



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

重要物資の供給制約と輸入調達構造の変化

小橋文子*

obashi@keio.jp

No.26-J-11
2026 年 9 月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30 号

* 慶應義塾大学経済学部

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局(post.pr8@boj.or.jp)までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

重要物資の供給制約と輸入調達構造の変化*

小橋 文子[†]

2026 年 9 月

要旨

本稿は、重要物資の供給制約に対する輸入調達構造の変化を、ウクライナ産ネオンガスの供給停止と中国によるガリウムおよびゲルマニウムの輸出管理を対象に検証する。輸入国別の詳細な品目レベルの貿易データを用いて、対象国への事前依存度による輸入調整の差を三重差分法とイベントスタディで推定した。ウクライナ事例では、事前依存度の高い国ほど供給停止後に既存の代替供給国間で輸入額を再配分し、供給国集中度を一時的に低下させた。一方、中国事例では、中国依存の低下や供給国構成の分散化を示す頑健な変化は確認されなかった。二事例の対比は、供給制約への対応を理解するうえで、制約の発生形態に加え、短期的な代替供給の可能性を考慮する必要性を示唆する。

JEL 分類：F14, F13, F52

キーワード：重要物資、供給制約、輸入調達構造

1 はじめに

半導体をはじめとする製造品のグローバルなサプライチェーンにおいて、生産が特定の国や企業に集中している中間投入財の供給途絶や制限は、その投入財の輸入国に直接影響を与えるだけでなく、国内外の垂直連関を通じて広範に波及しうる。本稿は、サプライチェーンにおける中間投入財の物理的な供給途絶などの供給ショックと、輸出管理などの政策介入による供給の不確実性の高まりを、ともに「供給制約」と捉え、供給制約に直面した輸入国の調整を実証的に検討することを目的とする。とりわけ、半導体製造に不可欠な希ガスや重要鉱物といった経済安全保障上重要な中間投入財を念頭に置き、供給制約の発生後に各国の輸入額や供給国構成にどのような変化がみられるのかを検討する。具体的には、i) 2022 年のロシアによるウクライナ侵攻に伴うウクライナ産ネオンガスの供給停止という物理的な供給途絶と、ii) 2023 年の中国によるガリウムおよびゲルマニウム関連品目の輸出管理を受けた供給の不確実性の高まり、という二つの供給制約の事例を取り上げる。いずれも半導体サプライチェーンにおける重要物資の供給制約に該当するが、その形態は異なる。

供給ショックや供給の不確実性が中間投入財の調達に与える影響についての先行研究では、サプライヤーとの取引関係構築に伴うサンクコストに基づくヒステリシスと、不確実性下のリ

*本稿は、東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局による第 11 回共催コンファレンス「供給制約経済への移行：その含意と課題」（2025 年 11 月 26 日開催）における報告論文を改訂したものである。指定討論者の伊藤萬里氏をはじめ、青木浩介氏、植田健一氏、川口大司氏、工藤教孝氏、倉知善行氏、戸堂康之氏ら、同コンファレンスの参加者から有益なコメントをいただいた。記して感謝の意を表したい。ただし、残された誤りは筆者に帰する。

[†]慶應義塾大学経済学部（obashi@keio.jp）

アルオプシンの視点が強調されている。ヒステリシスの議論によれば、取引関係の構築にサunkコストが伴うため、ショック後も既存関係が維持されやすく、短期的には既存の取引関係を通じた調整が選ばれやすい (Roberts and Tybout, 1997; Macchiavello and Morjaria, 2015)。他方、リアルオプシンの議論によれば、貿易政策の不確実性や地政学的緊張が高まる状況では、新たな供給国からの調達開始や供給国構成の見直しに直ちに着手せず、状況が明らかになるまで待つ「待機のオプション価値」が高まり、まずは様子見をする可能性がある (Dixit, 1989; Handley, 2014)。

本稿では、こうした先行研究の視点を踏まえつつ、供給制約の各事例を、供給途絶と供給の不確実性の高まりのいずれとして現れるかという「供給制約の形態」と、同一投入財を、問題となる供給国以外から短期的にどの程度調達できるかという「短期的な代替供給の可能性」の二つの観点から捉える。後者は、他国の供給余力だけでなく、財の適合性や新たな取引関係の構築に伴う切替え費用にも左右される。そして、各事例について、輸入国×品目×年レベルの貿易データを用いて、三重差分 (difference-in-differences-in-differences: DDD) 推定およびイベントスタディ分析を行う。DDD では、i) 供給制約の発生前後、ii) 供給制約の影響を受ける処置品目と比較対象となる対照品目、iii) 事前期におけるウクライナまたは中国への輸入依存度の差、という三つの差を組み合わせる。これにより、事前依存度が高い輸入国ほど、供給制約の発生後における処置品目の輸入の変化が、対照品目の変化と比べて相対的にどの程度異なるかを推定する。イベントスタディでは、同じ DDD 構造を年別に展開し、調整過程を診断する。供給制約の発生後の輸入国の調整として、具体的には、ウクライナまたは中国からの輸入シェアの低下、その他の供給国間における輸入の再配分、新たな供給国からの調達開始と従来の供給国からの調達停止といった指標を用いて検討する。

主要な結果は以下の通りである。第一に、ウクライナ産ネオンガスの供給停止の事例では、ネオン輸入について、対ウクライナ事前依存度の高い国ほど、供給停止後の最初の通年に供給国集中度が大きく低下する一方、対世界輸入額への統計的に有意な影響は確認されない。ウクライナ以外の供給国の間では輸入額の配分がより均等になり、複数の定義による供給国数の弱い相対的増加が示唆されるものの、新たな国からの調達開始や、それまで調達していた国からの調達停止には統計的に有意な変化は確認されない。これらの結果は、物理的な供給途絶に対して、高依存国が、少なくとも 2023 年の金額ベースでは、主として既存の代替供給国間で輸入額を再配分することにより短期的に調整したことの表れとみることができる。この解釈は、サプライヤー関係の構築に伴うサunkコストのため、新規関係の形成よりも既存関係内での調整が選択されやすいというヒステリシスの議論と整合的である。

第二に、中国のガリウムおよびゲルマニウム輸出管理の事例では、2023 年に中国以外の代替供給国間で一時的な輸入額の再配分と整合的な弱い結果は得られるものの、対中国事前依存度が高い国における中国輸入シェアの相対的低下や、供給国構成全体の分散化を示す頑健な証拠は検出されない。供給国数や、調達の開始と停止にも明確な変化は確認されない。不確実性下でのリアルオプシンの論理に基づく待機行動は、この結果について考えられる解釈の一つである。ただし、本稿の分析では、実際の供給制限が再編を必要とするほど強く実現しなかった可能性や、中国以外の短期的な代替供給余力が乏しかった可能性と区別することはできない。

本稿の貢献は、物理的な供給途絶と政策起因の供給不確実性という性質の異なる二つの供給制約の事例に、共通の分析枠組みを適用し、二事例で観察される輸入調整パターンの違いを記述的に対比させることにある。その際、対象供給国への事前依存度によって輸入調整がどのよ

うに異なるかに着目し、調整マージンとして複数の指標を用いて多面的に検討する。

本稿の構成は次のとおりである。まず次節では、「供給制約の形態」と「短期的な代替供給の可能性」を軸に関連研究を整理する。第3節では、推定方法、および分析に用いる貿易データとデータセットの構築方法について説明する。第4節では、二事例の推定結果を示し、供給制約の性質の違いを踏まえながら考察を行う。第5節では、分析結果を総括したうえで、本稿の限界と政策的含意を述べる。

2 先行研究と分析枠組み

本節では、供給制約に対する輸入調整を理解するため、関連研究を二段階で概観する。まず、第2.1節と第2.2節では、取引関係の構築に伴うサunkコストに基づくヒステリシスと、不確実性下のリアルオプションという二つの一般的な調整メカニズムを整理する。これらの節で参照する実証研究の多くは、輸出市場への参入・退出、需要の急減、あるいは仕向国側の経済・政策不確実性を扱っているが、供給制約に対する輸入調整を考えるための基礎を与える。

そのうえで、第2.3節以降では、供給側に生じたショックを直接扱う研究に加え、供給条件をめぐる不確実性や地政学的緊張が調達行動およびサプライチェーンの再編に与える影響に関する研究へ焦点を移す。具体的には、自然災害による物理的な供給ショック（第2.3節）、関税という実現した調達費用ショック（第2.4節）、貿易政策の不確実性および地政学的緊張に関する研究（第2.5節）を概観する。これらを通じて、「供給制約の形態」と「短期的な代替供給の可能性」という二つの観点の重要性を示したうえで、本稿で取り上げる二つの供給制約の事例に結びつける（第2.6節）。

2.1 国際取引の調整メカニズム（1）：サunkコストに基づくヒステリシス

サプライチェーンにおける供給制約に対する短期的な調整には、少なくとも二つの異なる代替のマージンがある。第一は、同一の投入財を問題となる供給国以外の国から調達する供給国代替であり、本稿でいう「短期的な代替供給の可能性」は主としてこのマージンを指す。第二は、当該投入財を別の投入財や生産工程で置き換える技術的代替であり、投入財間の代替弾力性に関わる調整マージンである。技術的代替が難しいほど、同一投入財の供給国代替の重要性は高まるという意味で、二つのマージンは密接に関連している。

さらに、供給国代替については、他国に増産余力または供給余力があるという潜在的な可能性と、輸入企業がその供給を短期間に実際に利用できるという実現可能性を区別する必要がある。たとえ他国に供給余力が存在していても、投入財の仕様や品質が特殊であったり、サプライヤーの探索に費用がかかったり、専用設備等の関係特殊的な有形資産や関係資本（relational capital）への投資を要したりすれば、短期間で他国からの調達へ切り替えるのは難しい。取引関係の構築に先立って必要となる、固定的で回収困難なサunkコスト（Antràs, 2003; Antràs and Helpman, 2004）の存在が、取引関係の変更や切替えを鈍らせるのである。とくに、オフショアリング¹の場合、複数国からの調達選択は企業の費用関数を通じて相互に依存するため、一国からの調達変更は、他国からの調達量や調達開始を含むグローバルな調達先ポートフォリオ全

¹ 本稿では、標準的な国際貿易理論の慣例に倣い、中間投入財の海外サプライヤーからの調達と、上流工程の「オフショアリング」を同義として扱う。

体との関係で決まる (Antràs et al., 2017)。このような相互依存性に加え、関係特殊的な投資やサンクコストがあるため、少なくとも短期には既存関係を維持したまま調整がなされる可能性が高い。こうした見方から、Antràs (2020) は、供給ショックに対するサプライチェーンの再編は少なくとも短期において限定的であると論じている。

輸出参入に大きなサンクコストがありヒステリシスが生じるという一般的な実証的証拠は、Roberts and Tybout (1997) に遡る。関連する興味深い研究の一つとして、2008 年のケニア大統領選挙後の暴動による深刻な労働力不足を供給ショックとして利用したMacchiavello and Morjaria (2015) は、ショック期の花弁（バラ）輸出企業の出荷と取引関係の継続期間の間に逆 U 字の関係を見出している。評判や関係契約を通じて蓄積された関係資本に価値があり、供給ショック時にも既存関係を維持するインセンティブが働くことを示す実証的証拠である。これは、関係構築のサンクコストを直接識別するものではないが、取引関係の切替えが費用を伴うという議論と整合的である。

供給国代替は、貿易成長分解の関連文献においては、貿易マージンとして捉えられる。たとえば、企業×品目×相手国で取引リンケージを定義する場合、継続リンケージ内の取引額の変化は内延 (intensive margin) であり、貿易成長の残りの部分は、企業そのものの輸出入への参入と退出に加え、継続企業による品目や相手国の追加と削除を含む外延 (extensive margin) と呼ばれる貿易マージンである。後者の外延のうち、新たな相手国とのリンケージの開始は正の地理的外延、従来の相手国とのリンケージの終了は負の地理的外延に相当する。したがって、A 国からの調達を停止し、B 国からの調達を開始するという供給国の切替えも、正負の地理的外延の組合せとして含まれる²。ヒステリシスの議論を踏まえると、短期のショックに対して貿易の内延を通じた調整が重要になると考えられる。

実際、2008–2009 年の「貿易大崩壊 (Great Trade Collapse)」に注目して貿易成長分解を行う先行研究では、内延を通じた調整の重要性が示されている。先駆的な研究として、フランスの企業×品目×仕向国別輸出データを用いたBricongne et al. (2012) は、貿易減少の大部分が、とりわけ大規模輸出企業の継続取引における輸出額の縮小で説明されることを示している。ベルギー企業の輸出入行動を品目×相手国レベルで分析したBehrens et al. (2013) も、輸出入の減少が主として継続する企業×品目×相手国の組合せにおける数量および単価の低下を通じて生じ、企業数、相手国数や品目数の減少の寄与は相対的に小さいことを示している³。これらの研究は、主として需要急減に対する調整を分析するものであり、供給ショックに対する供給国代替を直接的に検討するものではないが、ヒステリシスの含意と整合的な輸出入調整に関する事実を提供している。

