

不動産市場の透明度と外国資金流入割合の関係性に関する国際比較分析^{†)}

Do foreign investors invest in highly transparent property market? Evidence from international comparison analyses

川村 康人^{*}、小林 正典^{**}

Yasuhito Kawamura, Masanori Kobayashi

First draft: December 17, 2019

ABSTRACT

本研究では、各国の不動産市場における情報インフラや各種制度の充実度が高まることで、当該国に対して国外投資家の資金が流入しやすくなるとの仮説を立て、不動産投資市場が一定程度成熟した主要 28 か国の 2004～2019 年の期間を対象として、国別のパネル時系列データを用いた分析を行った。

不動産市場における各種情報インフラや各種制度の充実度の高さに関して、Jones Lang LaSalle 社が継続調査を行う「グローバル不動産透明度インデックス」の結果をもとに対象国のグループ分類を行い分析した結果、主要 28 か国の中でも相対的に市場の透明度が高いグループの国では、とりわけ 2000 年代の金融危機以降において、国外資金の流入割合が高くなることが定量的に示された。これは、不動産投資において国際分散投資が行われる中で、金融危機以降では、投資対象国の選定がより選別的となり、不動産市場の透明性の高さが重要な役割を担っていることを示唆するものであった。

†) 謝辞: 本研究を実施するにあたり、Jones Lang LaSalle 社より貴重なデータの提供を受けた。また、本研究を進めるにあたり、清水千弘 東京大学空間情報科学研究センター特任教授より有意義なコメントを頂戴した。ここに記して感謝の意を表する次第である。論文に残されたすべての誤りは筆者の責任に帰するとともに、本稿の内容や意見は筆者ら個人に属するものであり、所属機関の公式見解を示すものではない。

^{*}) 株式会社三井住友トラスト基礎研究所 副主任研究員 / 麗澤大学 AI・ビジネス研究センター 客員研究員
本稿の第 1 章 (第 1 節および第 2 節の一部)、第 2 章、第 3 章の作成を担当

^{**}) 国土交通省

Jones Lang LaSalle 社との共同研究企画および本稿の第 1 章 (第 2 節の一部) の作成を担当

1. 本研究の目的

1-1. 本研究で検証する仮説

資産運用においては、投資リターンの変動特性が異なる資産クラス(株・債券・オルタナティブ資産)へ分散投資を行うことで、運用ポートフォリオの期待リターンのボラティリティを抑制することが可能とされている(Markowitz (1952)の現代ポートフォリオ理論)。オルタナティブ資産のひとつである不動産への投資においても、国・地域・用途・グレードに関して投資比率の分散を行うことにより、異なる国・地域・用途等のイーロッドスプレッドを獲得可能となるだけでなく、不動産投資から得られるリターンのボラティリティを抑制することが可能と考えられる。

不動産資産の投資利回りは、安全資産利回りに不動産資産固有のリスクプレミアムが加えられた物として説明されるが、このリスクプレミアムを形成する要素の一つとして、実物不動産取引の流動性の低さに起因するリスクプレミアムが存在すると考えられる。

ここで、ある国の不動産投資市場に国外投資資金が流入した場合には、国内資金のみで形成される規模よりも大きな市場規模が形成される可能性が考えられる。国内外の金利差や為替レートの変動により、国内投資家とは異なる付け値・選好を持ったプレーヤーが市場に参入し、不動産取引市場におけるプレーヤー・資金の多様性が高まる結果、不動産取引市場における流動性が増し、不動産資産の投資利回りにおける非流動性リスクプレミアムが低下することが予想される。加えて金融危機のようなイベントが発生した場合でも、国内投資家とは異なる付け値・選好を持ったプレーヤーが市場に参加している場合には、そうでない場合と比較して不動産価格の急速な下落が抑制され、その後の実体経済へのショックが緩和される可能性が期待できる。これらのことを勘案すると、ある国の不動産市場に対して、国外からの資金が流入し、不動産市場の流動性が向上することの意義は大きいと考えられる。

ある国における不動産投資市場に対する国外資金の流入は、様々な要因により変化しうると考えられる。時間を通じて大きく変化しない要因としては、資金の出所となる国と投資対象国との地理的な距離・位置関係に起因する国の立地特性や、使用言語・通貨の違いなどが考えられる。また、時間を通じて変化する要因としては、経済成長率・物価変動率・金利差や、それらによって変動する為替レートの要素が考えられる。投資対象国の通貨が通貨安となるほど、国外投資家が相対的に割安に対象国の不動産を取得できることから、為替レートの相対的な変化と国外資金の流入は密接な関係にあると考えられる。

