

日本の法外な特権と法外な負担

青 木 浩 治

要旨

本稿は、第一に、世界51ヶ国の国際投資ポジション (International Investment Position: IIP) の超過収益率を計測することによって日本の IIP 超過収益率の源泉の特徴を浮き彫りにする。特に、世界第一位の債権大国・日本の IIP 超過収益は主として債券投資超過収益に依存しているものの、国際比較の観点からはこの日本の特徴はむしろ例外的であり、IIP 超過収益率はエクイティ関連投資、なかでも直接投資の超過収益率に強く依存していることを明らかにする。第二に、日本の正の IIP 超過収益率が発生する理由を、リスク回避度の差に着目したシンプルなりスク分担モデルで分析し、日本のようなリスク回避度の高いと考えられる経済はリスク・オフ期における実質為替レート増価というヘッジ機能を提供する代償として正の IIP 超過収益を享受できることを示す。第三に、日本の IIP 超過収益の源泉が債券投資超過収益から直接投資超過収益にシフトしつつある中で、外国人投資家による日本株保有増加と株高による負債面での評価損によって、安倍政権発足後急速に日本の IIP 超過収益率が低下している現状を報告する。

キーワード：国際投資ポジションの超過収益率、法外な特権、法外な負担
JEL Classifications: F21, F31, F34

目次

はじめに

I 日本の IIP 超過収益の源泉とその特徴：国際比較の観点から

II 日本の法外な特権と法外な負担：簡単な理論モデル

おわりに

は じ め に

近年における日本の国際収支・国際投資ポジションの最大の特徴は、1991年以降27年連続で世界第一位の債権国ポジションを維持する一方で、その主

源泉である経常収支黒字の構成が、従来の財の貿易収支黒字から投資所得収支黒字にシフトしていることである。実際、この状況を反映して、日本の国民総所得 GNI に占める海外投資所得依存度が次第に高まっており、現在概ね20兆円、対 GNI 比3.5パーセント（2018年）で推移している。では、日本は本当に本格的な投資立国化しているのであろうか？また、その基盤は盤石と言えるのであろうか？

このような自明とも思われる問題を敢えて提起したのは、通常考えられている「海外投資収益」が対外資産・負債の評価損益を無視したフローの収益評価に基づいているからである。実際、急速な金融グローバル化の下でグロスの対外資産・負債残高が肥大化している現状において、為替レートやその他資産価格の変動による評価損益が一国の国際投資ポジション（International Investment Position: 以下 IIP と略記する）に非常に大きな影響を及ぼしており、例えば近年のカナダのように、フローの経常収支は持続的・慢性的に赤字であってもストックの評価益により債権国化するという従来の常識では考え難い現象が起こっている。また、評価損益をも考慮すると、ストック面で対外債権国化したからと言って一国の国際投資ポジションから得られる超過収益率もしくは資産・負債の収益率格差（return differentials）が正值である保証は何もないし、事実、2012年末以降の株価上昇によってエクイティで対外負債を負いデットで対外資産を構築している日本の IIP 超過収益率は近年急速に低下しているのが現状である。本稿の目的は、通常「法外な特権（⁽¹⁾exorbitant privilege）」と呼ばれる IIP の超過収益率もしくは収益率格差の

(1) 法外な特権というコンセプトはこの分野の記念碑的論文である Gourinchas and Rey [2007] が使用したものであり、1950～60年代のアメリカ・ドルの特権的地位（低金利の自国通貨建て債務により欧州企業のような高収益外国資産を保有することにより超過収益を獲得できるという特別なポジション）に起源を持つ。また、「法外な負担（exorbitant duty）」というコンセプトは Gourinchas et al. [2017] に拠っており、法外な特権享受の代償として金融危機のような世界的な逆境期に安全資産

日本の法外な特権と法外な負担

国際比較を行うことにより世界最大の債権国・日本の対外投資の果実の特徴とその源泉を浮かび上がらせ、今後の方向性を考察してみることである。同時に、日本の法外な特権を、リスク・オフ期の円高という日本の「法外な負担 (exorbitant duty)」と関連付けて説明するきわめて単純化された理論枠組み構築することによって、1990年代後半以降の債権大国・日本の構造的特質を示唆する。

以下、まず次節において日本の IIP 超過収益率の源泉とその特徴を国際比較の観点から明らかにする。続く II において、日本の法外な特権をその法外な負担とセットで説明する簡単な理論モデルを示す。最後に2000年代後半以降の期間に焦点を当てて、日本の IIP 超過収益率の変化とその背後にある要因を明らかにする。

I 日本の IIP 超過収益率の源泉とその特徴：国際比較の観点から

1 対外投資ポジションと IIP 超過収益率

Gourinchas and Rey [2007] を嚆矢として、「法外な特権」と呼ばれるアメリカ IIP の正の超過収益の存在と、その持つ経済的含意が議論されてきた。例えば、安全な国際準備資産をほぼ独占的に供給できる特異なポジションから派生する IIP 超過収益により、アメリカは対外投資ポジションの顕著な悪化を伴うことなくその通時予算制約を緩和できる（貿易赤字を持続的に計上可能である）。しかし、同時に新興国を中心とするその他世界の成長と、その鏡の裏側であるアメリカ経済の相対的規模縮小という世界的トレンドの下で、前者の安全資産需要増加を充足するための準備資産供給増加は、有限の財政キャパシティの下で債務返済負担軽減を巡る自己実現的投機の可能性を生み (Calvo, 1988), 新しいトリフィン・ジレンマ (New Triffin dilemma) と呼ば

を提供する役割を分担することに伴う負担 (莫大な評価損) を余儀なくされることを指す。

表1 債権国の対外純資産とIIP超過収益率

| 順位 | 対外純資産 [億ドル, 2016年] | 対外純資産 [%ofGDP, 2016年] | 超過 収益率 [年率%] | 計測期間 | |
|------|--------------------------|-----------------------------|--------------------|--------|-------------|
| 1 | 日本 | 28,792.4 | 58.2 | 0.83 | 1996～2016年 |
| 2 | 中国 | 19,503.7 | 17.4 | -5.76 | 2005～2016年 |
| 3 | ドイツ | 17,966.5 | 51.6 | 0.10 | 2000～2016年 |
| 4 | 香港 | 11,538.2 | 359.6 | -0.74 | 2001～2016年 |
| 5 | 台湾 | 11,067.3 | 208.6 | -0.82 | 2001～2016年 |
| 6 | スイス | 7,705.2 | 115.2 | -1.46 | 2001～2016年 |
| 7 | ノルウェー | 7,341.7 | 197.8 | -1.11 | 1999～2016年 |
| 8 | シンガポール(注1) | 6,666.7 | 215.2 | -1.82 | 2002～2016年 |
| 9 | サウジアラビア | 5,972.7 | 92.6 | -4.19 | 1988～2016年 |
| 10 | オランダ | 4,682.1 | 60.2 | -0.27 | 2005～2016年 |
| 11 | 韓国 | 2,778.8 | 19.7 | -4.01 | 1995～2016年 |
| 12 | ベルギー | 2,199.9 | 47.0 | -0.16 | 2009～2016年 |
| 13 | ロシア連邦 | 2,110.9 | 16.5 | -11.67 | 2001～2016年 |
| 14 | デンマーク | 1,613.3 | 52.6 | 0.98 | 2006～2016年 |
| 15 | カナダ | 1,554.9 | 10.1 | 1.62 | 1991～2016年 |
| 16 | クウェート | 1,198.9 | 108.1 | -4.94 | 2009～2016年 |
| 17 | イスラエル | 1,089.5 | 35.8 | -0.68 | 2001～2016年 |
| 18 | オーストリア | 276.6 | 7.0 | -0.36 | 2000～2016年 |
| 19 | スウェーデン | 243.6 | 4.7 | 0.26 | 1998～2016年 |
| 20 | 南アフリカ | 223.2 | 7.5 | -0.84 | 1985～2016年 |
| 21 | ルクセンブルグ | 194.0 | 33.1 | -0.21 | 2003～2016年 |
| 22 | マレーシア(注2) | 156.5 | 5.3 | -8.69 | 2002～2016年 |
| 23 | フィンランド | 74.5 | 3.1 | 1.46 | 2006～2016年 |
| 24 | アイスランド | 5.9 | 2.9 | -2.08 | 2000～2016年 |
| 25 | レソト | 0.6 | 2.5 | -10.65 | 2001～2016年 |
| 合計 | | 134,957.7 | 44.2 | | |
| <参考> | | | | | |
| | アメリカ | -81,815.9 | -43.9 | 3.45 | 1977～2016年 |
| | オーストラリア | -6,998.0 | -55.2 | 1.48 | 1989～2016年 |
| | ニュージーランド(注3) | -1,098.6 | -59.4 | 1.28 | 2001～2016年度 |
| | イギリス | -590.3 | -2.2 | 0.73 | 1988～2016年 |

(注1) シンガポールは第一次所得収支の内訳を公表していないため、第一次所得収支受取り・支払い額を用いて計算した(出稼ぎを含む外国人労働者の送金は第二次所得収支に分類されるため、第一次所得中の雇用者報酬等はマイナー・コンポーネントと考えられる)。

(注2) 2010～16年のその他投資を一部推計して計測した。

(注3) ニュージーランドの年度末は翌年3月末である。

資料) 対外純資産はIMF, IFS (2018年10月30日アクセス)、超過収益率は筆者の計測による。

日本の法外な特権と法外な負担

れる不安定性の芽を育くむかもしれない (Fahri and Maggiori, 2018a, 2018b; Gourinchas and Rey, 2007; Gourinchas et al., 2017; Obstfeld, 2011)⁽²⁾。このように、アメリカの法外な特権(と経済的逆境期における法外な負担)の源泉を問うことは、現代国際金融システムの深層の一面を問うことと等価なのである。

では、アメリカのコインの裏側であるアメリカ以外の国の IIP 超過収益はどのようなになっているのであろうか? なかでも、アジア通貨・金融危機以降の近年において、アメリカの代表的なカウンターパーティーはおそらく間違いなく世界最大の債権国クラスターである日本および近隣東アジア債権国であり、その IIP 超過収益が他の債権国と比較してどのような特徴を有するかを問うことは興味深い分析課題である。そこで手始めに、データの利用可能な債権国25ヶ国を対象にして、その IIP 超過収益率を計測した結果を観察してみよう(表1)。ここで、補論で説明されているように IIP 超過収益率とは、評価損益を含む対外資産の実質投資収益率 r^A から対外債務の実質収益率 r^L を控除した差と定義されており、各国通貨ベース名目収益率を消費者物価上昇率を用いて実質化したものである。表中に挙げた国以外のその他産油国データが利用可能でないため不完全ではあるものの、世界の主要債権国は石油・天然ガス産出国、東アジア、北部ヨーロッパの三つのクラスターに集中しており、これら25ヶ国でほぼカバーされていると考えられる。2016年末時点における世界の債権国トップ10ヶ国は、日本、中国、ドイツに続き(ただし2017年ドイツが中国と逆転)、香港 SAR、台湾、スイス、ノルウェー、シンガポール、サウジアラビア、オランダとなっており、近年経常収支黒字

(2) Triffin dilemma は元々1960~70年代初頭の金と対外短期ドル債務の間に見られる不安定性(ドル減価によるドル債務の実質返済負担軽減)を意味していた。これに対して、新しいトリフィン・ジレンマとは、準備資産としての米ドル債務の拡大がアメリカ債務返済負担を増大させ、その返済負担をドル減価等により軽減するインセンティブの高まりとともに起こりうる国際金融システムの不安定化を指している (Fahri and Maggiori, 2018a)。

が定着し債務国段階を卒業した韓国も、オランダに続く世界11番目の債権国に転じている。また、タイやマレーシアの経常収支も黒字化しており、債務国ポジションから次第に抜け出しつつあるように見える。そして、東アジア債権国5ヶ国の対外純資産合計はアメリカ対外純債務にほぼ見合う8兆504ドルであり、これは25ヶ国合計純資産の59.7パーセントを占めている。要するに、日本に加え、近年中国・アジア NIEs を中心とする東アジアが世界最大の債権国クラスターを形成しているのである。

