00132* (0.000550)
サービス規制を含む地域貿易協定	0.0373* (0.0183)	0.154** (0.0530)	0.0784*** (0.0220)	-0.0434 (0.0313)	0.0283 (0.0295)
サービス規定を含まない地域貿易協定	0.0316 (0.0314)	-0.159* (0.0657)	0.0433 (0.0373)	-0.0850 (0.0496)	-0.104* (0.0469)
2 国が EU 加盟国か否か	0.217*** (0.0245)	0.153** (0.0473)	0.356*** (0.0288)	0.217*** (0.0386)	0.0285 (0.0660)
2 国が WTO 加盟国か否か	-0.00796 (0.0211)	-0.0807 (0.0457)	0.0225 (0.0297)	0.127*** (0.0233)	-0.0730 (0.0401)
N	1060211	75289	114184	114180	111467
pseudo R-sq	0.999	1	0.999	0.998	0.999

部門	情報 通信業	金融・ 保険業	不動産業	専門、科学及び 技術サービス業	管理・ 支援サービス業	芸術、娯楽及び レクリエーション業
名目輸出額	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
インターネット使用率	0.0163*** (0.00103)	0.00463*** (0.00106)	-0.00115 (0.000707)	0.00553*** (0.000910)	0.00954*** (0.00149)	0.00425*** (0.00108)
サービス規制を含む地域貿易協定	0.133*** (0.0366)	0.0604 (0.0502)	-0.0296 (0.0408)	0.0137 (0.0341)	0.0353 (0.0565)	-0.0360 (0.0584)
サービス規定を含まない地域貿易協定	0.0560 (0.0550)	-0.0268 (0.0741)	0.000502 (0.0548)	0.107* (0.0540)	0.359** (0.115)	-0.179* (0.0826)
2 国が EU 加盟国か否か	0.117* (0.0475)	-0.176* (0.0784)	0.291*** (0.0696)	0.180** (0.0649)	-0.0104 (0.0716)	-0.0710 (0.0801)
2 国が WTO 加盟国か否か	0.0472 (0.0425)	-0.0838 (0.0579)	-0.0887* (0.0371)	-0.00938 (0.0420)	-0.382*** (0.0746)	-0.0481 (0.0443)
N	111573	109630	104066	108395	106590	104837
pseudo R-sq	0.999	0.999	1	0.999	0.998	0.998

(1) は式 (8) の結果であり、(2) から (11) は式 (7) の結果である。標準誤差 (括弧内) は国ペアレベルでクラスター化している。(1) は輸出国×年×部門と輸入国×年×部門および輸出国×輸入国×部門の固定効果を含め、(2) から (11) は輸出国×年と輸入国×年および輸出国×輸入国の固定効果を含めているが、表に記載していない。有意水準は *p < 0.10, **p < 0.05, ***p < 0.01 とする。

表 4 推定結果（インターネット使用率がラグ付き変数）

部門	全体	建設業	卸売・小売業、 自動車・オートバイ の修理業	運輸・ 保管業	宿泊・ 飲食業
名目輸出額	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ラグ 1 インターネット使用率	0.00374*** (0.000434)	-0.000249 (0.000886)	0.00202*** (0.000416)	-0.000752 (0.000480)	0.00160** (0.000530)
サービス規制を含む地域貿易協定	0.0349* (0.0175)	0.137* (0.0541)	0.0731*** (0.0213)	-0.0264 (0.0302)	0.0391 (0.0298)
サービス規定を含まない地域貿易協定	0.0363 (0.0307)	-0.169* (0.0667)	0.0395 (0.0362)	-0.0501 (0.0476)	-0.0847 (0.0490)
2 国が EU 加盟国か否か	0.202*** (0.0242)	0.165*** (0.0470)	0.337*** (0.0289)	0.209*** (0.0370)	0.0232 (0.0643)
2 国が WTO 加盟国か否か	-0.0389 (0.0220)	-0.101* (0.0467)	-0.0287 (0.0301)	0.157*** (0.0251)	-0.0468 (0.0404)
N	1006560	71411	108422	108437	105862
pseudo R-sq	0.999	1.000	0.999	0.999	0.999