これらの要因に加えて、不動産市場の各種情報インフラや各種制度の充実度に代表される「不動産市場の透明度」が改善することにより、国外投資家と国内投資家の公平性が担保されることから、国外投資家による投資対象国選定において、不動産市場の透明度の高さは重要な役割を担っていると考えられる。本研究では、前述の要因を加味しつつ、不動産市場の透明度の高さが国外資金の流入割合を高める効果について、不動産市場が一定程度成熟した28か国を対象とし、金融危機前後の期間を含む2004～2019年の16年間のパネル時系列データを用いた分析により、実証的に明らかにする。

1-2. 先行研究サーベイ

Miyakawa, Shimizu and Uesugi (2019) では、主要8か国における個別不動産取引データを用いて、国外投資家が不動産投資を行う場合の付け値が国内投資家と比較して約10%高くなること、そして同一の国外投資家が投資経験を積むことで相対的に割高な値付けを行わなくなること、また、このような付け値行動は国内投資家の付け値行動を変化させないことを実証的に明らかにした。しかしながら、国外資金

の流入割合が増加するメカニズム等については特段の分析は行われていない。

Badarinza, Ramadorai and Shimizu (2019) では、貿易の重力モデル (Tinbergen, 1962) を踏まえつつ、過去 10 年間の 70 カ国以上の商業不動産取引データを用いて、法の支配が弱い地域ほど国籍バイアスが強くなり国外購入者は同じ国籍の物件販売者から購入する傾向があることを実証的に明らかにした。しかし、国外購入者が同じ国籍の販売者を選好するメカニズム等の特段の分析は行われていない。

2. 実証分析

2-1. データ

2-1-1. 不動産市場の透明度

不動産市場における各種情報インフラや各種制度の充実度に関しては、Jones Lang LaSalle 社 (JLL) が 2004 年より継続調査を実施する「グローバル不動産透明度インデックス」(Global Real Estate Transparency Index: GRETI) を採用する¹⁾。

本指標は、(1) 不動産市場における投資パフォーマンス測定のためのインデックス整備状況や不動産鑑定評価、(2) 実物不動産市場のファンダメンタルズの動向を把握するための時系列データの整備・公表状況、(3) 上場法人の財務情報開示内容やコーポレート・ガバナンス、(4) 各種規制や法制度、(5) 不動産の売買市場や賃貸市場における取引の制度、(6) サステナビリティという 6 つの大項目 (14 の中項目) に関して、計 186 の小項目 (2018 年時点) をもとに JLL により定量的に評価された指標である。透明度の高さに関しては、各項目に関して 1.0 (透明度が最も高い) から 5.0 (透明度が最も低い) で評価され、JLL 社が設定する 6 つの大項目に関するウェイトにより総合インデックスとして集計が行われている。また、1.0 から 5.0 のスコアをもとに、各国のスコアに基づいて Tier 1 (最も透明度の高いグループ) から Tier 5 (最も透明度の低いグループ) にグループ分けが行われている²⁾。

なお、本調査は 2 年に一度実施されているため、実証分析においては、ある年の透明度インデックスに関しては、当該調査年およびその翌年のクロスボーダー取引割合との関係性を分析できるよう、各調査年の間は前年の値を横ばいとして年次単位のデータセットの構築を行っている。透明度インデックス調査年の翌年のクロスボーダー取引割合に与える影響も見ることで、計量経済学的には内生性の問題が緩和されるものと想定される。

2-1-2. 不動産市場における外国資金の流入割合

不動産投資市場における外国資金の流入割合に関しては、同じく JLL 社が継続調査を実施する「グローバル・キャピタル・フロー」(Global Capital Flows) を採用する。本調査は、個別の商業用不動産の取引に加えて、資産ポートフォリオ (あるいは資産を保有する特別目的会社の株式) の取得を対象として調査が行われ、各国における不動産の取引総額および取得者の資金属性に基づき国内・国外資金それぞれによる取得割合が国単位で集計が行われている。

また、この調査における商業用不動産とは、オフィス・商業施設・ホテル・工業用施設・混合用途・その他 (介護施設、学生寮) が対象範囲に含まれる。また、データには REIT 組成を含む不動産会社の