しかし、これら債権国の IIP 超過収益率はどのようになっているのであろうか？表1の第3列は、公式統計によって IIP 実質超過収益率を計測した結果を整理したものである。現在各国は IMF, Balance of Payments Manual 第6版（以下 BPM6）の統一基準による新データへ移行途上であるため計測期間は必ずしも統一的でなく、また、国によってフロー統計とストック統計間のギャップの制約があること等により今後の改善の余地は大きい。それにもかかわらず、債権国といえどもその IIP 超過収益が正の国は25ヶ国中わずか6ヶ国（24パーセント）と僅少であること、そして現在、東アジアの債権国の中で唯一日本のみが正の超過収益を享受できている事実は、きわめて印象的である。⁽³⁾

一方、参考欄にカナダを除くアングロサクソン諸国の IIP 超過収益率が示されている。アメリカの超過収益率は、ストック統計と金融フロー統計から残差として得られる評価損益の処理の仕方によってそのオーダーが異なることが知られており、残差をすべて評価損益と処理する本稿のような計測方法では高めの数値が現れることに注意を要する。⁽⁴⁾しかし、それでも世界最大の

(3) 東アジアではブルネイも債権国と考えられるが、その実態は不明である。

(4) Gourinchas et al. [2017] は1952～2015年の四半期ベース超過収益率を再計測し、残差の処理の仕方により上下1パーセント程度の幅が生じるものの、アメリカの IIP 実質超過収益率は2パーセント前後との結論を得ている。ちなみに、表1のアメリカの超過収益率3.45パーセントは、本稿と同じ処理によって得られた1975～

日本の法外な特権と法外な負担

債務国・アメリカが、超過収益率が1パーセント前後と推計される世界最大の債権国・日本よりもはるかに高い超過収益を享受している現状は、揺るぎない事実と考えられる。同様に、アメリカと同様の債務国であるオーストラリア、ニュージーランド、およびイギリスのIIP超過収益率はプラスとなっており、2016年時点で日本に続く世界第二位の債権国・中国のIIP超過収益率がマイナス5.76パーセントである事実と好対照である⁽⁵⁾。そして、2017年に中国を抜いて世界第二番目の債権国に転じたドイツのIIP超過収益率も0.10パーセントと精彩を欠く水準であり（東西ドイツ統合直後の1992年にまで遡及した1992～2016年平均ではマイナス0.63パーセント）、産油国ノルウェーやスイス、オランダ、ロシアなどの他のヨーロッパの代表的な債権国のIIP超過収益率に至っては、軒並みマイナスである。いずれにせよ、一国の国際投資ポジションと超過収益率の間には明確な相関関係はなく、世界最大の債権大国化したことを持って日本が投資立国化したとするメディア等の主張は、実証面から見る限りあまりにもナイーブなのである⁽⁶⁾。

2 IIP 超過収益率の決定因：若干の実証分析

2.1 要因分解

では、何がIIP超過収益率を左右しているのだろうか？この疑問に答え

2015年の計測値3.49パーセントとほぼ同じである。

(5) 1998～2016年まで遡及してその実質超過収益率を推計したHuang [2018]によると、中国のIIP実質超過収益率は公式統計による表1の計測値よりもさらに低いマイナス8.92パーセントである。

(6) 念のため、表1の債権国25ヶ国のIIP超過収益率を対外純資産NFA（対GDP比、%）に回帰させた結果は次のようになっており、統計的に有意な関係は見だせない（計数推定値下のカッコ内は不均一分散頑健標準誤差から計算された t 値、説明変数を対数ではなくレベルとしても結果は同じである）。

$$r^A - r^L = -4.17 + 0.58 \cdot \ln(\text{NFA}/\text{GDP}) \quad \text{adj}R^2 = 0.017, \text{ se} = 3.59 \\ (-1.84) \quad (1.15)$$

るため、超過収益率を収益効果 (return effect) と構成効果 (composition effect) に分解する接近が有用である。より具体的には、対外資産 (負債) を直接投資, 株式・投資ファンド, 債券投資, その他投資 (可能な場合, さらに準備資産) の四つの金融勘定項目に区別し, $S_k^A(S_k^L)$ を資産 (負債) 項目 k の残高シェア, $R_k^A(R_k^L)$ を資産 (負債) 項目 k の名目収益率と定義する。このとき, 名目収益率は $R^j = \sum_k S_k^j R_k^j (j=A, L)$ と定義されるので, 名目超過収益率は次式のように収益率の差による部分 (右辺第一項) とポートフォリオの構成比の差による部分 (右辺第二項) の二つに分解可能である (A は資産, L は負債を表す)。

$$R^A - R^L = \sum_k \bar{S}_k (R_k^A - R_k^L) + \sum_k \bar{R}_k (S_k^A - S_k^L)$$

$$\text{where } \bar{S}_k = 0.5(S_k^A + S_k^L), \bar{R}_k = 0.5(R_k^A + R_k^L)$$

また, r を実質収益率とすると, $1+r=(1+R)/(1+p)$ であるので $r^A - r^L = (R^A - R^L)/(1+p)$ により実質収益率格差を計測可能である。そこで右辺第一項を「収益効果」, 第二項を「構成効果」と呼び, 投資項目ごとに二つの効果を合計することにより各々の超過収益率の全 IIP 超過収益率に対する寄与度を計測可能である。

2.2 日本, アメリカ, 韓国

以上の要因分解方法に従って, まず, 世界最大の債権国・日本と世界最大の債務国・アメリカ, そしてアジア通貨・金融危機以降の新興国の IIP 超過収益率構造を伺い知る上で格好の材料を提供していると考えられる韓国の IIP 超過収益率の要因分解結果を観察してみよう (表 2)。なお, 表には補助データとして対外資産・負債の各々について計測期間中の平均構成比が示されている。

日本の法外な特権と法外な負担

表2 IIP 超過収益率の要因分解結果

日本 [1996~2016年]

| IIP 超過収益率, 年率% | 合計 | 収益効果 | 構成効果 | 平均構成比, % | |
|----------------|-------|-------|-------|----------|------|
| | | | | 対外資産 | 対外債務 |
| | 0.83 | 1.32 | -0.50 | | |
| <要因> | | | | | |
| (1) エクイティ | -0.08 | 0.78 | -0.86 | 21.4 | 32.3 |
| 直接投資 | 0.14 | -0.36 | 0.50 | 11.5 | 4.2 |
| 株式・投資ファンド | -0.22 | 1.14 | -1.36 | 9.9 | 28.1 |
| (2) 債券投資 | 1.54 | 1.11 | 0.43 | 34.7 | 20.2 |
| (3) その他投資 | -0.64 | -0.57 | -0.07 | 44.0 | 47.5 |
| [o/w 準備資産] | | | | [15.0] | |

アメリカ [1999~2016年]

| IIP 超過収益率, 年率% | 合計 | 収益効果 | 構成効果 | 平均構成比, % | |
|----------------|------|------|-------|----------|------|
| | | | | 対外資産 | 対外債務 |
| | 3.44 | 3.21 | 0.23 | | |
| <要因> | | | | | |
| (1) エクイティ | 2.59 | 1.58 | 1.01 | 60.0 | 41.9 |
| 直接投資 | 1.68 | 1.22 | 0.46 | 33.6 | 24.1 |
| 株式・投資ファンド | 0.91 | 0.36 | 0.55 | 26.4 | 17.8 |
| (2) 債券投資 | 0.07 | 0.91 | -0.84 | 11.9 | 35.0 |
| (3) その他投資 | 0.77 | 0.72 | 0.05 | 28.0 | 23.1 |
| [o/w 準備資産] | | | | [2.1] | |

韓国 [1995~2016年]

| IIP 超過収益率, 年率% | 合計 | 収益効果 | 構成効果 | 平均構成比, % | |
|----------------|-------|-------|-------|----------|------|
| | | | | 対外資産 | 対外債務 |
| | -4.01 | -3.66 | -0.35 | | |
| <要因> | | | | | |
| (1) エクイティ | -2.95 | -1.61 | -1.34 | 22.6 | 47.5 |
| 直接投資 | -0.75 | -0.72 | -0.03 | 16.5 | 17.5 |
| 株式・投資ファンド | -2.20 | -0.89 | -1.31 | 6.6 | 30.0 |
| (2) 債券投資 | -0.47 | -0.70 | 0.23 | 6.7 | 19.9 |
| (3) その他投資 | -0.58 | -1.35 | 0.76 | 70.3 | 32.6 |
| [o/w 準備資産] | | | | [41.9] | |

注) エクイティは直接投資と株式・投資ファンドの合計, その他投資には外貨準備資産を含む。丸目誤差により合計が全体に一致しない場合がある。

資料) 日本銀行, US Bureau of Economic Analysis, Bank of Korea のデータより筆者計測。

表2より観察される第一の事実は、同じ正のIIP超過収益率を享受している日米の対外投資収益源泉の際立った相違である。いま、直接投資と株式・投資ファンドをリスク資産という意味で「エクイティ」と呼ぶことにしよ

(7) う。そしてその対極に比較的安全な資産である「債券」を置いてみる。すると、債務国アメリカの法外な特権（超過収益）を説明する最大の要因はエクイティ、なかでも1.68パーセントの直接投資収益寄与度の圧倒的な高さであるのに対し、債権国・日本の法外な特権の源泉はエクイティにはなく、もっぱら債券投資収益率の高さ（1.54パーセント相当の寄与度）にあることが分かる。いわば、日本の法外な特権の源泉はデットの超過収益率、アメリカのそれはエクイティの超過収益率に支えられていると言ってよい。

第二に、超過収益率を収益効果と構成効果に分解した結果を観察すると、日本の構成効果はマイナス0.50パーセントであるのに対し、アメリカのそれはプラス0.23パーセントと符号が逆になっている。その理由をポートフォリオの中身に遡って観察すると、日本はリスク・キャピタル（主として株式・投資ファンド）で負債を負う一方で安全なデットで資産を構築していることにより、トータルで構成効果はマイナス0.42パーセントとなっている。これに対し、アメリカはデットで負債を負いエクイティで資産を構築している結果、構成効果は0.17パーセントの正の超過収益率を創出しており、この意味でアメリカの法外な特権の源泉の一部は低利の安全資産供給と高い期待収益を見込めるリスク資産輸入というアメリカの国際ポートフォリオ・ポジションによっていることは確かである。しかし、そのオーダーは収益効果に比べると非常に小さく、アメリカの法外な特権を説明するドミナントな要因とは言い難い。換言すれば、アメリカの法外な特権の源泉はエクイティ、なかでも対外直接投資収益の圧倒的高さにあるのであり、「低金利のデットで債務を負い、高い収益が見込めるリスク資産で運用するポジションにある」という広く流布している見解は実証的には必ずしも支持されない⁽⁸⁾のである。

(7) ただし、直接投資には親子間の貸付等が含まれるので、エクイティという表現は必ずしも正確ではないかもしれない。

(8) 同様の論点は Curcuru et al. [2013], Habib [2010] によっても示されている。

日本の法外な特権と法外な負担

第三に、新興国経済の代表例として韓国の IIP 超過収益率の源泉を観察すると、興味深い事実が見出せる。まず最初にその IIP 構成比を観察すると、アジア危機以降の国際収支フローを反映して、韓国の対外負債はエクイティ、なかでも日本に比べて直接投資の比重が高い。これに対して、韓国の対外資産はその他投資に含まれる外貨準備の比重が非常に高く、やや極端に表現すれば「エクイティで債務を負い、外貨準備資産という安全だか低利の資産で資産を運用している」ということになる。そして、実はこの韓国型 IIP 構造はアジア通貨・金融危機以降に顕著となったいわば「通貨金融危機回避型モード」の IIP 構造と言え、現在における新興国・発展途上国にはほぼ共通する特徴である (Bianchi et al., 2018)。その結果、高リターンのリスク資産で負債を負い、安全だが低リターンの準備資産で資産運用を行う限り、「エクイティ」と「準備を含むその他投資」の両金融勘定項目でマイナスの超過収益を甘受することになり、債務国はもとより債権国といえども全体として IIP 超過収益率がマイナスにならざるを得ないのである。実際、日本を除く東アジアの債権国の超過収益率がすべてマイナスとなっている理由がこれであり、次項で説明するように、その他の多くの新興国・発展途上国にはほぼ共通するパターンと言ってよい。

一方、日本の IIP 構造は株式・投資ファンドでのエクイティ債務が比較的大きく、準備を含むその他資産の構成比が比較的高いという意味では現在の新興国・発展途上国の特徴を一部共有している (両者の超過収益率はいずれもマイナスとなっている)。しかし、その新興国パターンからの乖離を決定付けているのはやはり債券投資超過収益率の圧倒的高さであり、まさにこの点こそが日本の法外な特権の最大の源泉と言ってよさそうである。