部門	情報 通信業	金融・ 保険業	不動産業	専門、科学及び 技術サービス業	管理・ 支援サー ビス業	芸術、娯楽及び レクリエーション業
名目輸出額	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
ラグ 1 インターネット使用率	0.0164*** (0.000993)	0.00442*** (0.00101)	-0.00107 (0.000733)	0.00532*** (0.000868)	0.00946*** (0.00146)	0.00479*** (0.00109)
サービス規制を含む地域貿易協定	0.125*** (0.0349)	0.0347 (0.0485)	-0.00792 (0.0387)	-0.00105 (0.0312)	0.0141 (0.0577)	-0.0401 (0.0594)
サービス規定を含まない地域貿易協定	0.0392 (0.0552)	-0.0626 (0.0751)	0.0151 (0.0560)	0.0945 (0.0504)	0.344** (0.114)	-0.178* (0.0882)
2 国が EU 加盟国か否か	0.0709 (0.0480)	-0.174* (0.0761)	0.263*** (0.0688)	0.184** (0.0598)	-0.00148 (0.0683)	-0.101 (0.0803)
2 国が WTO 加盟国か否か	-0.00971 (0.0443)	-0.133* (0.0615)	-0.101** (0.0389)	-0.0704 (0.0402)	-0.508*** (0.0784)	-0.0612 (0.0475)
N	105962	104062	98778	102905	101192	99529
pseudo R-sq	0.999	0.999	1.000	0.999	0.998	0.998

インターネット使用率のラグ付き変数を用いている。分析期間は 2001 年から 2019 年になっている。他は表 3 と同じである。

6. まとめ

本稿では、2000年から2019年の世界76か国におけるサービス産業に属する10部門について、構造重力モデルを用いてインターネットの普及とサービス規定を含む地域貿易協定がサービス貿易に与える影響について分析した。分析の結果、インターネットの使用率とサービス規定を含む地域貿易協定は、サービス貿易の促進に寄与するものの、効果は部門ごとに大きく異なることが分かった。分析対象であるサービス産業の10部門のうち、インターネット使用率が貿易に与える効果は、情報通信業、管理・支援サービス業、専門・科学及び技術サービス業、金融・保険業、芸術・娯楽及びレクリエーション業というオンラインでの直接的なサービス供給が可能な部門には明確な効果が見られた。また、サービス規定を含む地域貿易協定の効果は、建設業、情報通信業、卸売・小売業および自動車・オートバイの修理業という3部門に効果が限られた。しかし、その3部門については効果が大きかった。

本稿の問題点は、第1に、2国間の時間で変化しない貿易コストはコントロールしているが、時間で変化する国境効果はコントロールできていない点が挙げられる。第2に、説明変数の地域貿易協定は、時間差を伴う処置 (staggered treatment) であるが、従来のTWFE推定では処置効果の異質性が考慮されていない。そのため、異質性が存在する場合は推定にバイアスが生じる可能性がある点が挙げられる。第3に、サービス規定を含む地域貿易協定の効果については、一部の部門にのみ効果が現れたが、その要因を本研究では解明できていない点が挙げられる。これらの問題を解決することが今後の課題である。

謝辞

本研究は JSPS 科研費 24K04871 の助成を受けたものである。

参考文献

- Anderson, J. E. (1979). A Theoretical Foundation for the Gravity Equation. *American Economic Review*, 69 (1), 106–116.
- Anderson, J. E., & van Wincoop, E. (2003). Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. *American Economic Review*, 93 (1), 170–192.
- Anderson, J. E., & Yotov, Y. V. (2010). The Changing Incidence of Geography. *American Economic Review*, 100 (5), 2157–2186.
- Anderson, J. E., Borchert, I., Mattoo, A., & Yotov, Y. V. (2018). Dark costs, missing data: Shedding some light on services trade. *European Economic Review*, 105, 193–214.
- Armington, P. S. (1969). A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production. *IMF Staff Papers*, 16 (1), 159–178.
- Arkolakis, C., Costinot, A., & Rodríguez-Clare, A. (2012). New Trade Models, Same Old Gains? *American Economic Review*, 102 (1), 94–130.
- Benz, S., Jaax, A., & Yotov, Y. V. (2022). Shedding Light on the Drivers of Services Tradability Over Two Decades. *OECD Trade Policy Paper* No. 264, OECD Publishing.
- Beverelli, C., Fiorini, M., & Hoekman, B. (2017). Services trade policy and manufacturing productivity: The role of institutions. *Journal of International Economics*, 104, 143–158.
- Beverelli, C., Keck, A., Larch, M., & Yotov, Y. V. (2023). Institutions, trade, and development: Identifying the impact of country-specific characteristics on international trade. *Oxford Economic Papers*, 1–26.
- Choi, C. (2010). The Effect of the Internet on Service Trade. *Economics Letters*, 109 (2), 102–104.
- Eaton, J., & Kortum, S. (2002). Technology, Geography, and Trade. *Econometrica*, 70 (5), 1741–1779.
- Freund, C., & Weinhold, D. (2002). The Internet and International Trade in