¹⁾ 調査自体は 1999 年から実施されているが、現在の方式のインデックスは 2004 年から作成されている。

²⁾ 各グループ内のスコアの分散を最小化し、グループ間の差を最大化する Jenks 自然分類法により Tier 1~Tier 5 の 5 段階にグループ分けが行われている。各年に関して、総合スコアが 1.00~1.96 が Tier 1、同 1.97~2.65 が Tier 2、同 2.66~3.50 が Tier 3、同 3.51~4.16 が Tier 4、同 4.17~5.00 が Tier 5 となる。このため、ある国の総合スコアが変動した場合には、調査年によって異なる Tier グループへ移動する場合がある。

M&A も含まれる。これらの取引に関して、取引が行われた四半期の平均為替レートを用いて取引額が米ドル建てに換算され、500 万米ドルを超える取引が集計対象とされている。

上記のデータを活用し、各国について、自国内の不動産取引総額を分母とし、うち外国資金による取引の総額（クロスボーダー取引額）を分子として、クロスボーダー取引割合を算出した。本調査は四半期毎に実施されているが、実証分析においては年次で集計したデータ（1Q～4Q の暦年計）を用いる。なお、2019 年に関しては、1Q および 2Q の結果から算出された割合を用いている。

また、不動産投資市場が未発達な国を分析対象から除くため、同調査結果をもとに、各国の 2004～2018 年における総取引額の年間平均値が 20 億米ドル以上の計 28 か国を分析対象として抽出した。

2-1-3. 実効為替レート指数

為替レートに関しては、世界市場内でのある国の相対的な為替レートを測定した BIS「名目実効為替レート指数」（公表指数のうち Broad Index）を用いる。本指数は、世界市場（バスケット）として BIS が選定した 60 か国に関して、各国間での貿易取引額（輸出入額）をもとに作成されたウェイトによって各国間のクロスレートが加重平均されており、その結果が 2010 年を 100 として指数化された結果が公表されている³⁾。公表データは月次のため、実証分析においては暦年単位で年次集計した結果を用いる。

したがって、本研究で分析対象とする 28 か国間での貿易取引額とは相違がある点や、そもそも株式・債券等に関するクロスボーダー取引額等はウェイトに加味されていない点に留意が必要である。

2-1-4. 要約統計量

上述のデータに関して、欠損により連続してデータが利用できない国・期間のデータを除外した非バランスパネルデータを構築した。分析対象国に関して、透明度インデックスの総合スコアに基づくグループ分類別、EU 加盟国・その他別に国数の推移を集計した結果が図 1 である。Tier1, Tier2, Tier 3～5 の 3 区分で国数の構成割合を見ると、大きな偏りはないことが確認される。

また、分析対象となる 28 か国の国名一覧および各変数の要約統計量は表 1 の通りである。

2-1-5. パネル単位根検定

前述のデータのうち、連続量データとして用いるクロスボーダー取引割合および実効為替レート指数の 2 変数について、データの定常性をパネル単位根検定により行った⁴⁾。結果は表 2 の通りである。

まず、地域間で共通の単位根を持つという帰無仮説を検定する Common Unit Root 検定の結果では、2 変数ともに I(0)、すなわち水準値により定常性を満たすとの結果が得られた。

また、地域間で異なる単位根を持つという帰無仮説を検定する Individual Unit Root 検定の結果では、クロスボーダー取引割合は水準値で定常性を満たすのに対して、実効為替レート指数に関しては水準値が定常性を満たさずに I(1)の可能性が示された。

Individual Unit Root 検定は、帰無仮説および対立仮説の設定において、Common Unit Root 検定よりも制約の緩い検定手法である点を勘案し、本稿では両変数ともに I(0)、すなわち水準値が定常性を満たすともものとして扱い、分析を進める。

³⁾ パラメータを読み取りやすくするために、推計時は 2010 年を 1 として再指数化している。

⁴⁾ 本パネルデータは、28 の各地域に関して、時系列方向には最大 15 個の標本しか含まれないデータである。本来はより長期間の地域別時系列データを前提とした検定手法を適用している点には留意が必要である。

2-2. モデルおよび推定結果

前節で示したデータを用いて、各国における不動産市場の透明度の高さが外国資金の流入割合に与える影響を検証するために、以下の(1)式および(2)式のモデルを推計する。

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_i + \eta E_{i,t} + \sum \delta_t D_t + \sum \beta_t D_t D_{t,Tier1\&2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \sum \alpha_i + \eta E_{i,t} + \sum \delta_t D_t + \sum \beta_t D_t D_{t,Tier1\&2} + \sum \gamma_t D_t D_{t,Tier1} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$Y_{i,t}$: 地域 i の t 年におけるクロスボーダー取引割合