2.3 クロスセクション分析

そこで、以上の債券投資超過収益に依存した日本の IIP 超過収益という特

徴を際立たせるため、債権国だけでなく債務国を含むより包括的なデータを使用して IIP 超過収益率の決定因に関する実証分析を行ってみよう。

具体的には、IIP 超過収益率と4つの金融勘定投資項目別超過収益率データが計測可能な先進国19ヶ国、新興国・発展途上国32ヶ国の合計51ヶ国を対象に（詳細は補論を参照）、上記の IIP 超過収益率とその要因分析を行った（表3）。ただし、4つの投資項目別超過収益率の合計は定義的に IIP 超過収益率に一致するので、可能な限り個別要因毎の説明力に注視する。

まず、IIP 超過収益の国別変動を説明する最も重要な要因は、直接投資超過収益率寄与度 FDI である。実際、表の[1]式の結果が示しているように、両者は1パーセントの水準で有意に相関しており、自由度修正済決定係数も0.753と、直接投資超過収益率が IIP 超過収益率の全変動の過半を説明している。一方、株式・投資ファンド超過収益率寄与度 Equity も有意な説明要因であるが（[2]式）、説明力は FDI に比べると劣る。しかし、両者を合計したエクイティ関連投資超過収益率寄与度の説明力は有意でかつ非常に高く、全変動の85パーセントを説明している（[3]式）。このように、IIP 超過収益率の国別変動を説明する最大の要因はエクイティ関連投資、なかでも直接投資の超過収益率であり、図1が示しているように、この結論は視覚的にも明らかである⁽⁹⁾。

他方、債券投資超過収益率寄与度 Bond に関わる推定値は10パーセントの水準で有意であるに過ぎず、IIP 超過収益率を説明する要因としては精彩を欠いていると言わざるを得ない（[4]式）。実際、IIP 超過収益率と債券投資超過収益率寄与度の関係を図示した図2を観察しても、①両者の関係は密ではないことに加え、②日本の債券投資超過収益率寄与度が国際的にも突出している現状を確認できる。一方、雑多な内容からなるその他投資の超過収益率

(9) 図1ではナイジェリアが outlier のように見えるが、これを除いても結論は変わらない。

日本の法外な特権と法外な負担

表3 IIP 超過収益率の決定因

| Explanatory Variables | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] |
|-----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| FDI | 1.316 [0.091]*** | | | | | 1.292 [0.100]*** |
| Equity | | 1.361 [0.380]*** | | | | |
| FDI+Equity | | | 1.228 [0.098]*** | | | |
| Bond | | | | 1.369 [0.699]* | | |
| Others | | | | | 1.772 [0.445]*** | |
| USA*FDI | | | | | | 1.191 [0.246]*** |
| JPN*Bond | | | | | | 0.891 [0.211]*** |
| constant | -0.623 [0.303]** | -2.419 [0.559]*** | -0.311 [0.266] | -2.697 [0.550]*** | -1.798 [0.432]*** | -0.732 [0.322]** |
| adjR ² | 0.753 | 0.138 | 0.845 | 0.024 | 0.476 | 0.749 |
| NOB | 51 | 51 | 51 | 51 | 51 | 51 |

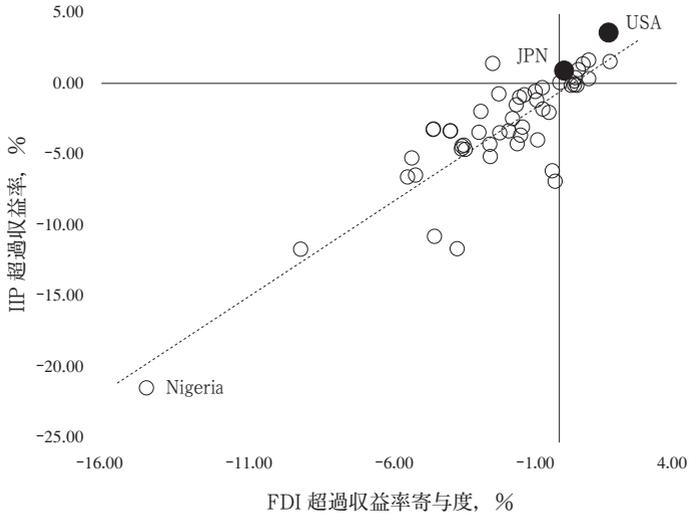
注) FDI=直接投資超過収益率寄与度, Equity=株式・投資ファンド超過収益率寄与度, Bond=債券投資超過収益率寄与度, Others=準備を含むその他投資超過収益率寄与度, USA=アメリカ・ダミー, JPN=日本ダミー。[]内の計数は White による不均一分散頑健標準誤差。(***は1パーセント, (**は5パーセント, (*)は10パーセントの水準で統計的に有意であることを表す。

資料) 巻末補論を参照。

寄与度 Others も統計的に有意であり、直接投資超過収益率に次ぐ説明力を持つ。そして最後に、アメリカ IIP 超過収益率がアメリカの直接投資超過収益に強く依存していること、そして日本のそれは債券投資超過収益に依存していることを確認するために、アメリカ・ダミー USA と日本ダミー JPN との交差項を入れて推計を行ってみたところ ([6]式)、この日米の特徴は実証的にも支持されている。

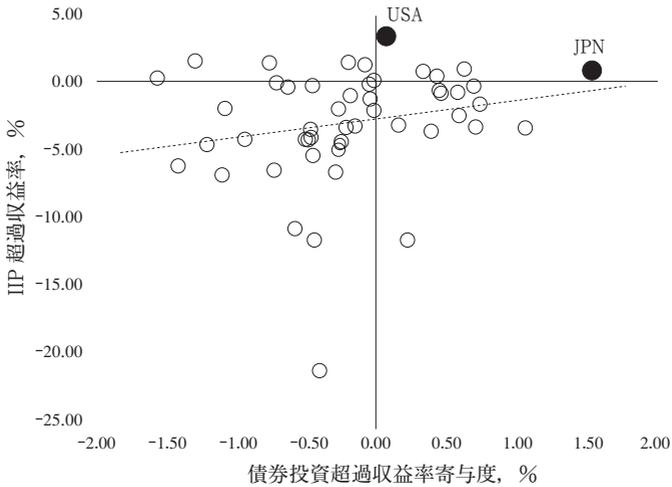
次に、各要因の説明力を少し異なった角度から定量化するため、IIP 超過収益率変動の Shorrocks [1982] による要因分解を行ってみよう。いま、IIP

図1 IIP 超過収益率と直接投資超過収益寄与度



資料) 卷末補論を参照。

図2 IIP 超過収益率と債券投資超過収益寄与度



資料) 卷末補論を参照。

日本の法外な特権と法外な負担

表4 IIP 超過収益率変動の要因分解（ショーロックス分解）

| | 分散・共分散 | 構成比 |
|------------------|--------|---------|
| IIP 超過収益率 | 17.50 | [100%] |
| <内訳> | | |
| (1) 直接投資 | 10.09 | [57.6%] |
| (2) 株式・投資ファンド | 2.02 | [11.5%] |
| (3) 債券投資 | 0.59 | [3.4%] |
| (4) その他投資（準備を含む） | 4.81 | [27.5%] |

資料) 筆者作成。

超過収益率を y ，その金融勘定投資項目の第 s 要因を z_s とすると，定義により $y = \sum_{s=1}^4 z_s$ である（ $s=1$ は直接投資， $s=2$ は株式・投資ファンド， $s=3$ は債券投資， $s=4$ は準備を含むその他投資）。このとき，IIP 超過収益率の国別変動をその分散 $\text{Var}\{y\}$ で捉えると，それは

$$\text{Var}\{y\} = \sum_{s=1}^4 \beta_s \text{Var}\{z_s\}$$

と表現可能である。ここで $\beta_s = \text{Cov}\{y, z_s\} / \text{Var}\{z_s\}$ と定義されており，特定要因 z_s を y に回帰した時の OLS 推定値の確率極限という意味を持つ。したがって IIP 超過収益率の分散変動は IIP 超過収益率と各要因の共分散の和に分解可能である。

表4は，以上の Shorrocks による要因分解結果を整理したものである。これによると第一に，IIP 超過収益率総変動の58パーセントが直接投資超過収益率で説明可能であり，続いて準備資産を含むその他投資が27パーセントの説明力を持つことが分かる。しかし，証券投資の役割は株式・投資ファンドを含めても低く，日本の IIP 超過収益の主源泉である債券投資超過収益の説明力はわずか3.4パーセントである。換言すれば，世界各国の IIP 超過収益率の変動は，アメリカが典型的であるように直接投資の超過収益によって説明され，際立った債券投資超過収益に依存する日本的な IIP 超過収益構造は，

表5 IIP 超過収益率とその要因：先進国 vs. 新興国・発展途上国

| | 先進国 19ヶ国 | 新興国・ 発展途上国32ヶ国 | 51ヶ国 平均 |
|-------------------|-------------|-------------------|------------|
| IIP 超過収益率, 年率% | 0.33 | -4.88 | -2.94 |
| <内訳>金融勘定項目別寄与度 | | | |
| (1) 直接投資 | 0.32 | -2.99 | -1.76 |
| (2) 株式・投資ファンド | 0.11 | -0.67 | -0.38 |
| (3) 債券投資 | -0.17 | -0.18 | -0.17 |
| (4) その他投資 (準備を含む) | 0.07 | -1.04 | -0.63 |
| 要因分解② | | | |
| 収益効果 | 0.19 | -2.58 | -1.55 |
| 構成効果 | 0.15 | -2.29 | -1.38 |

注) 各グループを構成する国のリストについては補論付表を参照。要因②は収益効果と構成効果への分解結果を表す。

資料) 筆者計測

国際的には例外的なのである。そして、世界最大の債権大国・日本が1990年代後半以降において正の IIP 超過収益を享受できるようになった反面、そのオーダーは1パーセント前後と必ずしも高い水準とは言えない最大の要因は、直接投資・株式投資のリスク・キャピタルでの収益力不足にあることが示唆される。

以上のように、IIP 超過収益率の主要な説明要因は直接投資と準備を含むその他投資の超過収益であることが確認されたが、この特徴は多分に新興国・発展途上国の存在によるところが大きい。そこで、サンプルを先進国と新興国・発展途上国に区分して、各グループ別の平均的な超過収益構造をまとめてみた(表5)。この表の結果によると、先進国と新興国・発展途上国の間で、際立った対照性が存在することが分かる。まず、先進国全体としての IIP 超過収益率は0.33パーセントの正值であり、その主要源泉は直接投資の超過収益率である。一方、その受け入れ先とみられる新興国・発展途上国の平均的な IIP 超過収益率はマイナス4.88パーセントであり、その説明要因は直接投資と準備を含むその他投資のマイナスの超過収益である。つまり、新

日本の法外な特権と法外な負担

興国・発展途上国の IIP バランスシートは直接投資というリスク資産で負債を負い、その他投資とりわけ準備資産という安全資産で資産を構築している結果、いずれの項目の寄与度もマイナス要因となっているのであり、その対極に先進国（準備資産供給はアメリカとユーロ圏）が位置する訳である。こうした平均的な世界経済の構図を所与とすると、日本は明らかに例外的な存在であることが分かる。

3 為替レート変動と IIP 評価損益：日本の法外な負担

アメリカの法外な特権の主要源泉は、その抜きんでた直接投資超過収益率にあることを再確認した。また、オーダー的に必ずしも圧倒的ではないものの、質量両面において世界で最も良質な安全資産を供給できるその特異なポジションがアメリカの法外な特権の基盤であることも、本稿の実証結果によって部分的に確認された。しかし、こうした卓越した安全資産供給というアメリカのポジションの故に、例えばリーマン・ショックのような世界的な金融危機時での「質への逃避」と米ドル増価によって、アメリカは逆に巨額の損失を被っており、Gourinchas et al. [2017] はその損失を法外な特権の代償という意味で「法外な負担 (exorbitant duty)」と呼んだ。