² ただし、通常の貿易成長分解は、両者を一件の切替えとして直接対応づけるものではない。また、相手国数だけをみると、国数を変えない一対一の切替えを捉えられない。

³ 同様に、1997 年のアジア通貨危機時の貿易の縮小についても、Bernard et al. (2009) が、米国の輸出入の変化を企業、品目、相手国の追加と削除まで含めて分解し、短期のショックに対する内延を通じた調整の重要性を示している。また、過去の特定のショックではなく、より一般的な見地からも、内延を通じた調整の重要性は確認されている。Martin et al. (2026) は、仕向国の国内総生産 (gross domestic product: GDP) 成長率の顕著な低下に対するフランス企業の輸出調整が主として既存関係内の内延に現れることを明らかにしている。さらに、企業間関係そのものの持続性に注目したMonarch and Schmidt-Eisenlohr (2023) は、米国輸入の 8 割超が既存の企業間関係で生じ、取引が繰り返されるほど取引額と存続確率が高まることを示している。貿易大崩壊期においても、長期的に継続してきた関係は存続確率が相対的に高い。

2.2 国際取引の調整メカニズム (2)：不確実性下のリアルオプション

前小節で述べたヒステリシスは、取引関係の構築にはサンクコストが伴うため、過去の取引状態に応じて調整が異なりうるというメカニズムである。これと密接に関連して、将来の収益や費用に不確実性がある場合には、サンクコストを伴う投資を直ちに実行せず、追加情報を得た後に実行する選択肢を保持できる柔軟性に価値が生じる。本稿では、これを「待機のオプション価値」と呼ぶ。リアルオプションの枠組みは、このような調整タイミングの選択を捉えるものである。市場への参入と退出をこの枠組みで捉える議論は、Dixit (1989) に遡る。

Handley (2014) は、このリアルオプションの論理を国際貿易の文脈に明示的に適用し、理論と実証を結びつけた先駆的研究の一つである。オーストラリア市場への品目別輸入を分析して、世界貿易機関 (World Trade Organization: WTO) の譲許税率 (上限) と適用最恵国 (most-favoured-nation: MFN) 税率の乖離 (いわゆる、tariff water) に基づく指標によって将来の関税引上げに関する不確実性を捉え、こうした不確実性が外国企業によるオーストラリア市場への輸出参入を遅らせることを示している⁴。

Handley and Limão (2017) は、2001 年の中国の WTO 加盟に伴って米国の対中貿易政策の不確実性が低下したことによる影響を分析している。WTO 加盟以前、米国は中国に対する通常貿易関係 (Normal Trade Relations: NTR) 税率の適用を毎年更新しており、仮に更新されなければ高い法定税率、通称「Column 2」税率へ戻る可能性があった。しかし、WTO 加盟を機に米国が中国に恒久的 NTR (Permanent NTR: PNTR) を付与したことで、この Column 2 リスクが低下した。Handley and Limão (2017) は、更新失敗による税率上昇幅を貿易政策の不確実性指標として用い、WTO 加盟前に不確実性の高かった品目ほど、WTO 加盟後に中国から米国への輸出が拡大し、価格指数が低下したという結果を得ている。同研究のモデルでは、不確実性の低下が待機のオプション価値を低下させたことで輸出企業の参入が促されたと説明される。

Carballo et al. (2022) は、2008–2009 年の貿易大崩壊期における米国企業の輸出減少が平均的には主に内延を通じた調整で説明されることを確認したうえで、経済と政策の不確実性の相互作用に注目している。特惠貿易協定 (Preferential Trade Agreement: PTA) の非締結国向け輸出では、締結国向け輸出と比べて外延を通じた輸出減少が大きく、そのかなりの部分が不確実性ショックによって説明されることが強調されている。同研究の理論では、仕向国市場への参入にサンクコストが伴うため、不確実性の高まりは待機のオプション価値を高める。そして PTA は、貿易政策の予見可能性を高めることにより、この待機効果を緩和する役割を果たす。他方、景況悪化は既存リンケージからの退出も増加させうるため、正負の外延がともに変化する。

Martin et al. (2026) は、GDP 成長率の低下への調整が主に内延で生じるのに対し、マクロ経済不確実性の高まりは、新規関係の開始を減少させ、既存関係の終了を増加させることを示している。ただし、その効果は製品別の「関係粘着性 (relationship stickiness)」によって異なる。粘着性の高い製品ほど、新規関係の開始の減少が大きい一方、既存関係の終了の増加は小さい。関係粘着性が高く、サプライヤー間の切替え費用が大きい取引では、企業は新規関係の開始にも既存関係の終了にも慎重になる。この結果は、たとえ代替供給が潜在的に存在するとしても、その利用に関係特種的な投資やサンクコストが伴えば、不確実性下では新たな取引関係の構築を先送りする傾向が強まることを示唆している。

⁴ 貿易政策の不確実性をめぐる同様のリアルオプションの論理は、Pierce and Schott (2016) やCrowley et al. (2018) といった後続の実証研究においても明示的に論じられている。

以上より、代替供給が潜在的に存在するかという問題と、それを企業が直ちに利用するかという問題は区別する必要がある。物理的な供給不足がすでに実現している場合には、調整を待つ余地は小さい。他方、将来の供給制限の厳格さ、対象や持続期間が明らかでない場合には、調達先の切替えを先送りする待機のオプション価値が生じうる。もっとも、不確実性の高まりは、待機行動だけでなく、予防的な在庫積み増しや調達先の多角化を促す可能性もある。よって、不確実性が供給国構成に与える影響の符号は、理論上、必ずしも一意ではない。

2.3 自然災害による物理的な供給ショック

前二節では、主として輸出市場への参入・退出や、仕向国側の経済・政策不確実性を扱う研究から、取引関係の調整に共通するメカニズムを整理した。以下では、本稿の分析対象により近い、供給側に生じたショックに関する実証研究へ焦点を移す。自然災害は、生産設備、労働力や物流網に直接的な損害を与え、実際の供給途絶や供給減少を生じさせる外生的なショックとして、サプライチェーンを通じた伝播と調整を検討するために用いられてきた。関連文献では、他国に同一投入財の供給余力があるかという供給国間の代替だけでなく、投入財を別の投入財や生産工程で置き換えられるかという技術的な代替可能性が、ショックの波及を左右することを示している。後者は、取引関係の構築に伴うサンクコストとは異なる経路であるが、いずれも短期的な調整の余地を小さくしうる。

Barrot and Sauvagnat (2016) は、米国上場企業の主要な顧客とサプライヤーの関係と、サプライヤー側の自然災害をショックとして用い、特殊性 (specificity) の高い投入財を供給するサプライヤーが被災したときほど、その顧客の売上高が大きく減少することを示している。また、負の影響は同じ顧客に納入する他のサプライヤーにも波及する。関連して、Boehm et al. (2019) は、2011 年の東日本大震災をショックとして、日本から投入財を輸入する米国企業への波及を分析している。日本からの輸入投入が減少すると、米国における産出もほぼ同時に低下するという、日本からの輸入投入とその他の投入との短期的な代替弾力性が低いことを示す実証的証拠を得ている。これらの二つの研究結果は、投入財の特殊性や技術的な補完性がショックの波及を強めることを示唆する。

他方で、Freund et al. (2022) は、東日本大震災後の自動車産業と電子産業を対象にした分析で、リショアリング（国内への生産回帰）やニアショアリング、日本以外の供給国全体にわたる広範な分散化は確認されないとしつつも、対日依存度がとくに高かった品目では一部の輸入が新たな供給国からの調達へ切り替わったことを示している。これは、物理的な供給ショックに対する調整が常に輸入の内延に限られるわけではないことを示す興味深い事実である。他国に供給余力があり、輸入企業がその国の供給者から短期間に調達を開始できる場合には、新たな供給国からの調達開始という外延的な調整も生じうることを示唆している。

加えて、グローバルなサプライチェーンの国境をまたいだネットワーク構造は、ある投入財の供給制約がその輸入国に直接影響を与えるだけでなく、複雑に入り組んだ垂直連鎖を通じて国内外にも広く波及しうることを意味する。Carvalho et al. (2021) は、東日本大震災による局所的な生産ショックがサプライチェーンのネットワークの上流だけでなく下流にも伝播し、マクロレベルの生産にまで影響したことを明らかにしている。サプライネットワークの連結性は、平時における効率性を高める。しかし、ひとたび代替が難しい投入財の供給が途絶すると、その緊密な連結性ゆえに、局所的なショックがネットワーク全体へ増幅しうる。

2.4 関税による調達費用ショック

関税は、自然災害のように物理的に供給を途絶させるわけではないが、その施行後は輸入企業が直面する政策起因の調達費用ショックとなる。2018–2019 年の米国の対中関税を利用した先行研究は、実現した調達費用の上昇に対して、既存関係内の取引額と、輸入企業 × 品目 × サプライヤーの組合せの開始および終了がどのように調整されるかを明らかにしてきた。

Handley et al. (2024a) は、米国の企業情報と貿易関係を接続した通関データを用い、追加関税対象品目の輸入減少が、米国企業の輸入市場からの退出、米国の顧客と外国のサプライヤーとの関係の終了、新規関係形成の減少という外延によって主に説明されることを示している。しかし、輸入が少数のサプライヤーに集中していた品目では、追加関税後の輸入減少が相対的に小さい。サプライヤーが集中する品目では、代替サプライヤーが少ないことに加え、既存関係への依存や切替え費用が大きい可能性があり、外延での調整余地が限られるという解釈と整合的である。

Monarch and Schmidt-Eisenlohr (2023) は、同じ対中関税期の企業間取引関係の存続確率を関係年齢別に検討している。貿易大崩壊期には長期的な関係が相対的に維持されたのに対し、対中関税期には広い関係年齢で存続確率が低下した。ただし、低下は若い関係ほど大きい。関係資本の蓄積が小さい若い関係ほど解消されやすいという結果は、同じ調達費用ショックに直面しても、関係特殊的投資の大きさによって内延・外延を通じた調整の重要性が異なることを示唆する。

さらに、関税ショックは直接の輸入国にとどまらず、サプライチェーンの垂直連関を通じて第三国へ波及する。Hayakawa et al. (2024) は、米国の中国からの輸入減少が、中国の機械関連輸出産業へ中間投入財を供給する日本、韓国、台湾などの第三国からの輸出を減少させたことを示している。この結果は、下流の輸出プラットフォームに対する需要減少が上流へ伝播することを示すとともに、短期的には生産関係や調達関係を組み替えるよりも、既存のサプライチェーン内の取引額を縮小する調整が生じうることを示している。

2.5 貿易政策の不確実性と地政学的緊張

供給制限が実際の供給途絶や減少として直ちに現れなくても、将来の関税、輸出管理、制裁やその他の政策介入の可能性が高まれば、企業が直面する供給条件は不確実になる。サプライチェーンに組み込まれた企業では、新たなサプライヤーとの関係構築や生産拠点の新設や移転に sunk cost が伴うため、政策運用に関する追加情報が得られるまで大規模な再編を先送りする待機のオプション価値が生じうる。第 2.2 節で取り上げた貿易政策不確実性の研究は、主として、仕向国の将来の貿易政策に直面する輸出企業の市場参入を分析していた。これに対し、輸入企業の調達行動を考えるうえでは、外国産投入財の将来の調達費用や利用可能性をめぐる不確実性が重要となる。

供給をめぐる不確実性が調達先の再編に与える影響を直接検証した研究はなお限られているが、Handley et al. (2024b) は、中国の WTO 加盟をショックとして利用して、中国側の輸入関税コミットメントが中間投入財の選択に与えた影響に注目する。関税コミットメントによって将来の関税に関する不確実性が低下すると、中国企業が新たな輸入投入財を採用する確率が上昇し、とくに過去の関税が高く政策反転のリスクが大きかった品目でその効果が強いことを示している。

地政学的緊張は、輸入投入財の採用だけでなく、サプライチェーンを構成する生産拠点の地理的配置とも関連しうる。Aiyar et al. (2024) は、国連総会の投票行動に基づく二国間の「地政学的距離」が大きいほど海外直接投資（foreign direct investment: FDI）フローが少なく、その関係が2018年以降、とくに半導体、通信、グリーン移行関連機器、医薬品原料や重要鉱物などの戦略産業で強いことを示している。政策不確実性や調達先の選択を直接分析した論文ではないが、この結果は、FDIが地政学的な境界に沿って再編されつつあることを示すとともに、企業が将来の輸出管理、制裁や関税などのリスクを生産拠点の立地決定や調達先の選択に織り込んでいるという解釈と整合的である。