$E_{i,t}$: 地域 i の t 年における実効為替レート指数

D_t : t 年において 1, そうでない場合に 0 を取る時間ダミー変数

$D_{t,Tier1\&2}$: 透明度インデックス総合スコアが 2.65 以下の場合に 1, そうでない場合に 0 を取るダミー変数 (透明度 Tier 1&2 ダミー変数)

$D_{t,Tier1}$: 透明度インデックス総合スコアが 1.96 以下の場合に 1, そうでない場合に 0 を取るダミー変数 (透明度 Tier 1 ダミー変数)

$\alpha_0, \alpha_i, \eta, \delta_t, \beta_t, \gamma_t$: 推定すべきパラメータ (α_i : 地域固定効果, δ_t : 時間固定効果)

$\varepsilon_{i,t}$: 誤差項

推計式(1)は、為替レートの効果 (η)、地域固定効果 (α_i)、時間固定効果 (δ_t) をコントロールした上で、透明度インデックスの総合スコアに基づく Tier 1 および Tier 2 グループの国が、Tier 3~5 のグループの国と比較して、クロスボーダー取引割合がどの程度異なるかを検証するモデルである。Tier 1 & Tier 2 ダミー変数と時間固定効果のクロス項の係数 (β_t) の推定値が統計的に有意な正の値であれば、不動産市場の透明性の高さが国外資金の流入割合を高める効果を持つものと解釈できる。

推計式(2)は、推計式(1)と比較して、さらに Tier 1 グループと Tier 2 グループの差異を検証するためのモデルである。Tier 1 ダミー変数と時間固定効果のクロス項の係数 (γ_t) が統計的に有意な正の値であれば、不動産市場の透明度がより高い Tier 1 グループは、Tier 2 以下のグループと比較して国外資金の流入割合が追加的に高くなることを意味する。

これらの推計式(1), (2)に関してパラメータ推定を行った結果が表 3, 4 である。各要因の意味合いおよび推定結果に関する解釈はそれぞれ以下の通りである。

・ 名目実効為替レートの係数 (η)

不動産投資市場における国外資金の流入割合を左右する要素としては、各国の経済成長率に関する将来期待や、金利水準の差異 (イールドスプレッドの差異および為替ヘッジコストの要素) など、様々な要素が考えられるが、これらの情報は為替レートに一定程度反映されるものと考えられる。

名目実効為替レート指数は、指数が高いと通貨高 (低いと通貨安) であることを意味するため、ある国の実効為替レート指数が低いほど国外の投資家は相対的に割安にその国の不動産を取得できることから、想定されるパラメータの符号はマイナスである。

名目実効為替レートの係数 (η) の推定結果は表 3 の通りである。パラメータ推定値の符号はマイナスであるものの、有意確率 10%水準で見ても統計的に有意とはならなかった。

- ・ 地域固定効果の係数 (α_i)

地域固定効果は、分析期間内において時間を通じて不変の国固有の効果を識別するものである。具体的には、国の物理的な立地条件（陸続きの国／島国、使用言語／通貨）など、分析期間内で時間を通じて変化することのない要素によって、国外資金流入割合を左右する効果を測定するものである。EU 加盟国であれば、加盟国同士の場合は共通通貨で不動産売買が可能となるなど、EU 加盟国以外の欧米・アジア諸国と比べてクロスボーダー取引割合の決定構造が異なる可能性が想定されるが、そのような影響も、本パラメータに吸収されているものと考えられる。

パラメータ推定値は表3（ダミー変数の基準となる国は Australia）、図示したものが図2である。EU という制度を持つ欧州地域に関しては概ねクロスボーダー取引割合が高くなる傾向や、国土が海に囲まれた島国（日本、台湾など）に関しては低くなる傾向が読み取れる。また、分析期間を通じて、市場の情報インフラの充実度等に大きな変化がなく、常に国外資金が流入しやすい／しにくい状況となっている国に関しては、透明度インデックスに基づくダミー変数ではなく、この地域固定効果の係数に吸収されているものと考えられる。

- ・ 時間固定効果の係数 (δ_t)

時間固定効果の推定結果は表3の通りである。Tier 1 および Tier 2 グループの時間効果は別途クロス項（係数は β_t および γ_t ）により識別を行っていることから、本パラメータ (δ_t) の推定結果は、より具体的には、他の要因をコントロールした上での Tier 3～5 グループの国に関する平均的なクロスボーダー取引割合の推移を示すものとなる。結果に関しては、とくに金融危機が生じた後の時点（2009 年以降）に関しては、統計的に有意なマイナスの結果となっていることが確認できる。この結果は図3にも図示されている。