実際、2008年のリーマン・ショック直後における各国の IIP 評価損益を選択的に示した表 6 によると、アメリカの被った評価損は 2 兆ドルという突出した額となっており、平時の法外な特権 (IIP 超過収益) とともにその代償としての法外な負担の大きさを伺い知ることができる。反面、アジア通貨・金融危機で深刻なダメージを被った韓国、タイ、フィリピン（および台湾、香港 SAR）は、危機後の構造調整（外貨建て準備資産の積み上げと外国通貨建てのデットから本国通貨建てのエクイティでの負債構造転換）によりむしろ評価益を享受できる体質に変化しており、ある意味ではアメリカの提供する国際保険サービスの便益享受者と見なすことができるのかもしれない。

表6 2008年の世界各国のIIP評価損益（金融派生商品を除く）

| 国 | 金額, 億ドル | 対GDP比, % | 国 | 金額, 億ドル | 対GDP比, % |
|----------|------------|-------------|----------|------------|-------------|
| アメリカ | -20,240 | -13.8 | チェコ共和国 | -31 | -1.3 |
| ドイツ | -4,953 | -13.1 | スロバキア | -9 | -0.9 |
| 日本 | -4,373 | -8.7 | ニュージーランド | 10 | 0.7 |
| 中国 | -2,221 | -4.8 | ハンガリー | 42 | 2.7 |
| オランダ | -1,998 | -21.3 | ルクセンブルク | 43 | 7.7 |
| シンガポール | -1,428 | -74.0 | フィリピン | 78 | 4.5 |
| フランス | -1,050 | -3.6 | イスラエル | 149 | 6.9 |
| アイスランド | -871 | -493.5 | タイ | 344 | 11.8 |
| スイス | -502 | -9.0 | カナダ | 365 | 2.4 |
| スウェーデン | -408 | -7.9 | イタリア | 565 | 2.4 |
| メキシコ | -407 | -3.7 | フィンランド | 706 | 24.8 |
| オーストリア | -241 | -5.6 | 台湾 | 827 | 19.8 |
| ノルウェー | -220 | -4.8 | 香港 SAR | 980 | 44.7 |
| デンマーク | -172 | -4.9 | ベルギー | 1,054 | 20.2 |
| サウジ・アラビア | -111 | -2.1 | 韓国 | 1,208 | 12.1 |
| ポーランド | -88 | -1.6 | ロシア連邦 | 3,500 | 19.6 |
| オーストラリア | -68 | -0.7 | ブラジル | 3,732 | 22.0 |
| スロベニア | -36 | -6.5 | イギリス | 5,544 | 19.0 |

注) 評価損益（金融派生商品を除く）は、2008年の各国通貨表示評価損益金額を同年の平均為替レートでドル換算したものである。

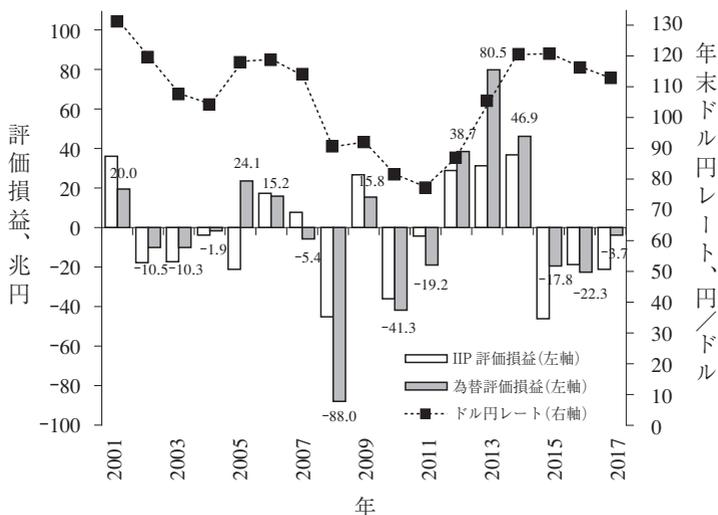
資料) 巻末補論を参照。

しかしその一方で、ドイツ、日本、中国、オランダ、シンガポール、スイスといった世界の主要債権国の被った評価損もきわめて大きく、特に日本の場合、為替レート変動起源の評価損が大きかったとみられる。図3はデータが得られる2001年以降に限定して、日本のIIP評価損益総額とその中の為替レート変動による損益額推計（いずれも金融派生商品を除く）を図示したものである（財務省推計による）。この図から分かるように、日本のIIP評価損益の変動はかなりの程度が為替レート変動に起源があり、その程度は近年拡大傾向にある⁽¹⁰⁾。なかでもリーマン・ショックが発生した2008年における円高

(10) 両者の相関係数は0.801である。

日本の法外な特権と法外な負担

図3 日本のIIP評価損益と為替レート変動による評価損益（金融派生商品を除く）



資料) 財務省『財政金融統計月報 (国際収支特集)』2002~2018年。

起源の評価損推計額は88兆円（対 GDP 比16.9パーセント）と国家財政に匹敵する規模となっており、アメリカ・サブプライムローン危機が勃発した2007年から2011年までの歴史的円高局面で、為替レート要因により累計138兆円もの評価損を計上した。1パーセント程度の法外な特権を享受する一方で、アメリカと同じく、日本は世界的なリスク・オフ期において円高により巨額の損失を余儀なくされているのである。⁽¹¹⁾ただし、その後の2012~2014年

(11) 表6では評価損益の要因を識別できないが、Bénétrix et al. [2015] の推計によると、2008年の為替レート変動により最も大きな評価損を被ったのは日本 (9,365億ドル) であり、これにアメリカ (7,725億ドル)、スイス (2,509億ドル)、中国 (2,217億ドル)、シンガポール (1,859億ドル) が続いている。これに対し、同年の通貨減価により最も大きな評価損益を得た国はイギリス (9,458億ドル) となっており、これにカナダ (2,219億ドル)、ノルウェー (870億ドル)、韓国 (549億ドル)、スウェーデン (509億ドル) が続いている。

の僅か3年間で、今度は円安に伴う累計166兆円の評価益を計上しており、リーマン・ショック後の歴史的円高期の評価損は帳消しとなった。このことはまた、日本では中長期的に見ると評価損益が均されることを意味しており、アメリカのような顕著なポジション・パズル（累積金融収支と対外純資産の乖離現象）が観察されない事実と平仄を合わせている（Rogoff and Tashiro, 2015）。

II 日本の法外な特権と法外な負担：簡単な理論モデル

前節において、日本の IIP 超過収益率の特徴を国際比較の視点から浮き彫りにした。その結果によると、日本の IIP 超過収益率の主要源泉は国際的に卓越した債券投資超過収益寄与度の高さであり、直接投資の超過収益依存といういわば先進国型の IIP 超過収益構造からは例外的であることが示された。そして、アメリカと同様に世界的な金融危機時に巨額の為替評価損を被るという意味で、アメリカと同様に「法外な負担」を余儀なくされている。では、こうした日本の法外な特権と法外な負担はどのように説明できるのであろうか？以下では、90年代後半以降のリスク回避傾向の高まりというバブル崩壊後の日本経済の一般的傾向に着目し、「リスク回避度の違い」によりそれを説明するシンプルな理論枠組みを示してみたい。

1 セットアップ

そのため、次のような著しく単純化された理論モデルを考える。⁽¹²⁾ いま、自

(12) 以下のセッティングは Brandt et al. [2006] により「地球・火星モデル」と呼ばれている。地球と火星間では、輸送が著しく困難であるため財・サービスの直接取引はできないものの、ラジオ通信で結ばれている限り帳簿上での条件付き証券の金融取引は可能なセッティングという意味であり、recursive preference を仮定したモデルにおいて、操作性の観点からしばしば採用されている（e.g., Colacito and Croce, 2013）。

日本の法外な特権と法外な負担

国（日本）と外国の2国からなる世界を考え、現在 $t=0$ と将来 $t=1$ の二期間モデルを想定する。自国は自国財 Y 、外国は外国財 Y^* という1財に特化しており、各国財の現在供給 $\{Y_0, Y_0^*\}$ と将来供給 $\{Y(s), Y^*(s)\}$ は所与とする。ここで記号 s は将来の生起しうる状態を表し、その生起確率を $\pi(s)$ と定義する。そして、各国家計は各国財のみを消費するという意味で、ホームバイアスが100パーセントの経済を想定する。

しかし、同時に国際間で取引可能な条件付き証券市場が完備している。自国の条件付き証券 s はそれを1単位保有すると、将来状態 s が生起した場合1単位の自国財返済を約束し、その自国財で測った価格を $q(s)$ とする。同様に、外国でも将来状態 s が生起すれば1単位の外国財を保証する条件付き証券が取引されており、その外国財で測った価格を $q^*(s)$ としよう。そして、外国財価格 P^* を自国財価格 P で割った実質為替レートを $Q=P^*/P$ によって定義する。（自国サイドから見て Q の上昇は実質為替レートの減価を、低下は増価をそれぞれ意味する）。このとき、外国条件付き証券の自国財で測った価格は $Q_0q^*(s)$ である。それゆえ、 $Q_0q^*(s)$ のコストで外国証券1単位を購入し、将来状態 s が生起した場合に獲得した外国財を自国財に交換すれば $Q(s)$ 単位の自国財を入手可能である。したがって、自国家計の最適化問題は、時間に関して分離加法的な効用関数 $u(C)$ を仮定すれば、次のように記述できる ($E[]$ は期待値を表す数学的オペレーター)。

$$\begin{aligned} & \text{Max } u(C_0) + \beta E[u(C(s))] \\ \text{s.t. } & C_0 + \int q(s)B^H(s)ds + \int Q_0q^*(s)B^F(s)ds = Y_0 \\ & C(s) = B^H(s) + Q(s)B^F(s) + Y(s) \end{aligned}$$

ここで B^H, B^F は自国と外国の条件付き証券需要量を表し、初期資産は単純化のため無視している。また、現在の状態は既に確定しており（不確実でない）

く), 実質為替レート Q_0 は歴史的条件により決定されていると仮定する。

条件付き証券の実質価格を $M(s) = q(s)/\pi(s)$, $M^*(s) = q^*(s)/\pi(s)$ によって定義し, 以下これらを確率的割引因子 SDF と呼ぶことにしよう。すると, 簡単な計算により最適化条件は,

$$\frac{\beta u'(C(s))}{u'(C_0)} = M(s) \quad (1-1)$$

$$\frac{Q(s)}{Q_0} \frac{\beta u'(C(s))}{u'(C_0)} = M^*(s) \quad (1-2)$$

と表現できる。同様に, 外国家計の最適化条件は

$$\frac{\beta u''(C^*(s))}{u''(C_0^*)} = M^*(s) \quad (2-1)$$

$$\frac{Q_0}{Q(s)} \frac{\beta u''(C^*(s))}{u''(C_0^*)} = M(s) \quad (2-2)$$

である。また, 各期の財市場需給バランス条件は

$$C_0 = Y_0, C_0^* = Y_0^* \quad (3-1)$$

$$C(s) = Y(s), C^*(s) = Y^*(s) \quad (3-2)$$

であり, このとき, 各国条件付き証券市場の需給もバランスする。

いま, 自国財 (外国財) で測った実質金利を $R(R^*)$ と定義しよう。将来状態 s が生じた時に 1 単位の自国財返済を約束した条件付き証券をすべての可能な状態について保有すると確実に将来 1 単位の自国財が得られる。それゆえ, 自国財で測った実質金利は $R = 1/\int q(s)ds = 1/\int \pi(s)M(s)ds =$

日本の法外な特権と法外な負担

$1/E[M(s)]$ により定義され、それは risk-free の非確率変数である。同様に、外国財で測った実質金利 R^* は $R^*=1/E[M^*(s)]$ によって定義され、以上の関係は次の二つのオイラー方程式に整理可能である。

$$E[RM(s)] = 1 \quad (4)$$

$$E[R^*M^*(s)] = 1 \quad (5)$$

また、(1)(2)式より、実質為替レート決定式

$$\frac{Q(s)}{Q_0} = \frac{M^*(s)}{M(s)} \quad (6)$$

が得られ、そして家計最適化条件と財市場需給バランス式より

$$M(s) = \frac{\beta u'(Y(s))}{u'(Y_0)} \quad (7-1)$$

$$M^*(s) = \frac{\beta u^*(Y^*(s))}{u^*(Y_0^*)} \quad (7-2)$$

により SDF が生成される。外生的な各国財供給の確率過程が与えられれば、以上により三つの資産価格 $\{R, R^*, Q(s)/Q_0\}$ が決定される。

2 超過収益率と実質為替レート変動

外国資産に投資した場合の超過収益率を考えてみよう。ただし、 R^* の risk-free 収益を保証する外国安全資産には為替レート変動が伴うため、自国投資家から見てそれはリスク・フリー資産とは言えない。その自国財で測った外国資産投資粗収益は $[Q(s)/Q_0]R^*$ であるので、超過収益倍率は $[Q(s)/Q_0]R^*/R$ 、対数ベース超過収益率の期待値は

$$rp = \ln R^* + E \left[\ln \frac{Q(s)}{Q_0} \right] - \ln R \quad (8)$$

によって定義でき、定義によりそれは価値尺度の選択から独立である⁽¹³⁾。なお、超過収益率は実質為替レート変動に伴うリスク負担費用とも解釈できるので、代替的に「通貨リスク・プレミアム」と呼ばれることもある。