2.6 分析枠組み：供給制約の形態と短期的な代替供給の可能性

以上、第2.1節と第2.2節では、取引関係の調整に関する一般的なメカニズムを整理し、第2.3節から第2.5節では、供給ショックおよび供給条件の不確実性に関する実証研究を概観した。これらの研究からは、供給制約が物理的な供給途絶として実現しているのか、将来の供給制限をめぐる不確実性の高まりとして現れているのかという「供給制約の形態」と、同一投入財を問題となる供給国以外の国から短期的にどの程度調達できるかという「短期的な代替供給の可能性」の二つの観点が重要であることが分かる。後者は、他国の供給余力、仕様や品質の適合性、関係特殊性や、新たな調達関係の構築に伴うサンクコストに左右される。これとは別に、他の投入財や生産工程への技術的な代替可能性も短期的な調整余地を左右し、技術的代替が難しいほど供給国代替の重要性は高まる。

この整理に照らすと、本稿で注目するウクライナ事例では、供給途絶がすでに実現しており、将来の最適行動を見極めるための追加情報が得られるまで調整を先送りする余地は小さい。他方、2014年のクリミア危機後、一部の半導体メーカーはネオンの調達先を多様化し、中国や米国でも生産能力が拡大されたため、2022年の供給ショック以前にウクライナ以外の代替供給源も一定程度存在していた（DeCarlo and Goodman, 2022; World Trade Organization, 2022）。これに対し、もう一つの中国事例では、2023年8月にガリウムおよびゲルマニウム関連品目の輸出許可制が施行されたものの、一律の輸出禁止ではなく審査後の輸出許可を前提とし、実際に一部申請が承認された⁵。つまり、輸出許可制への政策変更そのものは実現したものの、供給制限の厳格さ、対象および持続期間は政策運用に依存した。また、ガリウムおよびゲルマニウムの世界供給は中国に大きく集中しており、中国以外の供給余力には短期的な制約がある（Nassar et al., 2024）。

もっとも、以上は外部資料に基づく位置づけであり、本稿が不確実性、供給余力、技術的な代替弾力性や調達先の切替え費用を直接推定するものではない。しかしながら、二つの供給制約の性質の違いを「供給制約の形態」と「短期的な代替供給の可能性」という二つの観点から捉え、サプライチェーンにおける輸入調整のあり方を比較することの有用性を示唆している。次節以降では、輸入国別の貿易データから観察できる実現した調整、すなわち、各事例の対象供給国（ウクライナまたは中国）からの輸入シェアの変化、既存の代替供給国間における輸入の再配分、新たな供給国からの調達開始と従来の供給国からの調達停止に焦点を絞って検討していく。

⁵ 中国商務部は、施行後に一部のガリウムおよびゲルマニウム関連品目の輸出申請を承認し、輸出許可を付与したと説明している。Ministry of Commerce of the People's Republic of China, "Regular Press Conference (November 30, 2023)," https://english.mofcom.gov.cn/News/PressConference/art/2023/art_cd46d6e56bb6486a928ea2f16182ae90.html (2023年7月31日閲覧)

3 推定方法と使用するデータ

本節では、二つの供給制約の発生後にみられる輸入調整を共通の枠組みで比較するための推定方法とデータを説明する。まず、各事例の対象供給国への事前依存度に応じた反応の違いを三重差分（DDD）で、年次の調整過程をイベントスタディで捉える推定方法を示す（第 3.1 節）。平均処置後係数の主仕様では推定期間を各供給制約の発生直前の年から発生後数年までに限定し、全期間推定は事前係数と年次の調整過程を確認するための診断に位置づける。次に、各国の輸入額および供給国構成に注目して⁶、アウトカム変数を定義したうえで（第 3.2 節）、ウクライナ事例（第 3.3 節）と中国事例（第 3.4 節）について、処置品目・対照品目の設定、使用する輸入データ、および分析用データセットの構築方法を説明する。最後に、各推定で用いる事前依存度の分布を輸入国単位で示す（第 3.5 節）。

3.1 DDD 推定

供給制約が輸入に与える影響を、輸入国 × 品目 × 年の対世界輸入データに DDD を適用して推定する。推定式の基本形は以下のとおりである。

$$y_{igt} = \beta(\text{Post}_t \times \text{Treated}_g \times \text{Exposure}_i) + \alpha_{ig} + \alpha_{it} + \alpha_{gt} + \varepsilon_{igt}. \quad (1)$$

被説明変数 y_{igt} は、輸入国 i の年 t における品目 g の輸入のアウトカムの指標である。主要な輸入アウトカム変数は、金額ベースの供給国別輸入シェアの集中度を表すハーフィンダール・ハーシュマン指数（Herfindahl–Hirschman Index: HHI）、ならびに対世界輸入額の対数値である。ウクライナ事例ではロシアの侵攻に伴ってウクライナ産ネオングスの供給が停止した 2022 年以降を、中国事例では中国商務部がガリウムおよびゲルマニウム関連品目の輸出管理を施行した 2023 年以降を $\text{Post}_t = 1$ とする。 Treated_g は、供給制約の対象品目、すなわち処置群の場合に 1 の値をとる処置ダミー変数で、対象外の品目、すなわち対照群の場合には 0 の値をとる。 Exposure_i は、事前期間における対象供給国（ウクライナまたは中国）からの輸入シェアである。 V_{ijgt} を輸入国 i の年 t における品目 g の供給国 j からの輸入額とすると、輸入国 i の事前依存度 Exposure_i は、事前期間 P における処置品目群 G の対象供給国 c からの輸入額合計を、同期間の対世界輸入額合計で除して、次のように算定する。

$$\text{Exposure}_i = \frac{\sum_{t \in P} \sum_{g \in G} V_{icgt}}{\sum_{t \in P} \sum_{g \in G} \sum_j V_{ijgt}}. \quad (2)$$

本稿では、これを「対象供給国への事前依存度」と呼び、供給制約の影響を受けうる程度を表す連続指標として用いる。 α_{ig} 、 α_{it} 、 α_{gt} は、それぞれ輸入国 × 品目、輸入国 × 年、品目 × 年の固定効果を表す。

注目する DDD 係数 β は、i) 供給制約の発生前後、ii) 供給制約の影響を受ける処置品目群と比較対象となる対照品目群、iii) 輸入国間の事前依存度の差、という三つの差を組み合わせ、対象供給国への事前依存度が高い輸入国で、供給制約発生後の処置品目の輸入の変化が対照品目に比べてどのように異なるかを捉える。なお、低次項は固定効果によって吸収される。推定式

⁶ 第 2 節で概観したとおり、国内外の垂直連関を通じたサプライチェーン全体への波及も先行研究では指摘されているが、使用可能なデータの制約から、本稿では投入財の供給制約が輸入に与える直接的な影響に焦点を当てる。

では Exposure_i を割合で表すため、 β は事前依存度が 1、すなわち 100 パーセントポイント (pp) 異なる場合の効果に対応する。以下の推定結果を示す表および図では、解釈しやすいように、事前依存度が 10pp 高い場合の効果として 0.1β に換算して報告する。識別には、供給制約が発生しなかった場合、処置品目と対照品目の輸入アウトカム変数の差の推移が、固定効果で調整した後には事前依存度と系統的に相関しないという仮定（条件付き平行トレンド仮定）を要する。この仮定を直接検証することはできないが、全期間のイベントスタディ分析における事前期の年別係数を限定的な診断として用いる。

平均処置後係数の主仕様では、ウクライナ事例を 2021–2024 年、中国事例を 2022–2024 年に限定し、各供給制約の発生直前の年を DDD の基準年とする。このように推定期間を限定することで、長い事前期間にわたる事前依存度別の趨勢を平均処置後係数が取り込むことを抑える。この主仕様で用いる式(2)の事前依存度 Exposure_i は、ウクライナ事例では $P = \{2019, 2020, 2021\}$ 、中国事例では $P = \{2020, 2021, 2022\}$ を事前期間とする。また、代替的に、COVID-19 の影響が大きかった 2020 年を除いた事前期間に基づいて計算した事前依存度も用いる。なお、主仕様の事前依存度には DDD の基準年（ウクライナ事例では 2021 年、中国事例では 2022 年）が含まれるため、基準年におけるウクライナまたは中国からの高い輸入シェアからの機械的な平均回帰が係数に現れる可能性がある。そこで、感度分析として、3 年間という事前依存度の算定期間の長さを保ったまま、1 年前倒しして基準年との重複をなくした仕様、さらに 1 年前倒しした仕様も追加的に検討する。いずれも輸入アウトカム変数の推定期間、標本、固定効果および 10pp 尺度は主仕様から変更しない。

別途、利用可能な全期間について、式(1)の Post_t を各年ダミーに置き換えたイベントスタディを推定し、供給制約発生後の調整タイミングを診断する。イベントスタディでは、以下の式(3)の基準年 t_0 を、ウクライナ事例では 2021 年、中国事例では 2022 年とする。主仕様の事前依存度は、いずれの事例でも相対年（ $= t - t_0$ ） -2 から 0 の輸入額を用いて算定する。このため、算定期間に含まれる相対年 -2 および -1 の年別係数は、事前依存度と機械的に関連しうる（相対年 0 は基準年として省略される）。そこで、正式な事前係数検定には、事前依存度の算定期間と重ならない相対年 -4 および -3 のみを用い、両係数の共同ゼロ仮説を検定する。

$$y_{igt} = \sum_{\tau \neq t_0} \beta_{\tau} (\mathbf{1}\{t = \tau\} \times \text{Treated}_g \times \text{Exposure}_i) + \alpha_{ig} + \alpha_{it} + \alpha_{gt} + \varepsilon_{igt}. \quad (3)$$

DDD およびイベントスタディの推論では、輸入国単位のクラスター標準誤差を報告し、少数クラスターに対応するため、Webb 重みを用いた 9,999 回のワイルドクラスターブートストラップ（wild cluster bootstrap: WCB）による p 値と 95% 信頼区間を主要な判断に用いる。クラスター数は、以下で詳述するように、ウクライナ主仕様が 24、中国主仕様が 6 と限定的である。非連結または非有界の信頼区間は数値上の上下限へ無理に要約せず、そのまま報告する。

3.2 輸入アウトカム変数

主要な輸入アウトカム変数として、年 t における輸入国 i の品目 g の対世界輸入額の対数値に加えて、金額ベースの供給国別輸入シェアの集中度を表す HHI を用いる。年 t における輸入国 i の供給国 j からの品目 g の輸入額を V_{ijgt} 、その供給国 j が当該の対世界輸入額に占めるシェ

アを s_{ijgt} とすると、

$$s_{ijgt} = \frac{V_{ijgt}}{\sum_j V_{ijgt}}, \quad \text{HHI}_{igt} = \sum_j s_{ijgt}^2$$

と HHI を定義できる。しかし、このように定義された HHI の変化、または HHI に対する推定係数の符号だけでは、新たな供給国からの調達開始や、既存の代替供給国間における輸入額の再配分が生じたかを判別することはできない。そこで、各事例の対象供給国自身の輸入シェアと、対象供給国を除外して計算した HHI も用いる。後者は、除外する当該供給国を c として、

$$\text{HHI}_{igt}^{(-c)} = \sum_{j \neq c} \left(\frac{V_{ijgt}}{\sum_{k \neq c} V_{ikgt}} \right)^2$$

と定義し、残りの供給国のシェアを再正規化して集中度を計算する。

このほか、追加指標として、供給国数、HHI 換算供給国数、最大供給国シェア、そして、新たな供給国からの調達開始、従来の供給国からの調達停止などを用いて、供給国構成の変化を複数の側面から記述する。年 t における輸入国 i の品目 g の供給国数は、二国間輸入額が正の供給国 j の数である。HHI 換算供給国数は、HHI の逆数である。観察された輸入額シェアと同じ HHI になるように、各供給国が等しいシェアを持つと仮定した場合の仮想的な供給国数を表す。定義より、全供給国のシェアが等しい場合には実際の供給国数と一致し、シェアの偏りが大きいほど実際の供給国数を下回る。派生形として、対象供給国を除く HHI 換算供給国数は、対応する $\text{HHI}_{igt}^{(-c)}$ の逆数である。最大供給国シェアは、 $\max_j s_{ijgt}$ である。対象供給国を除く指標では、それぞれ当該国を除いた輸入額でシェアを再正規化したうえで最大値をとる。

調達開始は、同じ輸入国と品目について、 $t-1$ 年と t 年の輸入額がともに観察され、供給国別輸入額が $t-1$ 年の 0 から t 年の正の値へ変化する場合、調達停止は正の値から 0 へ変化する場合とする。調達再開は、調達開始のうち、 $t-1$ 年より前に正の輸入が観察される場合を指す。初回調達は、観測期間において、それ以前に正の輸入が全く観察されない場合を指す。併せて、輸入額シェア 1% を閾値とする、調達開始と調達停止のより厳しい定義も用いる。輸入額シェアが 1% 基準を下から上へ、または上から下へ越えたかによって開始・停止を判定するものである。調達開始国のシェアは、対象供給国以外で調達を開始した供給国からの当年輸入額が当年対世界輸入額に占める比率、調達停止国の前年シェアは、当年に調達を停止した対象供給国以外の供給国からの前年輸入額が前年対世界輸入額に占める比率である。