- ・ 透明度 Tier 1&2 ダミー×時間固定効果のクロス項の係数 (β_t)

推定結果は表4の通りである。推計式(1)の結果を見ると、Tier 1 および Tier 2 のグループに属する国は、Tier 3～5 の国と比較して、金融危機が生じた後の時点（2009 年以降）では、ほとんどの期間で統計的に有意なプラスの結果となった。前述の要因をコントロールした上でもなお、不動産市場の各種情報インフラや制度の充実度（透明度の高さ）が、国外資金の流入割合を高める結果となっていることが確認できる。

前述の時間固定効果 (δ_t) と Tier 1～2 グループのダミー変数とのクロス項の係数 (β_t) の各推定結果を図示したものが図3である。分析期間を通じて、クロスボーダー取引割合は各年で一定の割合が観測されることが確認できるが、時点別に見ると、金融危機以前（概ね 2008 年以前）に関しては、透明度の低い市場により多くの資金が流入していたことが確認できる。これは、世界的な不動産価格の上昇が続く中で、国際分散投資により、ポートフォリオの期待リターンボラティリティを抑制するだけでなく、期待リターンの絶対水準自体を確保するために、不動産市場の各種情報インフラや制度の充実度が低く、相対的にイールドスプレッド（リスクプレミアム）が高いと考えられる国へ資金流入が続いていた可能性が指摘できる。

一方、金融危機以降（概ね 2009 年以降）では、Tier 3～5 のグループではクロスボーダー取引割合が減少し、Tier 1～2 グループの国は資金流入が続きクロスボーダー取引割合は増加傾向にあり、金融危機前とは逆転した状況が足元まで続いていることが読み取れる。金融危機を経験した投資家は、その後も

国際分散投資により期待リターンのボラティリティを抑制しようとするものの、投資対象国の選定に関してはより選別的な投資が行われているものと考えられる。商業用不動産価格の推移に関して、BIS “Property Price Statistics”等の統計によれば、直近の2019年において先進諸国の中では金融危機前のピークを上回る水準まで不動産価格が上昇した国が多く観測される。したがって、不動産市場の透明度が高い国に対する国外資金の流入割合は、不動産価格に連動して循環的・反循環的に動くものではなく、2000年代後半の金融危機を境として投資家の行動に構造変化が生じていることを示唆するものと考えられる。

- ・ Tier 1 ダミー×時間固定効果のクロス項の係数 (γ_t)

推計式(2)では、推計式(1)と比べて、Tier 1 グループの国が Tier 2 以下のグループと比較して、追加的に国外資金の流入割合が高まるかどうかを識別したモデルである。結果を見ると、金融危機が生じた後の時点(2009年以降)では、ほとんどの期間でパラメータ推定値はプラスであるものの、有意確率10%の水準で見ても統計的に有意とはならなかった。

3. 今後の課題

本研究では、不動産市場の透明度の高さ(各種情報インフラや各種制度の充実度)が改善することによって、国内投資家と国外投資家の公平性がより強く担保され、クロスボーダー取引割合に正の影響を与えるとの関係を想定し、不動産市場が一定程度成熟した28か国を対象に、2004~2019年のパネル時系列データを用いて分析を行った。とくに2000年代後半の金融危機以降で見ると、不動産市場の透明度の高さとクロスボーダー取引割合の間には、統計的に有意な正の関係があることを定量的に明らかにした。金融危機を経験したグローバル投資家は、投資対象国の選定がより選別的となり、国際分散投資を行う中でも、透明度の高い国に対してより多くの資金を投じていることを示唆するものであった。

不動産という資産に関しては、土地・建物に関して供給制約があることに加え、その投資利回りには他の伝統的金融資産と比較して非流動性リスクプレミアムが相対的に大きく上乗せされていると考えられる。このことを踏まえると、金融危機前後で投資資金のフローに変化が生じたことにより、その後の不動産価格の変動やキャップレート(リスクプレミアム)の形成に関して変化をもたらしている可能性が想定される。また、このようなメカニズムは、実物市場のみならず、取引コストがより小さな金融市場(REIT市場)において、より顕著に表れている可能性が考えられる。これらの仮説に関する分析は、今後の課題としたい。

参考文献

- Badarınza, Christian, Tarun Ramadorai, and Chihiro Shimizu (2019): “Gravity, Counterparties, and Foreign Investment”, Available at SSRN 3141255.
- Markowitz, Harry (1952): “Portfolio selection”, *The journal of finance*, 7(1), 77-91.
- Miyakawa, Daisuke., Shimizu, Chihiro. and Uesugi, Ichiro (2019): “Geography and Realty Prices: Evidence from International Transaction-Level Data”, *RIETI Discussion Paper Series*, 19-E-011.
- Tinbergen, Jan (1962): “Shaping the World Economy Suggestions for an International Economic Policy”, *New York: Twentieth Century Fund*.