ここで、(非退化) 確率変数 x に関するエントロピー関数 $L(x)$ を

$$L(x) = \ln E[x] - E[\ln(x)] > 0$$

で定義する。 $\ln(x)$ は厳密な意味での凹関数であるので、確率変数 x が退化しない限り Jensen の不等式よりエントロピーは正值であり、 x の平均保存的拡散に対して増加的である。この意味で、エントロピーは不確実性の程度を測る尺度である。したがって、オイラー方程式(4)(5)および実質為替レート決定式(6)より

$$rp = L(M(s)) - L(M^*(s)) \quad (9)$$

である。このように、対外投資の期待超過収益率（もしくは通貨リスク・プレミアム）は各国 SDF のエントロピーの差を反映している。また、実質為替レート変動は

(13) 代替的には Hassan [2013] のように、期待超過収益率を $\ln E \left[\frac{Q(s)}{Q_0} R^*/R \right] = \ln R^* + \ln E[Q(s)/Q_0] - \ln R$ によって定義することも考えられる。ここで両者の違いは実質為替レートの期待変化率の定義の違いにあり、 $\ln E[Q(s)/Q_0]$ を Jensen 不等式調整済み期待為替レート変化率と解釈する。しかし、この代替的定義では結果が価値尺度財の選択に依存するため、価値尺度財の選択に依存しない本文の定義により分析を進める。

$$\ln \frac{Q(s)}{Q_0} = \ln M^*(s) - \ln M(s) \quad (10)$$

という単純な関係に従う。

以上の準備の下で、endowment の生成プロセスを

$$\ln Y(s) = \ln Y_0 + \varepsilon \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2) \quad (11-1)$$

$$\ln Y^*(s) = \ln Y_0^* + \varepsilon^* \quad \varepsilon^* \sim N(0, \sigma^2) \quad (11-2)$$

と特定化してみよう。そして、 $\varepsilon, \varepsilon^*$ は互いに独立だが同調して変動する世界共通ショック ($\varepsilon = \varepsilon^*$) と仮定する⁽¹⁴⁾。これに対し、即時効用関数は相対危険回避度一定の効用関数

$$u(C) = \frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad u^*(C^*) = \frac{(C^*)^{1-\gamma^*}}{1-\gamma^*} \quad (\gamma, \gamma^* > 1) \quad (12)$$

を仮定し、自国のリスク回避度は外国のそれよりも高い状況 ($\gamma > \gamma^*$) を想定する。つまり、リスク回避度に差のある二つの経済で、世界共通の endowment ショックに対する超過収益率を考えるのである。このとき、以上の簡単化された設定の下では、各国 SDF は次のようになる。

(14) 世界共通ショックという想定は、世界的な景気拡大と後退に呼応した低金利国資産から高金利国資産に対するキャリー・トレード取引と、それに付随するリスク・プレミアム変動の重要性を初めて明らかにした Lusting et al. [2012] に依っている。なお、実際には各国に共通するショックと固有ショックが存在し、両者を区別して分析することが適切と考えられるが、ここではその内の前者に焦点を当てて理解すべきである。

$$M(s) = \beta \exp\{-\gamma \varepsilon\} \quad (13-1)$$

$$M^*(s) = \beta \exp\{-\gamma^* \varepsilon^*\} \quad (13-2)$$

容易に推論できるように、世界共通ショックに対する SDF（もしくは限界効用）の振れは、リスク回避度の高い自国の方がリスク回避度の低い外国よりも大きい。それゆえ、SDF のエントロピーはリスク回避度の高い自国の方が外国よりも大きくなり、自国サイドから見た対外投資の期待超過収益率は正値となるはずである。実際、供給ショック ε , ε^* が正規分布に従うと仮定しているので、 $L(M(s)) = (1/2) \text{var}[\ln M(s)]$ ということに注意すると、(9)式より

$$rp = \frac{1}{2} \{\gamma^2 - (\gamma^*)^2\} \sigma^2 \quad (14)$$

である。このように、リスク回避度の高い自国投資家は、リスクを伴う対外投資に正の超過期待収益を要求する。なお、共通ショックにドリフトを考慮していないので $E[\ln Q(s)/Q_0] = 0$ である。それゆえ、超過収益率は実質金利差に等しく、 $\ln R = -\ln \beta - (1/2) \gamma \sigma^2 < \ln R^* = -\ln \beta - (1/2) \gamma^* \sigma^2$ という関係が成立している。このように、ショックにドリフトの無い経済では、リスク回避度の高い自国は同時に低金利国である⁽¹⁵⁾。

一方、世界共通ショックの下で、(10)式より

(15) 超過収益率と実質金利差は異なった概念である。例えば、各国財の確率過程 (11)式を $\ln Y(s)/Y_0 = \delta + \varepsilon$ と仮定してみよう。ここで δ は共通の平均値である。このとき $E[\ln Q(s)/Q_0] = -(\gamma - \gamma^*) \beta \delta$ であるので、 $rp \neq \ln R^* - \ln R$ である。なお、正のドリフト ($\delta > 0$) を仮定すれば、 $\ln R < \ln R^*$ が成立する。リスク回避度の高い自国は将来の不確実性だけでなく、同時に将来消費をより大きく割り引くので、実質金利は割安になる訳である。

$$\ln \frac{Q(s)}{Q_0} = (\gamma - \gamma^*) \varepsilon \quad (15)$$

である。それゆえ、リスク回避度の高い低金利国の実質為替レートは、世界景気拡大期 ($\varepsilon > 0$) に減価し、逆に後退期 ($\varepsilon < 0$) に増価する。前者をリスク・オン期、後者をリスク・オフ期と捉えれば、低金利国の実質為替レートはリスク・オン期に減価、リスク・オフ期に増価すると結論できよう。リスク回避度の高い経済は、リスク回避度の低い経済に比べて経済変動に伴う支出変動を嫌うため、好不況による支出変動をより強く平準化しようとする。その結果、世界共通ショックに対して、好況期には自国支出が相対的に抑制されるため実質為替レートは減価、不況期には逆に自国支出が相対的に拡大するため実質為替レートが増価するのである。このとき、リスク回避度の高い国の資産はリスク・オフ期におけるヘッジ機能を果たすことになり、金利面でプレミアムが付くはずである。そしてそのプレミアムこそが超過収益率の源泉なのである。

以上のように整理すると、国際的にみて明確な経済的・軍事的優位性が欠如しているにもかかわらず、低金利国の通貨がリスク・オフ期の保険通貨として機能するという、直感的にはなかなか理解し難い現象が理解可能となる⁽¹⁶⁾。いわばリスクを回避しようとするが故に、国際金融の車輪はリスク・オ

(16) アメリカの場合、その卓越した軍事力に加え、米国財務省証券という国際的な安全資産供給ポジションを容易に想起可能である (e.g., Gourinchas et al. 2017; Jiang et al., 2018; He et al., 2019)。しかし、たかだかシングルA格の日本国債に卓越した安全資産供給ポジションを期待することには無理がある。また、リスク・オフ期の円高の要因として日本が世界第一位の債権国であることがしばしば強調され、これを支持する実証分析も確かに存在する (e.g., Habbib et al., 2010)。しかし、同じ債権国である近隣アジア NIEs 諸国はすでに日本と同じく世界の主要債権国の一角を占めているにも関わらず、リスク・オフ期の通貨高現象は観察されておらず、そもそもなぜ債権国であればリスク・オフ期に当該国通貨が買い進められていくのかの説得的説明は行われていない。

フ期の通貨高という法外の負担を強いる。その代償が対外投資の正の期待超過収益（法外な特権）なのである。

3 モデルの拡張

日本の法外な特権と法外な負担がリスク回避度の違いによって説明できることを、きわめて単純化された理論枠組みによって示した。この結論はより複雑なセッティングによっても依然妥当するようであり、例えば青木 [2015] [2016] は recursive preferences というより複雑な効用関数を想定した枠組みでも同様の結論が導けることを示している。一方、前節で説明した理論枠組みでは、分析の単純化のため①各国家計は各国に特化した事実上の非貿易財のみを消費している（100パーセントの消費ホームバイス）、②それにもかかわらず、将来の各国財に対する条件請求権の完備された国際金融市場が存在するというやや不自然な仮定を置いていた。しかし、Gourinchas et al. [2017] の補論で示されているように、スタンダードな貿易財・非貿易財モデルに分析を拡張しても基本的な結論は大きく変わらない。⁽¹⁷⁾

いま、自国（日本）と外国の2国を想定し、世界の人口を1に基準化する。そして、このうち $100v\%$ が自国、残り $100(1-v)\%$ が外国に分布していると仮定しよう ($0 < v < 1$)。問題を単純化するため、再び現在 ($t=0$)、将来 ($t=1$) の2期間モデルを構成する。各国代表的家計の効用関数は時間に関して加法分離的であり、2期間の期待効用和を最大にするように消費計画を編成する。ここで、前節と同様、即時効用関数は相対危険回避度一定型効用関数 $u(C) = \frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma}$ ($\gamma > 1$) を仮定し、自国のリスク回避度 γ は外国のそれ γ^* よりも高い世界を想定する ($\gamma > \gamma^*$)。また、時間割引因子 β は両国共通で、

(17) 以下のモデルは①集計消費を Cobb-Douglas 型と仮定、②超過収益率の定義を Hassan [2013] のそれではなく、本稿の定義に変更している点で、Gourinchas et al. [2017] モデルと若干異なっている。

単純化のため各国集計消費関数を Cobb-Douglas 型の

$$C = (C^T)^\alpha (C^N)^{1-\alpha}, \quad C^* = (C^{*T})^\alpha (C^{*N})^{1-\alpha} \quad (0 < \alpha < 1)$$

と特定する。ここで C , C^T , C^N はそれぞれ集計消費, 貿易財消費, 非貿易財消費であり, 上付き添え字 (*) は外国に属する変数であることを表している。また, そして貿易財をニューメラルに選択し, 貿易財で測った各国非貿易財相対価格を p^N , p^{*N} で定義しよう。すると, 自国物価 P に対する外国物価 P^* の比と定義される実質為替レートは

$$Q = \frac{P^*}{P} = \left(\frac{p^{*N}}{p^N} \right)^{1-\alpha}$$

によって定義できる。なお, 前節の理論枠組みは $\alpha \rightarrow 0$ の極限ケースとみなすことが可能である。

単純化のため再び endowment 経済を想定し, 自国の代表的家計は現在一人当たり $\{y_0^T, y_0^N\}$ の, 将来状態 s が生起した場合 $\{y^T(s), y^N(s)\}$ の endowment を得る (時間を表す添え字 $t=1$ を省略する)。ここで添え字 (T) は貿易財, 添え字 (N) は非貿易財を表す記号である。このとき, 世界の貿易財総供給は $y^{WT}(s) = v y^T(s) + (1-v) y^{*T}(s)$ で定義される。そして各国の将来における endowment は次のような単純な対数正規分布に従って生成されると仮定する。

$$\ln y^T(s) = \log \alpha + \varepsilon^T \quad \varepsilon^T \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$$

$$\ln y^{*T}(s) = \log \alpha + \varepsilon^{*T} \quad \varepsilon^{*T} \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$$

$$\ln y^N(s) = \log(1-\alpha) + \varepsilon^N \quad \varepsilon^N \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$$

$$\ln y^{*N}(s) = \log(1-\alpha) + \varepsilon^{*N} \quad \varepsilon^{*N} \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$$