3.3 輸入品目分類と輸入データ：ウクライナ事例

ウクライナ事例では、ネオンガス供給停止という物理的な供給途絶に注目する。ただし、国際共通の「商品の名称及び分類についての統一システム（Harmonized Commodity Description and Coding System: HS）」の 6 桁分類では、ネオンガスを単独で特定できない。各国の関税細分類（National tariff line: NTL）においても、ネオンガス単独の NTL コードが存在する国は、アラブ首長国連邦（2018 年、2019 年のみ）、韓国（2024 年以降のみ）、サウジアラビア、トルコなどに限られる。そこで、本稿のネオンガス輸入の分析における処置品目は、HS 6 桁コード 2804.29 に含まれる希ガスのうち、「ネオン、クリプトン、キセノンの束」として定義する。希ガスとは、ヘリウム、ネオン、アルゴン、クリプトン、キセノン、ラドンの 6 つの元素の総称で、HS 2804.29 は「アルゴン以外の希ガス」として国際共通で定義されている。HS 2804.29 のうち、ヘ

リウム（He）に関してはたびたび世界的な供給不足が問題となるが、2022 年にも米国連邦政府の基幹設備の長期停止、ロシア Gazprom の新規設備稼働遅延などの要因が重なり、ヘリウム固有の供給ショックが発生している。本稿で識別しようとするウクライナのネオンガス供給停止の影響への混入を避けるため、ヘリウムは処置品目から（対照品目からも）除外する。また、ラドンは、放射性ガスであるという特性上、輸入は一般的には行われていない。

そこで、まず、事前期 2019–2021 年の HS 2804.29 「アルゴン以外の希ガス」の世界輸入額の 95% を占める上位輸入国 36 カ国を候補国集合とし、そのうち、HS 2804.29 の下位 NTL でヘリウム単独コードが存在する 24 カ国を主サンプル国とする⁷。これら 24 カ国については、「アルゴン以外の希ガス」からヘリウムを除外した、「ネオン（Ne）、クリプトン（Kr）およびキセノン（Xe）の束」（以下、Ne/Kr/Xe）の輸入データを NTL レベルで取得することができる。各国の NTL コードは、付表1に示す。サウジアラビアとトルコについては、前述のとおり、Ne 単独の NTL コードが存在するので、それと「Kr/Xe」に対応する NTL コードを合算して、「Ne/Kr/Xe」として使用する。それ以外の国については、「Ne/Kr/Xe」に対応する単独の NTL コードを用いる。

NTL レベルのデータ上の制約から、処置品目にはネオンだけでなくクリプトンおよびキセノンも含まれる点には留意が必要である。ウクライナはネオンの主要供給国であるが、クリプトンについても世界供給の 4 割を占めると報じられている。また、ネオン、クリプトン、キセノンのいずれも鉄鋼向けなどの工業用酸素製造の副産物として得られる。しかし、世界生産量はネオンがクリプトンのおよそ 3 倍、キセノンのおよそ 30 倍とされ、市場規模としてはネオンが圧倒的に大きい（Georgitzikis and D’Elia, 2022）。こうした事情から、本稿では「Ne/Kr/Xe」の輸入データをネオン輸入の代理変数として扱う。対照品目には、HS 2804.21 として単独で特定できるアルゴン（Ar）を用いる。アルゴンは半導体製造プロセスで使用される希ガスである一方、ウクライナのネオンガス供給停止とは関係しないため、対照品目として適切である。

ウクライナ事例の分析用データセットの構築にあたっては、処置品目「Ne/Kr/Xe」と対照品目 Ar について、主サンプル 24 カ国それぞれの NTL コードに基づき、2017–2024 年における年次の二国間輸入データを国際貿易センター（International Trade Centre: ITC）の Trade Map から収集する。各国の輸入統計に基づく報告値のみを取得し、ミラーデータ（mirror data）は用いない。輸入数量には、輸入国や年によって欠損値が多くみられることから、本稿の分析は金額ベースのみで行う。二国間輸入の金額データのうち、輸入相手国が地域合算または特殊コードである場合や、自国を相手国とする場合など、実質的な二国間貿易フローとはみなせない観測値は除外する。また、サンプル期間・サンプル国のうち、輸入国×品目×年の対世界輸入額が欠損値となっている（輸入統計で報告されていない）場合は、0 として補完することはしない⁸。一方、対世界輸入額が報告されている輸入国×品目×年の組合せでは、正の輸入額が記録されていない供給国については、調達開始と調達停止の判定において 0 として扱う。

⁷ 主サンプル 24 カ国は、アイルランド、イタリア、イラン、インド、英国、オーストリア、オランダ、ギリシャ、サウジアラビア、スウェーデン、スペイン、タイ、チェコ、デンマーク、ドイツ、トルコ、日本、ハンガリー、フランス、米国、ベルギー、ブラジル、ポーランド、ポルトガルである。なお、イランについては、2024 年のデータが欠損しているため、感度分析ではサンプルから除外する。上位輸入国 36 カ国は、前出の 24 カ国に加え、アラブ首長国連邦、イスラエル、インドネシア、オーストラリア、韓国、シンガポール、スイス、台湾、中国、フィリピン、香港、マレーシアである。

⁸ 該当するのは、2024 年のイランのデータのみである。

3.4 輸入品目分類と輸入データ：中国事例

中国事例では、ガリウムおよびゲルマニウムの輸出許可制への移行という供給の不確実性の高まりに注目する。2023年8月1日に施行されたガリウムおよびゲルマニウム関連品目の輸出管理の対象には、未加工金属（HS 8112.92）、加工金属（HS 8112.99）、化合物（HS 2850.00、2825.90、2853.90、2842.90、2825.60、2827.39）、ウエハ（HS 3818.00）、その他（HS 3825.69）が含まれている⁹。このうち、本稿の分析では、非半導体用途との混在が少なく、品目を特定しやすい未加工金属（塊、くずおよび粉）のみを分析対象とする。

未加工金属のコード HS 8112.92 は、2022 年に（国際共通の）品目の定義および対象範囲の改訂があった。そこで、まず、改訂の影響を受けない 2021 年以前（2019–2021 年）を事前期として、HS 8112.92 の世界総輸入額の 95% を占める上位輸入国 11 カ国を候補国集合とし、そのうち、HS 8112.92 の下位 NTL でガリウム（Ga）またはゲルマニウム（Ge）の単独コードが存在する国は 8 カ国ある¹⁰。Ga と Ge を処置品目群として、対照品目群には、同じく HS 8112.92 の下位 NTL として単独コードが多く存在するインジウム（In）とバナジウム（V）を用いる。各国の NTL コードは、ウクライナ事例で注目する希ガスのコードとともに、付表1に示す。なお、上述の HS 6 桁分類の 2022 年改訂は、NTL レベルにおける Ga、Ge、In、V の 4 つのコードの定義および対象範囲の変更を伴わないため、2022 年をまたいだ接続が可能である。

中国事例では、ウクライナ事例と異なり、独立した NTL コードで定義される複数の品目を分析対象とするため、事前依存度の定義をプール仕様と品目別係数仕様に分けて検討する。後者では、ガリウムとゲルマニウムで用途構成や対中依存度のパターンが異なる可能性を考慮する。プール仕様では、式(2)の $Exposure_i$ は、事前期（主仕様では $P = \{2020, 2021, 2022\}$ ）における Ga と Ge 合算（ $G = \{Ga, Ge\}$ ）の対中国輸入シェアとして定義する。品目別係数仕様では、Ga 単独の $Exposure_{i,Ga}$ と Ge 単独の $Exposure_{i,Ge}$ をそれぞれの対中国輸入シェアとして定義し、両者に対応する交差項を同時に含め、品目別係数を許容して以下の式を推定する。

$$y_{igt} = \beta_{Ga}(\text{Post}_t \times \mathbf{1}\{g = Ga\} \times Exposure_{i,Ga}) + \beta_{Ge}(\text{Post}_t \times \mathbf{1}\{g = Ge\} \times Exposure_{i,Ge}) + \alpha_{ig} + \alpha_{it} + \alpha_{gt} + \varepsilon_{igt}. \quad (4)$$

中国事例の分析用データセットの構築にあたっては、処置品目の Ga と Ge、対照品目の In と V の 4 つすべての NTL コードの輸入データを報告している輸入国 6 カ国（イタリア、英国、ドイツ、フランス、米国、ベルギー）にサンプル国を限定する。これは、プール仕様においては Ga と Ge を合算する必要があるためであり、品目別係数仕様においては Ga と Ge の係数を同一の回帰式において同時に推定し、両係数の等値検定を、サンプル国および対照品目構成を揃えたうえで行うためである。各国 NTL コードに基づき、2018–2024 年における年次の二国間輸入データを ITC Trade Map から収集する。輸入データの事前処理や欠損値の扱いについては、ウクライナ事例と同様である。

⁹ 対象品目の HS コードは、日本貿易振興機構（JETRO）「最近の輸出管理法の運用動向（2023 年 9 月時点）」を参照した： https://www.jetro.go.jp/ext_images/_Reports/01/2bb487e289f975b3/20230019_01.pdf（2025 年 11 月 14 日閲覧）

¹⁰ Ga 単独コードが存在するのは、イタリア、英国、ドイツ、フランス、ベルギー、米国の 6 カ国、Ge 単独コードが存在するのは、イタリア、英国、台湾、ドイツ、日本、フランス、米国、ベルギーの 8 カ国である。

3.5 分析サンプルにおける事前依存度の分布

表1は、推定に用いる各事例の対象供給国への事前依存度の分布を、事前依存度が定義される輸入国単位で示す。同一の事前依存度は各輸入国の複数年、複数品目の分析用サンプルに共通して割り当てられるため、記述統計は観測単位ではなく、各輸入国を1回ずつ数える無加重集計として算出する。表には、主仕様および COVID-19 の影響が大きかった 2020 年を除いて算定する仕様を掲載する。算定期間を前倒しする感度分析で用いる期間は表 6 に示す。中国事例については、Ga と Ge を合算するプール仕様に加え、品目別係数仕様で用いる Ga および Ge それぞれの事前依存度も示す。

主仕様では、ウクライナ事例の 24 カ国のうち、対ウクライナ事前依存度が正の値をとるのは 12 カ国である。平均は 6.98%、中央値は 0.07%、範囲は 0–54.46% であり、事前依存度がゼロの国が半数を占める一方、正の依存度にも大きなばらつきがある。これに対し、中国事例のプール仕様では、6 カ国すべてで対中国事前依存度が正であり、平均は 43.29%、中央値は 42.69%、範囲は 3.25–73.57% である。品目別には、Ga の事前依存度が正の国は 6 カ国中 4 カ国であるのに対し、Ge では全 6 カ国で正であり、分布にも品目間の違いがみられる。2020 年除外仕様、および、別途確認したところ、算定期間を前倒した仕様でも、こうした二事例間の基本的な分布の違いは維持されている。

4 推定結果

本節では、まずウクライナ事例（第 4.1 節）、次いで中国事例（第 4.2 節）について、供給制約発生前後の短期間に分析対象を限定した DDD 推定と、全サンプル期間を対象とするイベントスタディの結果を示す。続く第 4.3 節では、両事例について、事前依存度の定義に関する感度分析および追加的な輸入調整指標の結果を示す。第 4.4 節では、各事例の対象供給国からの輸入シェアの変化、当該国以外の供給国間における輸入額の再配分、ならびに供給国集合の変化を区別しながら、両事例で観察された短期的な輸入調整を比較する。

4.1 ウクライナ事例

表2は、式(1)を用いて、「Ne/Kr/Xe」（ネオン輸入の代理変数）を処置品目、Ar を対照品目とし、推定期間を 2021–2024 年に限定した DDD 推定の結果を示す。報告されている各係数は、対ウクライナ事前依存度が 10pp 高い輸入国ほど、2022 年のウクライナ産ネオンガスの供給停止後に、「Ne/Kr/Xe」の各輸入アウトカム変数が Ar との比較でどのように相対的に変化したかを表す。主仕様は、サンプル輸入国 24 カ国（ $N = 190$ ）を対象とする。頑健性確認として、サンプル期間 2017–2024 年のすべての年について「Ne/Kr/Xe」と Ar の輸入額が観察される輸入国 23 カ国に限定した推定も併せて行う（ $N = 184$ ）。いずれも輸入国 × 品目、輸入国 × 年、品目 × 年の固定効果を含み、WCB によって推論する。

推定期間を限定した DDD の主仕様（24 countries, Primary exposure）では、HHI に対する平均処置後係数は -0.0306 （WCB $p = .105$ ）、ウクライナからの輸入シェアに対する係数は -0.0813 （ $p = .062$ ）、ウクライナを除く HHI に対する係数は -0.0362 （ $p = .114$ ）、対世界輸入額の対数値に対する係数は -0.0414 （ $p = .753$ ）である。ウクライナからの輸入シェアの係数は 10% 水準で統計的に有意に負であり、対ウクライナ事前依存度が高い国ほど、供給停止後に「Ne/Kr/