- Services. *American Economic Review*, 92 (2), 236-240.
- Gurevich, T., & Herman, P. (2018). The Dynamic Gravity Dataset: 1948-2016. USITC Working Paper 2018-02-A. U.S. International Trade Commission
- Heid, B., Larch, M., & Yotov, Y. V. (2021). Estimating the Effects of Non-discriminatory Trade Policies within Structural Gravity Models. *Canadian Journal of Economics*, 54 (1), 376-409.
- Herman, P. R., & Oliver, S. (2023). Trade, policy, and economic development in the digital economy. *Journal of Development Economics*, 164, 103135
- International Telecommunication Union (ITU) (2024). ITU DataHub Accessed December 3, 2024, from <https://datahub.itu.int/query/>
- Lin, Q., & Lin, X. (2023). Unveiling the trade and welfare effects of regional services trade agreements: A structural gravity approach. *Economic Modelling*, 127, 106426.
- Oliver, S. (2023). Services trade, distance, and the internet. SSRN Working Paper No. 4467509.
- Organisation for Economic Cooperation and Development (OECD) (2023). Trade in Value Added (TiVA) 2023 edition Accessed December 1, 2024, from <https://www.oecd.org/en/topics/sub-issues/trade-in-value-added.html>
- Park, I., & Park, S. (2011). Regional Liberalisation of Trade in Services. *World Economy*, 34 (11), 1801-1827.
- Santos Silva, J. M. C., & Tenreyro, S. (2006). The Log of Gravity. *Review of Economics and Statistics*, 88 (4), 641-658.
- United Nations Trade and Development (2024) The United Nations Trade and Development Data Hub Accessed December 5, 2024, from <https://unctad-stat.unctad.org/datacentre/>
- Yotov, Y. V., Piermartini, R., Monteiro, J.-A., & Larch, M. (2016). *An Advanced Guide to Trade Policy Analysis: The Structural Gravity Model*. World Trade Organization (WTO) and UNCTAD.

注

- 1 UNCTADstat (<https://unctadstat.unctad.org/datacentre/>) のデータから引用している。
- 2 Yotov et al. (2016) が近年の構造重力モデルの手法についてまとめている。
- 3 このようなモデルをアーミントン・モデル (Armington (1969)) という。
- 4 国内貿易を含めなければ多重共線性により (7) (8) の推定で $INU_{t,i}$ を識別することはできない。詳しくは Yotov et al. (2016), Heid et al. (2021), Beverelli et al. (2023) を参照。
- 5 (7) (8) においてインターネット使用率の輸出に与える影響と輸入に与える影響は多重共線性により区別して推定することはできない。詳しくは Heid et al. (2021), Beverelli et al. (2023) を参照。
- 6 OECD TiVA 2023 は、付加価値貿易のデータベースであるが、2 国間の物品・サービスの貿易額・生産額のデータも収録されている。
- 7 2000 年以前のデータはインターネット使用率が存在しないため除外し、2020 年も新型コロナウイルス感染症の影響を避けるために除外した。
- 8 以下の部門を除外している。D. 電気、ガス、蒸気及び空調供給業、E. 水供給業、下水処理並びに廃棄物管理及び浄化活動、O. 公務及び国防、強制社会保障事業、P. 教育、Q. 保健衛生及び社会事業、S. その他のサービス業、T. 雇い主としての世帯活動、並びに世帯による自家利用のための分別不能な財及びサービス生産活動。