以上のセッティングの下で、不確実性のない定常均衡の近傍で対数線形近似し、ある変数 z の定常均衡値 z_s からの乖離率を $\hat{z} = \log(z/z_s)$ と表記すれば、実質為替レート決定は次式のようになることを示すことができる。

$$\begin{aligned} \hat{Q}(s) = & (1-\alpha) \frac{(\gamma-\gamma^*)\alpha \hat{y}^{WT}(s)}{1-\alpha + [\gamma(1-v) + \gamma^*v]\alpha} & (16) \\ & + (1-\alpha) \frac{\{\gamma(1-\alpha) + [\gamma(1-v) + \gamma^*v]\alpha\} \hat{y}^N(s)}{1-\alpha + [\gamma(1-v) + \gamma^*v]\alpha} \\ & - (1-\alpha) \frac{\{\gamma^*(1-\alpha) + [\gamma(1-v) + \gamma^*v]\alpha\} \hat{y}^{*N}(s)}{1-\alpha + [\gamma(1-v) + \gamma^*v]\alpha} \end{aligned}$$

この実質為替レート決定式(16)は興味深い結果を示している。第一に、リスク回避度が異なる場合、実質為替レートは両国に共通の集計貿易財供給ショック $\hat{y}^{WT} = \varepsilon^{WT}$ に依存する ((16)式右辺第一項)。例えば世界的な供給が増加するという意味でのリスク・オン局面を考えてみよう。このとき、リスク回避度の高い自国は支出を外国に比べて相対的に抑制し、逆にリスク回避度の低い外国は支出を供給増加以上に拡大させる。その結果、自国の貿易収支は改善、外国のそれは悪化する。しかし同時に、自国では非貿易財需要増加が相対的に抑制され、外国のそれがより大きく拡大するので、自国の実質為替レートは減価するはずである。逆にリスク・オフ局面ではリスク回避度の高い自国の非貿易財需要減少が相対的に抑制されるため、自国の実質為替レートが増価する。このように、貿易財に起因したリスク・オフ局面では、消費リスクをより強く回避しようとするためにリスク回避度の高い国の実質為替レートは増価する。

第二に、貿易財ショックを捨象し、 $\hat{y}^{WT} = 0$ と仮定してみよう。そして、各国非貿易財供給のイノベーションは共通と仮定してみる ($\hat{y}^N = \hat{y}^{*N} = \varepsilon^N$)。このとき、各国非貿易財供給は同調して変動しているので、一般物価ベース

日本の法外な特権と法外な負担

実質為替レートは、他の事情にして等しい限り、変化しないはずである。しかし、リスク回避度が高い自国の限界効用変動は外国に比べて大きいので、自国家計は景気拡大期には消費を相対的に抑制して貿易黒字を形成し、景気後退期には消費を相対的に増加させようとする。その結果、景気拡大期には自国実質為替レートは減価し、逆に景気後退期にはそれは増価することになる⁽¹⁸⁾。言うまでもなくこの結果は、前節において得られたそれと同じである。このように、ショックの起源を問わずリスク回避度の高い国の実質為替レートは、世界経済の共通ショックに対してリスク・オン期に減価し、リスク・オフ期において増価すると結論できよう。その結果、リスク回避度の高い国の安全債券は、リスク・オフ局面でヘッジ機能を果たすことになり、そのメリットの故に評価額が高くなる（収益率が低位に押し下げられる）はずである。

実際、自国の対外超過収益率 $rp = \ln R^* + E[\ln Q(s)] - \ln R$ は

$$\begin{aligned}
 rp = & \frac{1}{2} \left(\frac{\alpha}{A} \right)^2 \sigma_{wT}^2 (1-\alpha) (\gamma - \gamma^*) [(1-\alpha)(\gamma + \gamma^*) + 2\alpha\gamma\gamma^*] & (17) \\
 & + \frac{1}{2} \left(\frac{1-\alpha}{A} \right)^2 \sigma_N^2 \{ \gamma^2 [1 + (\gamma^* - 1)\alpha v]^2 - (\gamma^*)^2 (\gamma - 1)^2 \alpha^2 v^2 \} \\
 & + \frac{1}{2} \left(\frac{1-\alpha}{A} \right)^2 \sigma_{*N}^2 \{ \gamma^2 (\gamma^* - 1)^2 \alpha^2 (1-v)^2 \\
 & - (\gamma^*)^2 [1 + (\gamma - 1)\alpha(1-v)]^2 \}
 \end{aligned}$$

と表すことができ、この(17)式より、唯一のショックが貿易財の世界供給ショックだけの場合、リスク回避度の高い自国の超過収益率は正值であることが分かる。

(18) (16)式より、 $\hat{y}^{WT} = 0$ 、 $\hat{y}^N = \hat{y}^{*N} = \varepsilon^N$ のとき、 $\hat{Q}(s) = (1-\alpha)(\gamma - \gamma^*)\varepsilon^N / [1-\alpha + (\gamma(1-v) + \gamma^*v)\alpha]$ である。

一方、非貿易財ショックがドミネイトする場合、問題はより複雑である。まず、国の規模が超過収益率を左右する。この点を明確にするため、リスク回避度が同じケース ($\gamma=\gamma^*$) を考えてみる。非貿易財ショックの分散が等しいと仮定すると、上式より

$$rp = \frac{1}{2} \left(\frac{1-\alpha}{A} \right)^2 \{2\gamma^2(\gamma-1)\alpha(2v-1)\} \sigma_N^2 \quad (18)$$

である (ただし、 $A=1-\alpha+\gamma\alpha$)。したがって、自国の経済規模が外国に比べて大きい時 ($v>0.5$) 正のプレミアムが発生し、これは Hassan [2013], Martin [2011] の結論に他ならない。(16)式が示しているように、リスク回避度が同じセッティングでは、実質為替レートは貿易財ショックとは無関連であり、各国非貿易財の相対供給のみに依存する。しかし貿易財の限界効用は、完備された条件付き証券市場によるリスク分担によって世界共通となるので、それは規模の大きい国の非貿易財供給ショックにより強く左右される。その結果、例えばマイナスの非貿易財ショックを起源とする消費リスク (貿易財限界効用低下) は、実質為替レートが増価する大国の安全資産でより効率的にヘッジ可能であるため、規模の大きい国の安全資産に高値が付く (実質収益率が低くなる) のである。

このように、超過収益率は一部、国の規模効果に依存しているため、非貿易財供給の不確実性の影響は一般に確定的でない。では、国の規模効果の影響をコントロールするとどうであろうか?そこで、国の規模効果が中立化される $v=0.5$ のケースを考えてみる。このとき、 $B=\gamma\left[1+(\gamma^*-1)\frac{\alpha}{2}\right]+$
 $\gamma^*(\gamma-1)\frac{\alpha}{2}>0$ と置くと、非貿易財ショックの分散が等しいという仮定の下では、超過収益率は

$$rp = \frac{1}{2} \left(\frac{\alpha}{A} \right)^2 (1-\alpha)(\gamma-\gamma^*) [(1-\alpha)(\gamma+\gamma^*) + 2\alpha\gamma\gamma^*] \sigma_{WT}^2 \quad (19)$$

$$+ \frac{1}{2} \left(\frac{1-\alpha}{A} \right)^2 (\gamma-\gamma^*) \left[\frac{\alpha}{2}\gamma + \left(1-\frac{\alpha}{2}\right)\gamma^* + (1-\alpha)B \right] \sigma_N^2$$

と表せる。ここで $A=1-\alpha+0.5(\gamma+\gamma^*)\alpha$ である。したがって(19)式より、国の規模効果を中立化した場合超過収益率はリスク回避度の大小関係に依存し、リスク回避度の高い国の超過収益率は正と結論できる。このように、前節の一見非現実的なモデルで得られた結論は、拡張された枠組みでもほぼ妥当することが分かる。

おわりに

本稿は国際比較の観点から、世界最大の債権大国・日本の IIP 超過収益率の源泉とその特徴を分析した。その結果、第一に、日本の法外な特権の主要源泉はその突出した債券投資の超過収益率にあることを再確認したが、この日本の構造は国際的には例外的であり、IIP 超過収益率の主要決定因は債券投資ではなくエクイティ、なかでも直接投資の超過収益率であることを実証的に示した。この意味で日本型ではなく、むしろ直接投資超過収益に依存するアメリカ型の法外な特権の在り方が先進国に共通する国際標準であり、その鏡の裏側が新興国・発展上場国の IIP 超過収益構造（直接投資というリスク資産で負債を負い、準備資産という安全だがローリターンでの資産保有によるマイナスの IIP 超過収益率）であることを示した。

第二に、その日本の法外な特権の源泉を、「リスク・オフ期の円高」という法外な負担とセットで理解する簡単な理論枠組みを示した。Rogoff and Tashiro (2015) が明らかにしたように、日本の IIP 超過収益率は1990年代前半までマイナスであったが、1997-98年のシステム金融危機を経た2000年代に入ると1パーセント前後の正の IIP 超過収益を享受できるようになっ

ている。つまり、日本の IIP 超過収益率構造の変化はバブル崩壊後の日本の長期不振への展開と軌を一にしているのである。こうしたパースペクティブから、日本の法外な特権と法外な負担は「日本がリスクに不寛容な社会に変貌した」という広く共有された特徴（そしておそらく日本の長期不振の根本要因）に根差した現象であることを示唆した。リスクに不寛容な経済は世界的なリスク・オン期とリスク・オフ期における支出平準化動機が相対的に強いいため、リスク・オン期での実質為替レート減価、リスク・オフ期での実質為替レート増価が不可避である。その結果、日本円資産にはリスク・オフ期の価格上昇というヘッジ機能が備わることになり低金利プレミアムが発生する。そして、このプレミアムが日本の法外な特権（正の IIP 超過収益率）の源泉という訳である。あるいは少し表現を変えれば、「リスクを回避しようとするがゆえに、国際金融の車輪はリスク・オフ期の法外な負担を強いるのであり、その代償が法外な特権である」と要約できるであろう。

しかし、近年、日本の IIP 超過収益率を支える構造に顕著な変化が起こりつつある。そこで最後に、最近における日本の IIP 超過収益率の変化とその背後の要因に触れることによって本稿を閉じることにしたい。

表 7a は 2000 年代後半以降の期間に焦点を絞って、日本の IIP 超過収益率とその源泉（金融勘定項目別超過収益率寄与度）の推移を整理したものである。なお、補助情報として IIP 超過収益率を投資収益部分（イールド）と評価損益部分に分解した結果（要因分解①）と、収益効果と構成効果に分解した結果（要因分解②）も併せて示されている。また表 7b には、金融勘定項目別の IIP 超過収益率寄与度の収益効果と構成効果の分解結果を示した。まず前者の表 7a によると、リーマン・ショック後日本の IIP 超過収益率が 1 パーセント強水準に上昇したこと、そしてその背後において圧倒的な債権超過収益率の寄与度が傾向的に低下し、逆に直接投資超過収益率の寄与度が上昇傾向を示していることが読み取れる。換言すれば、日本の IIP 超過収益率

日本の法外な特権と法外な負担

表 7a 日本の IIP 超過収益率とその要因 (1) 単位：年率%

| 計測期間 | IIP 超過 収益率 | 金融勘定項目別寄与度 | | | | | 要因分解① | | | 要因分解② | |
|------------|---------------|------------|---------------|------------------|-------------------|--------------|----------|----------|----------|----------|--|
| | | 直接 投資 | 株式・投資 ファンド | 債 券 投 資 | その 他 投 資 | イールド ギャップ | 評価 損益 | 収益 効果 | 構造 効果 | 成果 効果 | |
| 1996～2005年 | 0.02 | -0.15 | -1.44 | 2.45 | -0.83 | 1.52 | -1.50 | 0.21 | -0.18 | | |
| 1996～2006年 | 0.49 | -0.11 | -1.35 | 2.68 | -0.73 | 1.58 | -1.09 | 0.98 | -0.49 | | |
| 1996～2007年 | 0.90 | -0.06 | -0.91 | 2.46 | -0.60 | 1.63 | -0.73 | 1.26 | -0.37 | | |
| 1996～2008年 | 1.00 | -0.20 | 0.15 | 1.82 | -0.76 | 1.63 | -0.63 | 0.44 | 0.57 | | |
| 1996～2009年 | 1.35 | -0.12 | 0.18 | 2.02 | -0.72 | 1.65 | -0.30 | 1.15 | 0.20 | | |
| 1996～2010年 | 1.01 | -0.13 | 0.12 | 1.80 | -0.79 | 1.66 | -0.65 | 0.86 | 0.15 | | |
| 1996～2011年 | 1.15 | -0.11 | 0.40 | 1.66 | -0.79 | 1.68 | -0.53 | 0.92 | 0.24 | | |
| 1996～2012年 | 1.32 | -0.02 | 0.20 | 1.88 | -0.75 | 1.69 | -0.37 | 1.21 | 0.11 | | |
| 1996～2013年 | 1.10 | 0.15 | 0.01 | 1.71 | -0.77 | 1.70 | -0.60 | 1.75 | -0.65 | | |
| 1996～2014年 | 1.21 | 0.19 | -0.04 | 1.71 | -0.66 | 1.71 | -0.50 | 1.78 | -0.57 | | |
| 1996～2015年 | 0.91 | 0.17 | -0.24 | 1.61 | -0.63 | 1.71 | -0.80 | 1.45 | -0.54 | | |
| 1996～2016年 | 0.83 | 0.14 | -0.22 | 1.54 | -0.64 | 1.70 | -0.87 | 1.32 | -0.50 | | |
| 1996～2017年 | 0.67 | 0.16 | -0.42 | 1.51 | -0.58 | 1.69 | -1.02 | 1.20 | -0.52 | | |
| 1996～2018年 | 0.76 | 0.14 | -0.22 | 1.39 | -0.56 | 1.68 | -0.92 | 1.16 | -0.40 | | |