Xe」のウクライナ輸入シェアが対照品目（Ar）との比較で平均的に 8.13pp 大きく低下したことを示す。一方、HHI およびウクライナを除く HHI の点推定値はいずれも負であり、供給国集中度の低下と整合的な方向にある。ただし、 p 値は 10% をわずかに上回っており、供給停止後に分散化が生じたことを示す強い証拠は得られない。対世界輸入額についても、統計的に有意な平均処置後係数は確認されず、総輸入規模が変化したことを示す証拠はない。23 カ国にサンプルを限定した場合にも、平均処置後係数の符号および統計的有意性はおおむね同様である。また、2020 年を除いて算定した代替的な事前依存度を用いた場合には、ウクライナ輸入シェアに対する平均処置後係数は 5% 水準でも統計的に有意となり、同シェアに対する負の平均処置後係数が事前依存度の定義を変更しても維持されることが確認される。

式(3)を用いた全期間対象のイベントスタディの結果は、表3および図1に示されている。各年の係数は、対ウクライナ事前依存度が 10pp 高い輸入国ほど、「Ne/Kr/Xe」の各輸入アウトカム変数が、対照品目との比較で、基準年（2021 年）からどのように相対的に変化したかを表す。供給停止後、ウクライナからの輸入シェアの年別係数は、2023 年に 10% 水準で、2024 年に 5% 水準で有意に負であり、表2の平均処置後係数と対応している。対世界輸入額については、統計的に有意な年別係数は検出されない。

興味深いのは、HHI の年別係数である。2022 年に -0.0258 ($p = .315$)、2023 年に -0.0562 ($p = .043$)、2024 年に -0.0121 ($p = .657$) と推移している。点推定値でみると、対ウクライナ事前依存度が高いほど生じた相対的な HHI の低下は、供給停止後最初の通年である 2023 年に限定され、2024 年には点推定値の絶対値が縮小して統計的に有意ではなくなっている。ウクライナを除く HHI についても、同様の年別推移が確認される。したがって、対ウクライナ事前依存度が高いほど、供給停止後、ウクライナからの輸入シェアが 2023 年、2024 年と基準年よりも相対的に低下する一方、2023 年には供給国構成が分散化し、ウクライナ以外の供給国間においても相対的に均等に輸入額が配分されている。しかし、2024 年にかけて持続的に供給国構成が分散化したことを示す証拠は得られない。なお、HHI に関する処置前係数（2017 年、2018 年）の共同ゼロ仮説は棄却されず ($p = .966$)、平行トレンド仮定に反する事前トレンドは確認されなかった。この結果は、平行トレンド仮定と整合的である。HHI が、供給停止後、2023 年にのみ有意に低下し、2024 年には点推定値の絶対値が縮小して非有意となる年別推移は、図1でも確認できる。基準年比で、HHI の年別係数の点推定値は供給停止が生じた 2022 年に負となり、2023 年に最も大きな負の値をとる。2024 年には点推定値がゼロ近傍まで戻っている。この年別推移の形状は、対ウクライナ事前依存度が高い国ほどみられる供給国集中度の相対的な低下は 2023 年に限られ、持続的な分散化には至らなかったことを示唆している。

4.2 中国事例

表4は、式(1)を用いて、Ga、Ge、In、V の 4 品目すべてを観察できる輸入国 6 カ国について、推定期間を 2022–2024 年に限定した DDD の結果を示す ($N = 72$)。プール仕様の各係数は、対中国事前依存度が 10pp 高い輸入国ほど、輸出管理が施行された 2023 年以降に処置品目（Ga および Ge）の各輸入アウトカム変数が対照品目（In および V）との比較でどのように相対的に変化したかを表す。主仕様（Pooled, Primary exposure）の平均処置後係数は、HHI について $+0.0051$ (WCB $p = .875$)、中国からの輸入シェアについて -0.0622 ($p = .626$)、中国を除く HHI について -0.0164 ($p = .440$)、対世界輸入額の対数値について $+0.0092$ ($p = .749$) である。いずれも統計的に有意ではなく、対中国事前依存度が高いほど Ga と Ge の供給国構成や中国輸入シェア、

対世界輸入額が対照品目と比べて平均的に変化したことを示す明確な結果は得られない。2020年を除いて算定した代替的な事前依存度を用いた場合（Pooled, Alternative exposure）は、対世界輸入額の対数値の係数の符号が負に転じているが統計的に有意ではない点に変わりない。

式(4)を用いて、品目別係数を同時に推定した結果は、表4の右2列に示されている。Gaの中国輸入シェアの係数は -0.0625 ($p = .017$)であり、Gaの対中国事前依存度が10pp高い輸入国ほど、輸出管理施行後のGaの中国輸入シェアが対照品目と比べて平均的に6.25pp大きく低下したことを示す。一方、Geの中国輸入シェアの係数も -0.0588 ($p = .193$)と大きさが近く、GaとGeの係数が等しいという帰無仮説は棄却されない ($p = .882$)。したがって、Gaの係数のみが5%水準で有意であることをもって、輸出管理施行後にGaのみが異なる反応を示したと結論づけることはできない。なお、HHIおよび中国を除くHHIについても、GaとGeの係数が等しいという帰無仮説は棄却されない。品目間の反応差を示す明確な結果が得られないため、以下のイベントスタディ分析と追加の輸入アウトカム指標の検討ではプール仕様を用いる。

式(3)を用いた全期間対象のイベントスタディの結果は、表5および図2に示されている。各年の係数は、対中国事前依存度が10pp高い輸入国ほど、GaとGeの各輸入アウトカム変数が、対照品目との比較で、基準年（2022年）からどのように相対的に変化したかを表す。輸出管理施行後の期間における年別係数は、HHI、中国輸入シェアおよび対世界輸入額のいずれについても、2023年と2024年の両年で統計的に有意ではない。中国を除くHHIについては、2023年に -0.0353 ($p = .086$)と10%水準で有意に負であり、弱い相対的低下が示唆される。ただし、同年の年次データには8月の施行前後が混在しており、本稿で観察できる唯一の完全な施行後年である2024年の点推定値は $+0.0025$ ($p = .860$)とゼロ近傍になる。したがって、2023年には中国以外の供給国間で相対的な分散化を示唆する結果が得られるものの、それが輸出管理後に生じたものかは識別できず、分散化が2024年まで続いたことを示す結果も得られない。なお、中国輸入シェアについては、2018年と2019年の処置前係数がそれぞれ -0.0643 ($p = .031$)、 -0.0594 ($p = .031$)と個別には統計的に有意である。両係数の共同ゼロ仮説は棄却されないものの ($p = .114$)、点推定値は2018年から2021年にかけて基準年のゼロへ近づいており、事後係数の因果的解釈には留保が必要である。

図2は、とくに注目するHHIの年別係数の推移を図示する。対中国事前依存度が高い国ほど供給国構成全体の集中度が相対的に低下することを示す証拠は得られない。なお、HHIに関する処置前係数（2018年、2019年）の共同ゼロ仮説は棄却されない ($p = .107$)。年別係数の識別を担う輸入国クラスターは6つに限られ、処置前係数の信頼区間も広いことから、共同ゼロ仮説が棄却されないことを平行トレンド仮定を支持する積極的な証拠とは解釈できない。

4.3 感度分析と追加指標による分析

平均処置後係数については、事前依存度の算定期間が基準年を含まないように変更した場合の感度分析を行った。表6の左2列がウクライナ事例、右2列が中国事例の感度分析の結果を示す。前二節の主要な推定結果はおおむね維持され、事前依存度の算定期間の選択に対して頑健である。

ウクライナ事例については、算定期間を主仕様の2019–2021年から2018–2020年へ1年前倒しして事前依存度を定義すると、HHIの係数は -0.0334 ($p = .111$)、ウクライナからの輸入シェアの係数は -0.0778 ($p = .111$)、ウクライナを除くHHIの係数は -0.0385 ($p = .128$)であり、

いずれも表2の主仕様と同じ符号を示し、推定値の大きさも近い。したがって、主仕様の点推定値が、基準年を事前依存度の算定期間に含めたことのみによって生じたとは考えにくい。他方、算定期間をさらに 2017–2019 年まで前倒しすると、各係数はそれぞれ、 -0.0182 ($p = .425$)、 -0.0528 ($p = .161$)、 -0.0219 ($p = .430$) となり、符号は維持されるものの、点推定値の絶対値は縮小し、標準誤差も増加する。したがって、結果の方向は算定期間を変更しても維持される一方、その大きさと推定精度には一定の感応性があることにも留意が必要である。

中国事例については、事前依存度を基準年と重ならない 2019–2021 年のデータから算定した場合も、結果は質的に変わらない。ただし、事前依存度をさらに早い 2018–2020 年のデータから算定した場合は、対世界輸入額対数値の係数が $+0.0726$ ($p = .085$) と 10% 水準で有意となる。対世界輸入額に関する結果は、事前依存度の算定期間に感応的であり、頑健な相対変化の証拠が得られたとはいえない。

供給制約に対する供給国構成の変化については、複数の異なる側面から調整パターンを追加的に検討した。表7の左列がウクライナ事例、右列が中国事例の結果を示す。

ウクライナ事例については、追加的な輸入調整指標のうち、供給国数、ウクライナを除く供給国数、輸入シェア 1% 以上の供給国数の係数は 10% 水準で、HHI 換算供給国数の係数は 5% 水準で有意に正であり、対ウクライナ事前依存度が高い国ほど、供給停止後、これらの複数の定義に基づく供給国数が相対的に増加した、あるいは相対的に減少幅が小さかったことを示す。一方、調達開始・停止、調達再開および観測期間内の初回調達の各フロー指標には統計的に有意な変化は検出されず、供給国数の増加を特定の調整経路に結びつけることはできなかった。

中国事例については、供給国数、調達開始・停止、調達再開および観測期間内の初回調達についても、統計的に有意な平均処置後係数は確認されない。輸入国クラスターが 6 つと少なく、推定精度が低い点には注意が必要である。以上より、本稿のデータからは、対中国事前依存度が高いほど Ga と Ge の供給国構成が対照品目と比べて再編されたことを示す明確な結果は得られない。

4.4 二つの事例の比較：供給制約の形態と短期的な代替供給の可能性

以下では、二事例で観察された輸入調整のパターンを、共通の指標に基づいて記述的に比較する。まず、ウクライナ事例では、対ウクライナ事前依存度が高いほど、処置品目である「Ne/Kr/Xe」のウクライナからの輸入シェアが、対照品目との比較で、2023 年および 2024 年に基準年より相対的に低下し、2023 年には HHI およびウクライナを除く HHI も相対的に低下した。また、供給制約の発生後、「Ne/Kr/Xe」の供給国数については、複数の定義において、対照品目との比較で概して 10% 水準の相対的な増加が示唆された。一方、調達開始・停止、調達再開および観測期間内の初回調達には統計的に有意な変化は確認されず、供給国数の相対的な増加がどのようなフローを通じて生じたかは特定できなかった。

別途算出した記述統計によれば、ウクライナ以外からの輸入額に占める既存供給国、すなわち各輸入国について供給停止前から輸入が記録されていた供給国からの輸入額の割合は、2022 年に 96.4%、2023 年に 97.3%、2024 年に 94.9% と高い水準で推移している。この記述統計自体は事前依存度に応じた相対変化を識別するものではないが、供給停止後の非ウクライナ輸入額の大部分を供給停止前から輸入実績のある国が占めていた。この事実と、調達開始・停止等に明確な変化がみられない一方、2023 年にウクライナを除く HHI が低下したという推定結果を

併せると、少なくとも 2023 年の金額ベースでの輸入調整が、主として輸入国レベルで既存の代替供給国間における輸入額の再配分を通じて行われたと解釈できる。これは、サプライヤーとの取引関係の構築にサンクコストが伴う場合、短期的な輸入調整が、新規関係の形成よりも、供給停止前から利用可能であった供給国間での輸入額の再配分を通じて行われやすいというヒステリシスの含意と整合的である。

実際、関連文献では、2014 年のクリミア危機に伴うネオン価格の高騰を受けて、半導体メーカーを中心に半導体向け高純度ネオンの調達先の多様化や在庫の積み増しといったリスク分散の動きが広がり、中国や米国などの生産能力が増強されたと指摘されている（DeCarlo and Goodman, 2022; World Trade Organization, 2022）。2022 年のロシアによる侵攻前の時点でも、半導体向け高純度ネオンの世界供給に占めるウクライナのシェアは約 5 割と依然として高かったとされる。しかし、2014 年以降に形成または強化されたマルチソーシング関係や他国の供給余力が 2022 年時点でも利用可能であったとすれば、ウクライナ産ネオンの供給停止後に既存の代替供給国を中心とする調整が行いやすい土壌が整っていたとも考えられる。