表 7b 日本の IIP 超過収益率とその要因 (2) 単位：年率%

| 計測期間 | 直接投資 | | | | 株式・投資ファンド | | | | 債券投資 | | | その他投資 | | | | | | | |
|------------|-------|--------|--------|--------|-----------|--------|--------|--------|------|--------|--------|--------|-----|--------|--------|--------|-----|--------|--------|
| | 寄与度 | 収 効 | 益 果 | 構 効 | 寄与度 | 収 効 | 益 果 | 構 効 | 寄与度 | 収 効 | 益 果 | 構 効 | 寄与度 | 収 効 | 益 果 | 構 効 | 寄与度 | 収 効 | 益 果 |
| 1996～2005年 | -0.15 | -0.49 | 0.34 | -1.44 | -0.19 | -1.25 | 2.45 | 1.65 | 0.79 | -0.83 | -0.76 | -0.06 | | | | | | | |
| 1996～2006年 | -0.11 | -0.49 | 0.39 | -1.35 | 0.25 | -1.60 | 2.68 | 1.90 | 0.78 | -0.73 | -0.67 | -0.06 | | | | | | | |
| 1996～2007年 | -0.06 | -0.45 | 0.40 | -0.91 | 0.57 | -1.48 | 2.46 | 1.69 | 0.77 | -0.60 | -0.55 | -0.05 | | | | | | | |
| 1996～2008年 | -0.20 | -0.56 | 0.36 | 0.15 | 0.43 | -0.28 | 1.82 | 1.26 | 0.56 | -0.76 | -0.70 | -0.06 | | | | | | | |
| 1996～2009年 | -0.12 | -0.47 | 0.34 | 0.18 | 0.84 | -0.67 | 2.02 | 1.43 | 0.58 | -0.72 | -0.66 | -0.06 | | | | | | | |
| 1996～2010年 | -0.13 | -0.44 | 0.31 | 0.12 | 0.79 | -0.67 | 1.80 | 1.25 | 0.54 | -0.79 | -0.74 | -0.04 | | | | | | | |
| 1996～2011年 | -0.11 | -0.42 | 0.31 | 0.40 | 0.93 | -0.54 | 1.66 | 1.15 | 0.51 | -0.79 | -0.74 | -0.04 | | | | | | | |
| 1996～2012年 | -0.02 | -0.36 | 0.34 | 0.20 | 0.90 | -0.70 | 1.88 | 1.37 | 0.51 | -0.75 | -0.70 | -0.05 | | | | | | | |
| 1996～2013年 | 0.15 | -0.25 | 0.39 | 0.01 | 1.46 | -1.44 | 1.71 | 1.23 | 0.48 | -0.77 | -0.69 | -0.08 | | | | | | | |
| 1996～2014年 | 0.19 | -0.28 | 0.47 | -0.04 | 1.41 | -1.45 | 1.71 | 1.23 | 0.48 | -0.66 | -0.58 | -0.07 | | | | | | | |
| 1996～2015年 | 0.17 | -0.32 | 0.49 | -0.24 | 1.17 | -1.41 | 1.61 | 1.16 | 0.45 | -0.63 | -0.56 | -0.07 | | | | | | | |
| 1996～2016年 | 0.14 | -0.36 | 0.50 | -0.22 | 1.14 | -1.36 | 1.54 | 1.11 | 0.43 | -0.64 | -0.57 | -0.07 | | | | | | | |
| 1996～2017年 | 0.16 | -0.35 | 0.51 | -0.42 | 0.98 | -1.39 | 1.51 | 1.10 | 0.41 | -0.58 | -0.52 | -0.06 | | | | | | | |
| 1996～2018年 | 0.14 | -0.37 | 0.52 | -0.22 | 1.03 | -1.26 | 1.39 | 1.00 | 0.40 | -0.56 | -0.50 | -0.06 | | | | | | | |

注) その他投資には外貨準備を含む。

資料) 筆者推計。

の源泉が先進国共通の傾向に次第に変化しつつあるのである。ただし、債券投資の超過収益率寄与度が低下している理由として、リーマン・ショック後の世界的な金融緩和の進行と金利低下傾向があることも指摘しておくべきで

あろう（表 7b の債券投資・収益効果を参照）。

こうした中で、安倍政権が発足した2013年以降、IIP 超過収益率が急速に低下しており、1996～2012年の1.32パーセントから1996～2017年の0.67パーセントへ半減した⁽¹⁹⁾。言うまでもなくその最大の要因は株式・投資ファンド超過収益率寄与度の急低下であり、安倍政権発足とともに加速した外国人投資家による日本株保有増加と株高により日本の対外債務に巨額の評価損が発生していることである（表 7b の株式・投資ファンド超過収益の構成効果参照）。その結果、集計レベルで見た要因分解①の評価損が拡大し、要因分解②の構成効果が大きくマイナスに転じている（表 7a）。

このように近年の日本の IIP 超過収益構造の変化は①債券投資超過収益から直接投資超過収益への超過収益源泉のシフト、②安倍政権発足後の株高による評価損を主因とした IIP 超過収益率の半減の二つに要約できる。しかし、アメリカを代表例とする先進国型パターンとの距離は依然として大きいように思われる。対内直接投資に比べて対外直接投資が規制的に圧倒しているにもかかわらず、本邦対外直接投資の低収益性により、直接投資の収益効果が持続的にマイナスであるからである（表 7b）。投資収益が債券投資収益から直接投資収益に次第にシフトしつつあるのは事実であるものの、そのペースは依然緩慢であり、この現状を是正していくことが債権大国・日本の今後の基本的方向性であろう。

補論：IIP 超過収益率の計測方法

この補論では、国際投資ポジションの超過収益率の計測方法について説明する。単純化のため資本移転等収支および誤差脱漏を無視すると、次の国際

(19) 1996～2018年の計数は2018年の第一次推計値に基づいており、暫定的な結果である。

日本の法外な特権と法外な負担

収支の基本関係式と対外純資産の変動式が成立している。

$$FA_t = NX_t + IB_t$$

$$NFA_t = NFA_{t-1} + FA_t + VC_t + OC_t$$

ここで、記号は次のように定義されている（財・サービス収支には第一次所得収支のうちの雇用者報酬およびその他第一次所得収支、および第二次所得収支を含めている）。

FA ：金融収支 NX ：財・サービス収支

IB ：投資収益収支 NFA ：対外純資産残高

VC ：為替レートを含む資産価格変動による評価損益

OC ：其他要因による対外資産・負債残高変動

第一式を第二式に代入して整理すると、次式を得る。

$$NFA_t = \left(1 + \frac{IB_t}{NFA_{t-1}} + \frac{VC_t + OC_t}{NFA_{t-1}} \right) NFA_{t-1} + NX_t$$

それゆえ

$$\text{名目収益率 } R_t = \frac{IB_t}{NFA_{t-1}} + \frac{VC_t + OC_t}{NFA_{t-1}}$$

と定義され、評価損益は

$$\text{評価益等 } V_t = \frac{VC_t + OC_t}{NFA_{t-1}} = \frac{NFA_t - NFA_{t-1} - FA_t}{NFA_{t-1}}$$

によって計測可能である。ただし、その他要因による資産・負債残高変動 OC は雑多な内容からなるが（統計分類変更やデータ改訂に伴う不整合の調整等）、純粋な意味での評価損益と分離できないので、本計測では一括している。しかし、金融派生商品は①所得収支勘定に対応項目がないこと、②評価損益等はフロー勘定とストック勘定を整合化するための単なる技術的調整項目に過ぎないが、そのオーダーは他の取引に比べて格段に大きいため、IIP 超過収益の計測から除外した（日本の場合、金融派生商品の評価損益が OC の最大の要因である）。

以上は対外純資産に対する収益率を定義したが、グロスの資産・負債についても同様に定義可能である。また、実質収益率 r は p_t を当期インフレ率とすると、 $r = (1+R)/(1+p_t) - 1$ により計測できる。IIP 超過収益率は資産実質収益率 r_A から負債実質収益率 r_L を控除したネットの収益率 $r_A - r_L$ と定義される。

計測に際し、2018年10月時点で IMF、IFS から IIP データが利用可能な国のうち、①世銀の「低所得国」を除く人口100万人以上の国、②原則的に2016年を最終年として最低10年間の IIP データが利用可能な国、の二つの基準から92ヶ国を計測対象にした。ただし、ベルギーとタイは2009年以降しか詳細データが利用可能でないが、重要国であるのでサンプルに含めている（除外しても結果は変わらない）。そして③フローの経常収支勘定・投資所得、金融勘定取引、為替レート・消費者物価指数データについて問題のない国に分析対象を絞り込み、最終的に債権国25ヶ国、債務国56ヶ国、合計81ヶ国について IIP 超過収益率とその投資項目別寄与度を計測した。巻末付表はその要約表である（シンガポール、マレーシアについては表1の脚注を参照）。

しかし、データの未整備により四つの金融勘定項目に関する寄与度を計測できるのは先進国19ヶ国、新興国・発展途上国32ヶ国の合計51ヶ国に限定され、実証分析はこの51ヶ国について行うことにした。データの出所は先進国

日本の法外な特権と法外な負担

と台湾等の一部新興国については各国中央銀行等のウェブサイト，EU加盟国については，Eurostat による BPM6 基準統一データを利用した。その他新興国・発展途上国のデータはすべて IMF，IFS 所収データ（2018年10月30日アクセス）によった。