同時に、新たなガス供給源の適格性確認には 3～18 か月を要するうえ、代替サプライヤーによる増産も、短期的にはウクライナ等からの供給減を十分に埋めるには間に合わないの見込まれていた（DeCarlo and Goodman, 2022; World Trade Organization, 2022）。適格性確認に要する時間と費用は、新たな供給関係の形成に伴う調整費用の具体例であり、物理的な供給途絶に直面しても、新たな供給源を直ちに調達先に組み込むことが困難であることを示唆する。もっとも、本稿が観察する「既存供給国」は輸入国×品目レベルの概念であり、個々の輸入企業にとって同一の既存サプライヤーであったことを意味しない。また、調達開始等に統計的に有意な変化がみられないことも、新規関係がまったく形成されなかったことの証拠ではない。したがって、本稿の結果は、サプライヤー関係の構築に伴うサンクコストに基づくヒステリシスを直接識別するものではなく、それと整合的な集計レベルの輸入調整パターンを示すものと位置づけられる。

次に、中国事例では、対中国事前依存度が高いほど、処置品目である Ga と Ge の各輸入アウトカム変数が、対照品目との比較で、輸出管理施行後にどのように相対的に変化したかを検討した。プール主仕様では、HHI、中国輸入シェア、中国を除く HHI および対世界輸入額のいずれも、統計的に有意な平均処置後係数は検出されなかった。イベントスタディでも、HHI、中国輸入シェアおよび対世界輸入額について、2023 年と 2024 年のいずれにも統計的に有意な年別係数は確認されなかった。中国を除く HHI については、2023 年に限って 10% 水準の相対的な低下が示唆されるが、同年のデータには 8 月の輸出管理施行前後が混在しており、本稿の年次データで観察できる唯一の完全な施行後年である 2024 年の点推定値はゼロ近傍となる。供給国数や調達開始・停止等の追加指標にも明確な平均変化は確認されなかった。

こうした結果については、輸出許可制の運用について追加情報が得られるまで、費用を伴う調達先の見直しを先送りするリアルオプションの論理に基づく待機行動が生じた可能性も、一つの解釈として考えられる。中国事例では、輸出許可制は施行されたものの、一律の輸出禁止ではなく、個々の輸出の可否は許可審査に依存する。このため、政策変更自体は実現していても、それがどの程度の供給制限として現れ、どれほど継続するかには不確実性が残った。新たな調達関係の構築にサンクコストが伴い、調達先の切替え費用が大きい場合、こうした不確実性は、直ちに新たな調達関係を構築するよりも、政策運用に関する追加情報を待つオプション価値を高めうる。

本稿は政策不確実性や企業の待機行動を直接観察しておらず、輸入国×品目レベルで新たな国からの調達開始が有意に減少したという結果も得られていない。また、本稿の分析では、不確実性のため再編が先送りされた可能性、実際の供給制限が再編を必要とするほど強く実現しなかった可能性、および中国以外の短期的な代替供給余力が乏しく再編の実行可能性が低かった可能性を区別できない。さらに、中国事例では輸入国クラスターが6つに限られ、完全な施行後年として観察できるのも2024年のみであるため、推定精度とサンプル期間にも制約がある。したがって、本稿の結果を、リアルオプションの論理に基づく待機行動が実際に生じたことの証拠とみなすことはできない。

以上の二事例では、物理的な供給停止が生じたウクライナ事例において、問題となる供給国からの輸入シェアの低下と、その他の供給国間における一時的な輸入額の再配分が観察された一方、輸出許可制の運用に不確実性を伴う中国事例では、供給国構成の頑健な再編は確認されなかった。もっとも、本稿では二事例間の係数差を直接検定していないため、推定結果の記述的な対比にとどまる。とはいうものの、観察された輸入調整パターンの違いは、供給制約の実現の程度、政策運用をめぐる不確実性、短期的な代替供給の可能性および調達先の切替え費用を、輸入調整のタイミングとマージンを考えるうえで併せて検討する必要性を示唆する。ただし、二事例は品目の特性や市場構造、そして分析対象国、観察期間、推定精度も異なるため、推定結果の差異をこれらの要因のいずれかに因果的に帰することはできない。本稿の比較は、これらのメカニズムを直接識別するものではなく、共通の分析枠組みの下で、問題となる供給国からの輸入シェア、当該国以外の供給国間における輸入額の再配分、供給国数および調達開始・停止という異なる調整マージンを区別して評価するものと位置づけられる。

5 おわりに

本稿では、半導体関連の重要中間投入財を念頭に、ロシアのウクライナ侵攻に伴うウクライナ産ネオンの供給停止と、中国によるガリウムおよびゲルマニウム関連品目の輸出管理という二つの供給制約の事例を取り上げ、供給制約の発生後に各国でどのような輸入調整が行われたかを比較検討した。輸入国×品目×年レベルの貿易データを用いて、事前依存度に応じた短期的な金額ベースの輸入調整をDDD推定およびイベントスタディによって分析した。理論的には、取引関係の構築に伴うサンクコストに基づくヒステリシスと、不確実性下でのリアルオプションに注目した。

物理的な供給途絶が実現したウクライナ事例と、供給制限の厳格さや継続期間が許可制の運用に依存する中国事例の推定結果を記述的に対比すると、次のような輸入調整のパターンが示される。ウクライナ事例では、対ウクライナ事前依存度が高い国ほど、ウクライナ産ネオンガスの供給停止後、少なくとも2023年の金額ベースでは、主として輸入国レベルで既存の代替供給国間における輸入額の再配分を通じて短期的な調整が行われたとの解釈と整合的な結果を得た。この結果は、サンクコストに基づくヒステリシスを直接識別したものではないが、その含意と整合的である。一方、中国事例では、対中国事前依存度が高い国ほど、輸出管理施行年以降に中国からの輸入シェアが相対的に低下し、ガリウムおよびゲルマニウムの供給国構成が対照品目と比べて分散化したことを示す頑健な結果は得られなかった。リアルオプションの論理に基づく待機行動は、この結果について考えられる解釈の一つである。ただし、本稿の分析では、実際の供給制限が再編を必要とするほど強く実現しなかった可能性や、中国以外の短期

的な代替供給余力が乏しかった可能性と区別することはできない。

本稿の年次の金額ベースの分析では、利用可能な貿易データに起因する限界がある。まず、ウクライナ事例では、「Ne/Kr/Xe」の輸入額をネオン輸入の代理変数として用いているため、推定結果からネオン単独の輸入変化を識別することはできない。また、輸入額の変化を価格と数量に分解していないため、数量ベースでの供給確保や価格変動を評価することはできない。輸入アウトカム指標としてとくに注目した金額ベースのHHIから、他国の供給余力や調達先の代替費用を個別に識別することもできない。とくに中国事例では、輸入国クラスターが6つに限られ、完全な施行後年として観察できるのも2024年のみであるため、推定精度とサンプル期間に制約がある。今後は、政策変更の発表・施行時点および運用に関する情報を月次の貿易データに対応させ、価格と数量を可能な範囲で区別するとともに、可能であれば企業レベルの取引関係データと接続し、サプライチェーンにおける供給制約に対する輸入調整を精査する必要がある。

こうした制約はあるものの、本稿の分析結果は、重要物資の安定的供給をめぐる経済安全保障政策を考えるうえで、いくつかの論点に関連づけられる。第一に、ウクライナ事例で少なくとも2023年の金額ベースで観察された既存の代替供給国間における輸入額の再配分は、供給途絶後に新たな調達関係を一から構築することだけでなく、平時から代替供給源を把握し、必要に応じて利用できる調達上の選択肢を確保しておくことの重要性を示唆する。政策対応を検討するうえでは、まず、特定国・特定企業への依存、間接的な供給連関および代替供給能力を含め、サプライチェーンの構造と脆弱性を可視化することが重要となる（Baldwin and Freeman, 2022）。また、Grossman et al. (2023) は、調達多様化に関する私的誘因と社会的誘因が乖離することを示し、特定の条件の下では多様化への補助が社会的に望ましくなりうる一方、条件によっては民間の多様化が過剰となりうることも理論的に示している。今後の研究では、企業別の取引関係やサプライヤーの情報をもとに、事前のマルチソーシングが供給ショックによる輸入数量や価格の変動を抑制するのかを分析することが期待される。そのうえで、民間の取組が社会的に不足しうる領域を特定し、マルチソーシングへの移行に対する支援の必要性和具体的な制度設計を検討することが望まれる。

第二に、中国事例のように輸出管理の運用が供給制限の強度や継続期間を左右する場合、規制の透明性と予見可能性が企業の投資や調達先の見直しにどのような影響を与えるかは、重要な政策論点となる。本稿は政策不確実性や企業の待機行動を直接観察しておらず、中国事例の推定結果は、規制運用の不透明性が調達先の見直しを先送りさせたことや、それに伴う社会的費用を示すものではない。一般に、規制対象、審査基準または運用方針が明確でない場合、貿易相手国の企業が直面する不確実性が高まり、費用を伴う調達先の見直しが先送りされる可能性がある。加えて、輸出管理は規制国が政策目的を追求する手段である一方、その影響は国境を越えて貿易相手国の調達条件や供給安定性にも及びうる。したがって、規制の透明性と予見可能性は、個々の企業の調達判断にとどまらず、国際的な政策外部性をどのように調整するかという問題にも関わる。

この観点から、地政学的な動機に基づく貿易政策と国際協調をめぐる理論研究が示唆を与える。Bagwell and Staiger (1999) は、各国が交易条件への影響を通じて貿易政策の費用の一部を外国に転嫁しようとすることから生じる非効率性の是正に、貿易協定の基本的な役割を見いだしている。Mattoo et al. (2024) は、この枠組みに地政学的対立を明示的に導入し、各国の目的が相手国に対する優位の獲得だけに収斂する極端な場合を除けば、地政学的対立の下でも貿易政策

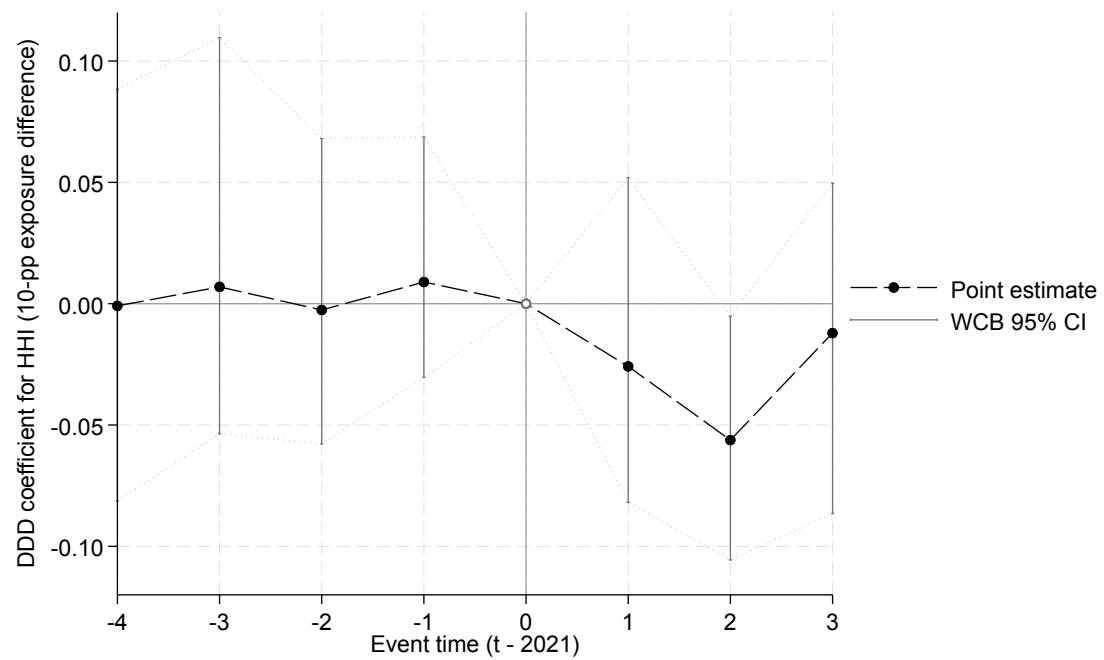
協調による利得が残りうることを示している。これらの研究は、輸出管理の透明性や予見可能性、審査手続に関する具体的な規律を直接扱うものではないが、地政学的対立の下でもルールベースの国際協調の意義が直ちに失われるわけではないという一般的な理論的背景を与える。この理論的含意を踏まえれば、輸出管理そのものについて国際的な合意を得ることが困難な場合でも、経済安全保障上の必要性和両立する範囲で、規制対象、審査基準、運用方針の透明性と予見可能性を高めるための国際協調を検討する余地は残されている。