付表：世界81ヶ国の IIP 超過収益率

| 整理番号 | Country | 地 域 | 2016年末対外純 資産、百万ドル | IIP 超過収益率 % | 計測期間 |
|---------------|-----------------|-----------|----------------------|----------------|------------|
| 先進国19ヶ国 | | | | | |
| 1 | Australia | オセアニア | -699,803 | 1.48 | 1989～2016年 |
| 2 | Belgium | ヨーロッパ | 255,256 | -0.16 | 2009～2016年 |
| 3 | Canada | 北 米 | 155,487 | 1.62 | 1991～2016年 |
| 4 | Denmark | ヨーロッパ | 161,846 | 0.98 | 2006～2016年 |
| 5 | Finland | ヨーロッパ | 7,453 | 1.46 | 2006～2016年 |
| 6 | Germany | ヨーロッパ | 1,689,211 | 0.10 | 2000～2016年 |
| 7 | Greece | ヨーロッパ | -256,432 | 0.38 | 2008～2016年 |
| 8 | Iceland | ヨーロッパ | 662 | -2.08 | 2000～2016年 |
| 9 | Ireland | ヨーロッパ | -519,308 | -1.95 | 2003～2016年 |
| 10 | Italy | ヨーロッパ | -176,188 | -0.04 | 2000～2016年 |
| 11 | Japan | 東アジア | 2,879,243 | 0.83 | 1996～2016年 |
| 12 | Luxembourg | ヨーロッパ | 26,349 | -0.21 | 2003～2016年 |
| 13 | Netherlands | ヨーロッパ | 468,218 | -0.27 | 2005～2016年 |
| 14 | New Zealand | オセアニア | -109,860 | 1.28 | 2002～2016年 |
| 15 | Portugal | ヨーロッパ | -207,245 | -0.33 | 1997～2016年 |
| 16 | Spain | ヨーロッパ | -1,006,186 | -1.21 | 1999～2016年 |
| 17 | Sweden | ヨーロッパ | 24,361 | 0.26 | 1998～2016年 |
| 18 | UK | ヨーロッパ | -59,030 | 0.73 | 1988～2016年 |
| 19 | United States | 北 米 | -8,181,590 | 3.44 | 1999～2016年 |
| 新興国・発展途上国32ヶ国 | | | | | |
| 20 | Bangladesh | 南アジア | -18,811 | -4.25 | 2006～2016年 |
| 21 | Brazil | ラ米・カリブ | -583,540 | -6.19 | 2002～2016年 |
| 22 | Chile | ラ米・カリブ | -44,409 | -3.29 | 1998～2016年 |
| 23 | HK SAR | 東アジア | 1,153,824 | -0.74 | 2001～2016年 |
| 24 | Chinese, Taipei | 東アジア | 1,106,734 | -0.82 | 2001～2016年 |
| 25 | Colombia | ラ米・カリブ | -135,155 | -4.68 | 2000～2016年 |
| 26 | Costa Rica | ラ米・カリブ | -28,063 | -2.52 | 2006～2016年 |
| 27 | Croatia | ヨーロッパ | -34,167 | -3.52 | 2001～2016年 |
| 28 | Czech Rep. | ヨーロッパ | -50,045 | -5.40 | 2005～2016年 |
| 29 | Dominican Rep. | ラ米・カリブ | -45,812 | -6.49 | 2006～2016年 |
| 30 | Ecuador | ラ米・カリブ | -13,214 | -4.59 | 2003～2016年 |
| 31 | Estonia | ヨーロッパ | -8,887 | -0.67 | 2005～2016年 |
| 32 | Guatemala | ラ米・カリブ | -15,326 | -4.42 | 2006～2016年 |
| 33 | Hungary | ヨーロッパ | -70,610 | -3.17 | 2000～2016年 |
| 34 | Indonesia | 東南アジア | -333,782 | -6.62 | 1995～2016年 |
| 35 | Kazakhstan | 中央アジア | -45,573 | -11.70 | 2001～2016年 |
| 36 | Korea, Rep. | 東アジア | 277,876 | -4.01 | 1995～2016年 |
| 37 | Latvia | ヨーロッパ | -15,466 | -1.59 | 2005～2016年 |
| 38 | Lithuania | ヨーロッパ | -17,504 | -5.07 | 2005～2016年 |
| 39 | Morocco | 中近東・北アフリカ | -66,227 | -2.03 | 2003～2016年 |

日本の法外な特権と法外な負担

付表：世界81ヶ国の IIP 超過収益率（続き）

| 整理番号 | Country | 地 域 | 2016年末対外純 資産, 百万ドル | IIP 超過収益率 % | 計測期間 |
|-------------------|--------------|-----------|-----------------------|----------------|------------|
| 新興国・発展途上国32ヶ国（続き） | | | | | |
| 40 | Nigeria | アフリカ | -54,624 | -21.38 | 2006～2016年 |
| 41 | Pakistan | 南アジア | -89,907 | -3.49 | 2004～2016年 |
| 42 | Panama | ラ米・カリブ | -44,038 | -1.01 | 1996～2016年 |
| 43 | Philippines | 東南アジア | -27,993 | -4.23 | 1995～2016年 |
| 44 | Poland | ヨーロッパ | -274,199 | -4.27 | 2005～2016年 |
| 45 | Romania | ヨーロッパ | -87,147 | -3.38 | 2006～2016年 |
| 46 | Russia | ヨーロッパ | 211,092 | -11.67 | 2001～2016年 |
| 47 | Saudi Arabia | 中近東・北アフリカ | 597,271 | -0.16 | 2008～2016年 |
| 48 | Slovak Rep. | ヨーロッパ | -57,040 | -3.35 | 2005～2016年 |
| 49 | Slovenia | ヨーロッパ | -15,662 | -3.60 | 2005～2016年 |
| 50 | Thailand | 東南アジア | -32,356 | -10.85 | 2009～2016年 |
| 51 | Ukraine | ヨーロッパ | -27,171 | -6.84 | 2001～2016年 |
| その他（分析対象外の国） | | | | | |
| 52 | Armenia | 中央アジア | -8,369 | -1.29 | 2001～2016年 |
| 53 | Austria | ヨーロッパ | 13,739 | -0.36 | 2000～2016年 |
| 54 | Bolivia | ラ米・カリブ | -53 | -0.80 | 1998～2016年 |
| 55 | Cambodia | 東南アジア | -13,252 | -2.18 | 1999～2016年 |
| 56 | China | 東アジア | 1,950,368 | -5.76 | 2005～2016年 |
| 57 | Egypt | 中近東・北アフリカ | -126,359 | -6.88 | 2005～2016年 |
| 58 | El Salvador | ラ米・カリブ | -15,934 | 0.98 | 2002～2016年 |
| 59 | France | ヨーロッパ | -350,167 | 0.50 | 2006～2016年 |
| 60 | Georgia | 中央アジア | -20,053 | -3.30 | 2000～2016年 |
| 61 | Ghana | アフリカ | -25,679 | -0.37 | 2007～2016年 |
| 62 | Honduras | ラ米・カリブ | -14,377 | -3.44 | 2005～2016年 |
| 63 | India | 南アジア | -367,492 | -1.63 | 2001～2016年 |
| 64 | Israel | 中近東・北アフリカ | 108,946 | -0.68 | 2001～2016年 |
| 65 | Jamaica | ラ米・カリブ | -21,137 | -4.07 | 2006～2016年 |
| 66 | Jordan | 中近東・北アフリカ | -37,895 | -1.76 | 2001～2016年 |
| 67 | Kuwait | 中近東・北アフリカ | 119,893 | -4.94 | 2009～2016年 |
| 68 | Lesotho | アフリカ | 61 | -10.65 | 2001～2016年 |
| 69 | Malaysia | 東南アジア | 15,648 | -8.69 | 2002～2016年 |
| 70 | Mexico | ラ米・カリブ | -530,940 | -0.60 | 2006～2016年 |
| 71 | Myanmar | 東南アジア | -13,382 | -13.27 | 2000～2016年 |
| 72 | Nicaragua | ラ米・カリブ | -15,917 | -1.62 | 2002～2016年 |
| 73 | Norway | ヨーロッパ | 734,821 | -1.11 | 1999～2016年 |
| 74 | Paraguay | ラ米・カリブ | -8,655 | -1.12 | 2006～2016年 |
| 75 | Peru | ラ米・カリブ | -76,088 | -3.51 | 1995～2016年 |
| 76 | Singapore | 東南アジア | 666,669 | -1.82 | 2002～2016年 |
| 77 | South Africa | アフリカ | 22,222 | -0.84 | 1985～2016年 |
| 78 | Sudan | アフリカ | -78,777 | -11.34 | 2006～2016年 |
| 79 | Switzerland | ヨーロッパ | 770,523 | -1.46 | 2001～2016年 |
| 80 | Tunisia | 中近東・北アフリカ | -52,560 | -6.04 | 1996～2016年 |
| 81 | Turkey | ヨーロッパ | -369,438 | 1.66 | 2002～2016年 |

参 考 文 献

- 青木浩治, 2015. 「為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？」『甲南経済学論集』第55巻第3・4号, 3月: 93-144.
- 青木浩治, 2016. 「安全資産としての円と日本の法外な特権」『甲南経済学論集』第57巻第1・2号, 9月: 1-39.
- 青木浩治, 2017. 「中国の国際投資ポジションの二つのパズル」『甲南経済学論集』第58巻1・2号, 9月: 1-25.
- Backus, D.K. and Smith, G.W., 1993. "Consumption and Real Exchange Rates in Dynamic Economies with Non-traded Goods." *Journal of International Economics* 35(3/4), November: 297-316.
- Barrow, R.J., 2006. "Rare Disasters and Asset Markets in the Twentieth Century." *Quarterly Journal of Economics* 121(3), August: 823-866.
- Bénétrix, A.S., Lane, P.R. and Shambaugh, J.C., 2015. "International Currency Exposures, Valuation Effects and the Global Financial Crisis." *Journal of International Economics* 96, Supplement 1, July: S98-S109.
- Bianchi, J., Hatchondo, J.C. and Martinez, L., 2018. "International Reserves and Rollover Risk." *American Economic Review* 108(9), September: 2629-2670.
- Brandt, M.W., Cochrane, J.H. and Santa-Clara, P., 2006. "International Risk Sharing Is Better than You Think, or Exchange Rates Are Too Smooth." *Journal of Monetary Economics* 53(4), May: 671-698.
- Calvo, G.A., 1988. "Servicing the Public Debt: The Role of Expectations." *American Economic Review* 78(4): 647-661.
- Colacito, R. and Croce, M.M., 2011. "Risks for the Long Run and the Real Exchange Rate." *Journal of Political Economy* 119(1), February: 153-182.
- Curcuru, S.E., Thomas, C.P. and Warnock, F.E., 2013. "On Return Differentials." *Journal of International Money and Finance* 36, September: 1-25.
- Farhi, E. and Maggiori, M., 2018a. "A Model of the International Monetary System." *Quarterly Journal of Economics* 133(1), February: 295-355.
- Farhi, E. and Maggiori, M., 2018b. "China vs. U.S.: IMS Meets IPS." *Mimeo.*, December.
- Gourinchas, P.-O. and Rey, H., 2007. "From World Banker to World Venture Capitalist: U.S. External Adjustment and the Exorbitant Privilege." In Clarida, R.H. (ed.), *G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment*, University of Chicago Press; Chicago: 11-55.
- Gourinchas, P.-O., Rey, H. and Govillot, N., 2017. "Exorbitant Privilege and Exorbitant Duty." *Mimeo.*, October.
- Habib, M.H., 2010. "Excess Returns on Net Foreign Assets: The Exorbitant Privilege from a Global Perspective." *European Central Bank Working Paper Series* No.1158,

February.

- Habib, M.M. and Stracca, L., 2012. "Getting beyond Carry Trade-What Makes a Safe-haven Currency?" *Journal of International Economics* 87(1): 50-64.
- Hassan, T. A., 2013. "Country Size, Currency Unions, and International Asset Returns." *Journal of Finance* 68(6), December: 2269-2308.
- He, Z., Krishnamurthy, A. and Milbradt, K., 2019. "A Model of Safe Asset Determination." *American Economic Review* 109(4), April: 1230-1262.
- Huang Y., 2018. "From the World's Factory to a World Creditor: China's External Wealth and Excess Returns, 1997-2016." *HKIMR Working Paper* No.8/2018, March.
- Jäggi, A., Schlegel, M. and Zanetti, A., 2017. "Risk, Surprises and Safe-Haven Currencies." *voxEU org*, 18 January.
- Jiang, Z., Krishnamurthy, A. and Lusting, H., 2018. "Foreign Safe Asset Demand for US Treasuries and the Dollar." *American Economic Review Papers and Proceedings* 2018, 108, May: 537-541.
- Kremens, L. and Martin, I., 2019. "The Quanto Theory of Exchange Rates." *American Economic Review* 109(3), March: 810-843.
- Lee, K.-S., 2017. "Safe-haven Currency: An Empirical Identification." *Review of International Economics* 25: 924-947.
- Lusting, H., Roussanov, N. and Verdelhan, A., 2011. "Common Risk Factors in Currency Markets." *Review of Financial Studies* 24(11), November: 3731-3777.
- Maggiore, M., 2017. "Financial Intermediation, International Risk Sharing, and Reserve Currencies." *American Economic Review* 107(10), October: 3038-3071.
- Martin, I., 2011. "The Forward Premium Puzzle in a Two-Country World." *NBER Working Paper* No.17564, November.
- Obstfeld, M., 2011. "International Liquidity: The Fiscal Dimension." *BOJ Monetary and Economic Studies*, November: 33-48.
- Rogoff, K.S. and Tashiro, T., 2015. "Japan's Exorbitant Privilege." *Journal of the Japanese and International Economics* 35: 43-61
- Shorrocks, A.F., 1982. "Inequality Decomposition by Factor Components." *Econometrica* 50(1): 193-211.