参考文献

- Aiyar, S., Malacrino, D., and Presbitero, A. F. (2024). Investing in friends: The role of geopolitical alignment in FDI flows. *European Journal of Political Economy*, 83:102508.
- Antràs, P. (2003). Firms, contracts, and trade structure. *Quarterly Journal of Economics*, 118(4):1375–1418.
- Antràs, P. (2020). De-globalisation? Global value chains in the post-COVID-19 age. NBER Working Paper 28115, National Bureau of Economic Research.
- Antràs, P., Fort, T. C., and Tintelnot, F. (2017). The margins of global sourcing: Theory and evidence from U.S. firms. *American Economic Review*, 107(9):2514–2564.
- Antràs, P. and Helpman, E. (2004). Global sourcing. *Journal of Political Economy*, 112(3):552–580.
- Bagwell, K. and Staiger, R. W. (1999). An economic theory of GATT. *American Economic Review*, 89(1): 215–248.
- Baldwin, R. and Freeman, R. (2022). Risks and global supply chains: What we know and what we need to know. *Annual Review of Economics*, 14:153–180.
- Barrot, J.-N. and Sauvagnat, J. (2016). Input specificity and the propagation of idiosyncratic shocks in production networks. *Quarterly Journal of Economics*, 131(3):1543–1592.
- Behrens, K., Corcos, G., and Mion, G. (2013). Trade crisis? What trade crisis? *Review of Economics and Statistics*, 95(2):702–709.
- Bernard, A. B., Jensen, J. B., Redding, S. J., and Schott, P. K. (2009). The margins of US trade. *American Economic Review*, 99(2):487–493.
- Boehm, C. E., Flaaen, A., and Pandalai-Nayar, N. (2019). Input linkages and the transmission of shocks: Firm-level evidence from the 2011 Tōhoku earthquake. *Review of Economics and Statistics*, 101(1): 60–75.
- Bricongne, J.-C., Fontagné, L., Gaulier, G., Taglioni, D., and Vicard, V. (2012). Firms and the global crisis: French exports in the turmoil. *Journal of International Economics*, 87(1):134–146.
- Carballo, J., Handley, K., and Limão, N. (2022). Economic and policy uncertainty: Aggregate export dynamics and the value of agreements. *Journal of International Economics*, 139:103661.
- Carvalho, V. M., Nirei, M., Saito, Y. U., and Tahbaz-Salehi, A. (2021). Supply chain disruptions: Evidence from the Great East Japan earthquake. *Quarterly Journal of Economics*, 136(2):1255–1321.
- Crowley, M., Meng, N., and Song, H. (2018). Tariff scares: Trade policy uncertainty and foreign market entry by Chinese firms. *Journal of International Economics*, 114:96–115.
- DeCarlo, S. and Goodman, S. (2022). Ukraine, neon, and semiconductors. U.S. International Trade Commission, Executive Briefings on Trade.

- Dixit, A. (1989). Entry and exit decisions under uncertainty. *Journal of Political Economy*, 97(3):620–638.
- Freund, C., Mattoo, A., Mulabdic, A., and Ruta, M. (2022). Natural disasters and the reshaping of global value chains. *IMF Economic Review*, 70(3):590–623.
- Georgitzikis, K. and D’Elia, E. (2022). Rare gases (krypton, neon, xenon): Impact assessment for supply security. European Commission, Joint Research Centre, Science for Policy Brief.
- Grossman, G. M., Helpman, E., and Lhuillier, H. (2023). Supply chain resilience: Should policy promote international diversification or reshoring? *Journal of Political Economy*, 131(12):3462–3496.
- Handley, K. (2014). Exporting under trade policy uncertainty: Theory and evidence. *Journal of International Economics*, 94(1):50–66.
- Handley, K., Kamal, F., and Monarch, R. (2024a). Supply chain adjustments to tariff shocks: Evidence from firm trade linkages in the 2018–2019 U.S. trade war. *Economics Letters*, 244:112009.
- Handley, K. and Limão, N. (2017). Policy uncertainty, trade, and welfare: Theory and evidence for China and the United States. *American Economic Review*, 107(9):2731–2783.
- Handley, K., Limão, N., Ludema, R. D., and Yu, Z. (2024b). Firm input choice under trade policy uncertainty. *Journal of International Economics*, 150:103909.
- Hayakawa, K., Pyun, J. H., Yamashita, N., and Yang, C.-h. (2024). Ripple effects in regional value chains: Evidence from an episode of the US–China trade war. *The World Economy*, 47(3):880–897.
- Macchiavello, R. and Morjaria, A. (2015). The value of relationships: Evidence from a supply shock to Kenyan rose exports. *American Economic Review*, 105(9):2911–2945.
- Martin, J., Mejean, I., and Parenti, M. (2026). Relationship stickiness, international trade, and economic uncertainty. *Review of Economics and Statistics*, 108(1):179–193.
- Mattoo, A., Ruta, M., and Staiger, R. W. (2024). Geopolitics and the world trading system. NBER Working Paper 33293, National Bureau of Economic Research.
- Monarch, R. and Schmidt-Eisenlohr, T. (2023). Longevity and the value of trade relationships. *Journal of International Economics*, 145:103842.
- Nassar, N. T., Shojaeddini, E., Alonso, E., Jaskula, B., and Tolcin, A. (2024). Quantifying potential effects of China’s gallium and germanium export restrictions on the U.S. economy. Open-File Report 2024–1057, U.S. Geological Survey.
- Pierce, J. R. and Schott, P. K. (2016). The surprisingly swift decline of U.S. manufacturing employment. *American Economic Review*, 106(7):1632–1662.
- Roberts, M. J. and Tybout, J. R. (1997). The decision to export in Colombia: An empirical model of entry with sunk costs. *American Economic Review*, 87(4):545–564.
- World Trade Organization (2022). The crisis in Ukraine: Implications of the war for global trade and development. World Trade Organization, Geneva.

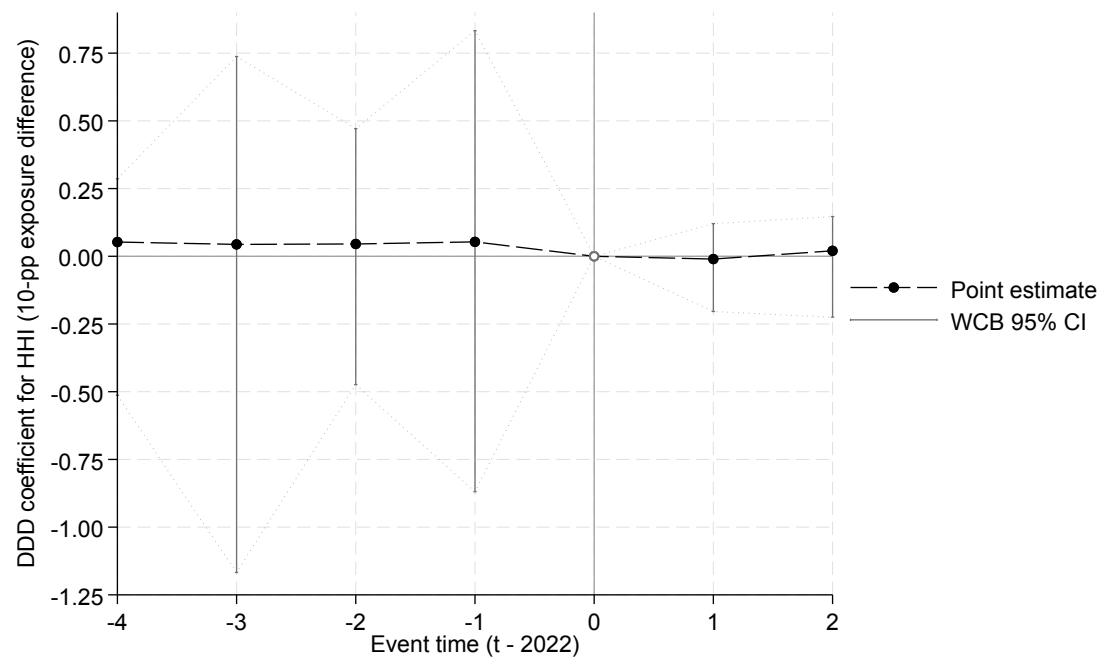
図 1: ウクライナ事例：HHI の全期間イベントスタディ



出所：ITC Trade Map から収集した輸入データを用いて筆者作成。

注：点は事前依存度が 10pp 高い輸入国ほど、処置品目の HHI が対照品目との比較で基準年からどのように相対的に変化したかを表す年別係数 ($0.1\beta_{\tau}$)、縦線は 95% WCB 信頼区間。基準年は 2021 年。輸入国単位クラスター、Webb 重み、9,999 回。

図 2: 中国事例：HHI の全期間プール仕様によるイベントスタディ



出所：ITC Trade Map から収集した輸入データを用いて筆者作成。

注：点は事前依存度が 10pp 高い輸入国ほど、処置品目の HHI が対照品目との比較で基準年からどのように相対的に変化したかを表す年別係数 ($0.1\beta_T$)、縦線は 95% WCB 信頼区間。基準年は 2022 年。輸入国単位クラスター、Webb 重み、9,999 回。

表 1: 事前依存度の算定期間と記述統計

Measure	Years in pre-period	Importer countries	Countries with exposure > 0	Average	Std. Dev.	Median	Min.	Max.
<i>Ukraine</i>								
Primary exposure	2019–2021	24	12	6.98	14.09	0.07	0.00	54.46
Alternative exposure	2019, 2021	24	11	6.88	14.10	0.00	0.00	58.91
<i>China</i>								
Primary exposure (Pooled)	2020–2022	6	6	43.29	26.10	42.69	3.25	73.57
Alternative exposure (Pooled)	2021, 2022	6	6	46.30	28.50	48.38	3.57	80.55
Primary exposure (Ga)	2020–2022	6	4	29.56	35.22	16.45	0.00	83.23
Primary exposure (Ge)	2020–2022	6	6	42.28	31.33	39.38	3.17	82.54

出所：ITC Trade Map から収集した輸入データを用いて筆者作成。

注：事前依存度は、算定期間における各事例の対象供給国からの処置品目輸入額合計を、同期間の対世界輸入額合計で除した値である。平均、標準偏差、中央値、最小値および最大値は、輸入国間で無加重に算定し、単位は%である。Ga・Ge 合算は両品目・各年の輸入額を分子・分母で合計した比率であり、品目別シェアの単純平均ではない。

表 2: ウクライナ事例：推定期間を限定した DDD

Outcome	24 countries Primary exposure	23 countries Primary exposure	24 countries Alternative exposure
Supplier-country HHI	-0.0306 (0.0145) WCB $p = .105$ 95% WCB set [-0.0748, 0.0185]	-0.0267 (0.0143) WCB $p = .137$ 95% WCB set [-0.0701, 0.0240]	-0.0267 (0.0145) WCB $p = .164$ 95% WCB set [-0.0780, 0.0535]
Ukraine share	-0.0813* (0.0150) WCB $p = .062$ 95% WCB set [-0.1046, 0.0045]	-0.0819* (0.0151) WCB $p = .057$ 95% WCB set [-0.1053, 0.0026]	-0.0853** (0.0088) WCB $p = .016$ 95% WCB set [-0.1131, -0.0215]
HHI excluding Ukraine	-0.0362 (0.0180) WCB $p = .114$ 95% WCB set [-0.0934, 0.0267]	-0.0326 (0.0182) WCB $p = .147$ 95% WCB set [-0.0889, 0.0324]	-0.0325 (0.0181) WCB $p = .168$ 95% WCB set [-0.1007, 0.0672]
Log total import value	-0.0414 (0.1212) WCB $p = .753$ 95% WCB set [-0.4542, 0.4253]	-0.0566 (0.1234) WCB $p = .670$ 95% WCB set [-0.4748, 0.4122]	-0.0321 (0.1148) WCB $p = .790$ 95% WCB set [-0.4758, 0.6170]
Observations	190	184	190
Importer-country clusters	24	23	24

出所：ITC Trade Map から収集した輸入データを用いて筆者作成。

注：分析対象期間は 2021–2024 年。事前依存度が 10pp 高い場合の、最左列に記載の輸入アウトカム変数に対する平均処置後係数 (0.1β) を示す。係数の下には、順に、輸入国クラスター標準誤差（丸括弧内）、WCB p 値、95% WCB 信頼区間。主仕様の事前依存度は 2019–2021 年、代替的な事前依存度は COVID-19 の影響が大きかった 2020 年を除く 2019 年と 2021 年から計算する。全仕様に輸入国 × 品目、輸入国 × 年、品目 × 年固定効果を含む。Webb 重み、9,999 回。* $p < .10$ 、** $p < .05$ 、*** $p < .01$ (WCB)。

表 3: ウクライナ事例：全期間イベントスタディ

Year	Supplier-country HHI	Ukraine share	HHI excluding Ukraine	Log total import value
2017	−0.0009 (0.0252) $p = .975$	−0.0579 (0.0317) $p = .444$	0.0095 (0.0277) $p = .759$	0.1832* (0.1105) $p = .090$
2018	0.0069 (0.0249) $p = .804$	−0.0562 (0.0265) $p = .414$	0.0128 (0.0237) $p = .623$	0.0124 (0.0819) $p = .880$
2019	−0.0026 (0.0209) $p = .915$	−0.0267* (0.0074) $p = .087$	0.0135 (0.0255) $p = .623$	0.0287 (0.0835) $p = .744$
2020	0.0089 (0.0171) $p = .625$	0.0030 (0.0231) $p = .921$	0.0352 (0.0184) $p = .192$	0.0183 (0.0680) $p = .789$
2021	0 base year	0 base year	0 base year	0 base year
2022	−0.0258 (0.0197) $p = .315$	−0.0755 (0.0254) $p = .262$	−0.0233 (0.0248) $p = .420$	0.0308 (0.0936) $p = .742$
2023	−0.0562** (0.0152) $p = .043$	−0.0657* (0.0115) $p = .067$	−0.0647** (0.0181) $p = .040$	−0.0902 (0.1887) $p = .714$
2024	−0.0121 (0.0261) $p = .657$	−0.1029** (0.0159) $p = .011$	−0.0230 (0.0288) $p = .428$	−0.0634 (0.1236) $p = .624$

Observations: 380; importer-country clusters: 24.

出所：ITC Trade Map から収集した輸入データを用いて筆者作成。

注：事前依存度が 10pp 高い輸入国ほど、処置品目の輸入アウトカム変数が対照品目との比較で基準年からどのように相対的に変化したかを表す年別係数 ($0.1\beta_T$) を示す。係数の下には、順に、輸入国クラスター標準誤差 (丸括弧内)、WCB p 値。全仕様に輸入国 × 品目、輸入国 × 年、品目 × 年固定効果を含む。Webb 重み、9,999 回。* $p < .10$ 、** $p < .05$ 、*** $p < .01$ (WCB)。

表 4: 中国事例（共通 6 カ国）：推定期間を限定した DDD と Ga および Ge の品目別同時推定

Outcome	Pooled Primary exposure	Pooled Alternative exposure	Ga Primary exposure	Ge Primary exposure
Supplier-country HHI	0.0051 (0.0287) WCB $p = .875$ 95% WCB set [−0.2058, 0.0948]	0.0011 (0.0276) WCB $p = .981$ 95% WCB set [−0.2702, 0.0822]	−0.0425 (0.0311) WCB $p = .519$ 95% WCB set [−0.1153, 0.0705]	−0.0090 (0.0358) WCB $p = .850$ 95% WCB set [−0.2418, 0.0541]
China share	−0.0622 (0.0398) WCB $p = .626$ 95% WCB set [−0.5587, 0.4098]	−0.0578 (0.0377) WCB $p = .580$ 95% WCB set [−0.5137, 0.3426]	−0.0625** (0.0200) WCB $p = .017$ 95% WCB set [−0.1275, −0.0110]	−0.0588 (0.0233) WCB $p = .193$ 95% WCB set [−0.2207, 0.0352]
HHI excluding China	−0.0164 (0.0185) WCB $p = .440$ 95% WCB set [−0.2046, 0.1052]	−0.0133 (0.0169) WCB $p = .484$ 95% WCB set [−0.1379, 0.0944]	0.0018 (0.0269) WCB $p = .959$ 95% WCB set [−0.0803, 0.1024]	−0.0010 (0.0105) WCB $p = .871$ 95% WCB set [−0.0217, 0.0196]
Log total import value	0.0092 (0.0560) WCB $p = .749$ 95% WCB set [−0.4884, 0.0980]	−0.0018 (0.0600) WCB $p = .935$ 95% WCB set [−0.4009, 0.0938]	—	—
Observations	72	72	72	72
Importer-country clusters	6	6	6	6

出所：ITC Trade Map から収集した輸入データを用いて筆者作成。

注：分析対象期間は 2022–2024 年。事前依存度が 10pp 高い場合の、最左列に記載の輸入アウトカム変数に対する平均処置後係数 (0.1 β) を示す。係数の下には、順に、輸入国クラスター標準誤差（丸括弧内）、WCB p 値、95% WCB 信頼区間。プール主仕様の事前依存度は 2020–2022 年、代替的な事前依存度は COVID-19 の影響が大きかった 2020 年を除く 2021–2022 年から計算する。Ga 列と Ge 列は同じ 72 観測を用いた推定式に両方の Exposure 交差項を同時に含める。対数対世界輸入額は品目別仕様の対象外。全仕様に輸入国 × 品目、輸入国 × 年、品目 × 年固定効果を含む。Webb 重み、9,999 回。* $p < .10$ 、** $p < .05$ 、*** $p < .01$ (WCB)。中国シェアについて、Ga と Ge の係数が等しいという帰無仮説に対する WCB 検定の p 値は .882 であり、この帰無仮説は棄却されない。

表 5: 中国事例：全期間のプール仕様によるイベントスタディ

Year	Supplier-country HHI	China share	HHI excluding China	Log total import value
2018	0.0527 (0.0529) $p = .521$	-0.0643** (0.0241) $p = .031$	0.0483 (0.0465) $p = .483$	-0.1498 (0.0914) $p = .284$
2019	0.0439 (0.0935) $p = .763$	-0.0594** (0.0277) $p = .031$	0.0443 (0.0788) $p = .723$	0.0381 (0.0493) $p = .514$
2020	0.0455 (0.0465) $p = .407$	-0.0487 (0.0455) $p = .408$	0.0659 (0.0530) $p = .150$	-0.1174 (0.1043) $p = .411$
2021	0.0533 (0.0701) $p = .879$	-0.0322 (0.0193) $p = .316$	0.0420 (0.0453) $p = .728$	-0.0605 (0.0903) $p = .530$
2022	0 base year	0 base year	0 base year	0 base year
2023	-0.0101 (0.0205) $p = .653$	-0.0628 (0.0307) $p = .365$	-0.0353* (0.0133) $p = .086$	-0.0956 (0.0763) $p = .256$
2024	0.0203 (0.0387) $p = .672$	-0.0617 (0.0503) $p = .789$	0.0025 (0.0260) $p = .860$	0.1140 (0.0505) $p = .208$

Observations: 168; importer-country clusters: 6.

出所：ITC Trade Map から収集した輸入データを用いて筆者作成。

注：事前依存度が 10pp 高い輸入国ほど、処置品目の輸入アウトカム変数が対照品目との比較で基準年からどのように相対的に変化したかを表す年別係数 ($0.1\beta_T$) を示す。係数の下には、順に、輸入国クラスター標準誤差（丸括弧内）、WCB p 値。全仕様に輸入国 × 品目、輸入国 × 年、品目 × 年固定効果を含む。Webb 重み、9,999 回。* $p < .10$ 、** $p < .05$ 、*** $p < .01$ (WCB)。

表 6: 事前依存度と基準年の重複に関する感度分析

Outcome	Ukraine 2018–2020	Ukraine 2017–2019	China 2019–2021	China 2018–2020
Supplier-country HHI	−0.0334 (0.0187) $p = .111$	−0.0182 (0.0229) $p = .425$	0.0364 (0.0300) $p = .316$	0.0486 (0.0279) $p = .191$
Ukraine/China share	−0.0778 (0.0337) $p = .111$	−0.0528 (0.0357) $p = .161$	−0.0319 (0.0515) $p = .685$	−0.0311 (0.0570) $p = .701$
HHI excluding Ukraine/ China	−0.0385 (0.0227) $p = .128$	−0.0219 (0.0270) $p = .430$	−0.0111 (0.0174) $p = .589$	−0.0073 (0.0157) $p = .712$
Log total import value	−0.0018 (0.1403) $p = .990$	0.0596 (0.1366) $p = .692$	0.0549 (0.0287) $p = .160$	0.0726* (0.0377) $p = .085$
Observations	190	190	72	72
Importer-country clusters	24	24	6	6

出所：ITC Trade Map から収集した輸入データを用いて筆者作成。

注：輸入アウトカム変数の推定期間は、ウクライナ事例が 2021–2024 年、中国事例が 2022–2024 年であり、主仕様と同様。列見出しの Ukraine と China は、ウクライナ事例か中国事例かを指し、その下に事前依存度の算定期間が記載されている。各事例について、3 年間の算定期間を 1 年前倒して DDD の基準年との重複をなくした仕様、さらに早い期間を用いる仕様の 2 つを感度分析に用いている。事前依存度が 10pp 高い場合の平均処置後係数 (0.1β) の下には、順に、輸入国クラスター標準誤差（丸括弧内）、WCB p 値。全仕様に輸入国 × 品目、輸入国 × 年、品目 × 年固定効果を含む。Webb 重み、9,999 回。* $p < .10$ 、** $p < .05$ 、*** $p < .01$ (WCB)。

表 7: 供給国構成の変化に関する追加指標：推定期間を限定した DDD

Outcome	Ukraine	China
Supplier count	0.4934* (0.2259) $p = .080$	-0.0280 (0.2659) $p = .912$
Supplier count, excluding Ukraine/China	0.5657* (0.2330) $p = .074$	0.1667 (0.2351) $p = .601$
Suppliers with share $\geq 1\%$	0.7473* (0.2100) $p = .096$	0.0814 (0.2256) $p = .773$
HHI-equivalent number of supplier countries, excluding Ukraine/China	0.4253** (0.1241) $p = .047$	0.1618 (0.1199) $p = .270$
Largest supplier share	-0.0341 (0.0150) $p = .128$	0.0138 (0.0256) $p = .652$
Largest supplier share, excluding Ukraine/China	-0.0405 (0.0186) $p = .142$	-0.0183 (0.0227) $p = .509$
Entry count	-0.1162 (0.2831) $p = .719$	-0.0852 (0.2718) $p = .820$
Entry count, excluding Ukraine/China	-0.1127 (0.2837) $p = .725$	-0.0228 (0.2594) $p = .931$
Entry count $\geq 1\%$, excluding Ukraine/China	0.3945 (0.2300) $p = .412$	0.1575 (0.2169) $p = .565$
Exit count	0.2865 (0.2714) $p = .481$	0.2322 (0.3512) $p = .595$
Exit count, excluding Ukraine/China	0.2157 (0.2655) $p = .516$	0.0669 (0.3290) $p = .815$
Exit count $\geq 1\%$, excluding Ukraine/China	0.1250 (0.1556) $p = .467$	0.0916 (0.3338) $p = .847$
Reactivation count, excluding Ukraine/China	-0.1476 (0.1592) $p = .336$	-0.0525 (0.1708) $p = .784$
First observed entry, excluding Ukraine/China	0.0349 (0.2549) $p = .900$	0.0297 (0.1201) $p = .856$
Entrant share among alternatives	0.0170 (0.0272) $p = .619$	-0.0041 (0.0335) $p = .898$
Prior share of exiting alternatives	0.0062 (0.0116) $p = .597$	0.0051 (0.0413) $p = .926$

出所：ITC Trade Map から収集した輸入データを用いて筆者作成。

注：輸入アウトカム変数の推定期間は、ウクライナ事例が 2021–2024 年、中国事例が 2022–2024 年であり、主仕様と同様。列見出しの Ukraine と China は、ウクライナ事例か中国事例かを指す。事前依存度が 10pp 高い場合の平均処置後係数 (0.1β) の下には、順に、輸入国クラスター標準誤差（丸括弧内）、WCB p 値。指標により観測数が異なる。全仕様は輸入国 × 品目、輸入国 × 年、品目 × 年固定効果を含む。Webb 重み、9,999 回。* $p < .10$ 、** $p < .05$ 、*** $p < .01$ (WCB)。HHI-equivalent number of supplier countries, excluding Ukraine/China は、ウクライナ事例ではウクライナを除く HHI、中国事例では中国を除く HHI の逆数であり、観察された HHI と同じ集中度になる均等シェアの供給国数への換算値である。

付表 1: 分析に用いる輸入国別 NTL コード

Importer countries	Years	NTL codes	品目詳細、分析上の対応・集計
<i>Ukraine</i>			
AUT, BEL, BRA, CZE, DEU, DNK, ESP, FRA, GBR, GRC, HUN, IND, IRL, IRN, ITA, NLD, POL, PRT, SWE	2017–2024 (IRN は 2017–2023)	2804.29-90	「HS 2804.29 (Ar 以外の希ガス) に含まれるもののうち、He を除いた対象希ガス」を「Ne/Kr/Xe」とみなす
JPN	2017–2024	2804.29-200	同上
THA	2017–2024	2804.29-00090	同上
USA	2017–2024	2804.29-0050	同上
SAU	2017–2024	2804.29-20 (Ne) 2804.29-90	Ne 単独コードと「HS 2804.29 (Ar 以外の希ガス) に含まれるもののうち、He を除いた対象希ガス」を合算して、「Ne/Kr/Xe」とみなす
TUR	2017–2024	2804.29-900012 (Ne) 2804.29-900019	同上
<i>China</i>			
BEL, DEU, FRA, GBR, ITA	2018–2024	8112.92-89 (Ga) 8112.92-95 (Ge) 8112.92-81 (In) 8112.92-91 (V)	いずれも「未加工金属および粉」
USA	2018–2024	8112.92-1000 (Ga) 8112.92-6000 (Ge) + 8112.92-6500 (Ge) 8112.92-3000 (In) 8112.92-7000 (V)	Ga 「未加工金属および粉」 In 「未加工金属および粉」 Ge 「未加工金属」と「粉」の 2 コードを合算 V 「粉およびその他の未加工形状」

出所：各国の関税率表に基づいて筆者作成。

注：HS 8112.92 は、HS 6 桁分類の 2022 年改訂で 8112.31 および 8112.41 に枝分かれしているが、上記 NTL コードは当該改訂により変更されていない。