表 1. 要約統計量

	開始年	N	クロスボーダー取引割合				不動産透明度インデックス				実効為替レート指数				
			Mean	S.D.	Min.	Max.	Mean	S.D.	Min.	Max.	Mean	S.D.	Min.	Max.	
1	United States	2004	16	15.4%	4.2%	6.6%	21.5%	1.42	0.05	1.37	1.53	107.7	9.0	95.5	121.9
2	United Kingdom	2004	16	43.6%	6.4%	27.7%	53.1%	1.34	0.07	1.24	1.44	109.1	12.4	96.4	129.5
3	Germany	2004	16	46.2%	16.7%	15.3%	80.2%	2.08	0.15	1.88	2.27	100.5	2.0	96.4	104.4
4	Japan	2004	16	17.4%	7.0%	4.8%	34.6%	2.30	0.23	1.98	2.71	88.3	9.5	75.4	107.2
5	France	2004	16	45.0%	13.1%	29.7%	69.8%	1.65	0.16	1.44	1.88	100.2	1.7	96.5	103.3
6	China	2004	16	40.1%	20.2%	13.6%	78.2%	3.12	0.35	2.67	3.55	105.0	12.6	87.2	124.8
7	Australia	2004	16	28.1%	11.7%	6.5%	49.3%	1.49	0.10	1.32	1.63	94.0	7.4	84.8	109.3
8	Canada	2004	16	10.9%	5.1%	1.2%	21.7%	1.65	0.12	1.45	1.81	91.5	7.4	82.1	102.1
9	Sweden	2004	16	28.6%	13.6%	13.3%	54.5%	2.01	0.06	1.93	2.12	101.6	5.0	92.4	110.5
10	Netherlands	2004	16	47.4%	16.0%	23.4%	71.5%	1.74	0.11	1.51	1.92	100.3	1.8	96.8	103.8
11	Hong Kong	2004	16	21.4%	12.3%	3.4%	48.5%	2.04	0.07	1.97	2.19	104.3	5.5	94.5	112.3
12	South Korea	2004	16	21.3%	18.5%	2.9%	67.7%	2.95	0.22	2.60	3.28	112.1	11.9	93.1	135.0
13	Spain	2004	16	51.7%	12.1%	23.8%	71.4%	2.38	0.17	2.14	2.73	100.7	1.5	97.9	103.3
14	Singapore	2004	16	21.5%	15.5%	5.5%	48.0%	2.03	0.09	1.91	2.20	102.6	8.6	88.7	113.4
15	Italy	2004	16	47.0%	18.4%	20.7%	82.0%	2.28	0.15	2.12	2.61	100.7	1.7	97.6	103.6
16	Norway	2006	14	12.4%	8.7%	0.0%	29.3%	2.46	0.12	2.30	2.62	94.1	8.1	82.5	103.4
17	Finland	2004	16	48.5%	19.6%	17.3%	84.2%	2.08	0.08	1.95	2.23	100.9	2.2	97.2	104.8
18	Poland	2004	16	94.9%	2.1%	91.2%	98.1%	2.42	0.24	2.15	2.88	97.5	6.6	89.2	116.5
19	Belgium	2004	16	46.0%	13.9%	25.9%	66.0%	2.25	0.14	2.08	2.52	100.3	1.5	97.3	103.1
20	Brazil	2006	14	36.1%	31.9%	0.0%	88.7%	2.91	0.14	2.75	3.13	81.2	13.9	63.4	102.3
21	Russia	2004	16	35.8%	27.3%	5.2%	94.8%	3.06	0.16	2.78	3.30	89.5	25.7	52.6	119.3
22	Denmark	2006	14	30.5%	13.4%	7.7%	62.4%	2.22	0.09	2.11	2.37	100.2	2.1	96.8	104.6
23	Switzerland	2006	14	30.2%	26.4%	4.1%	99.5%	2.10	0.10	1.99	2.26	109.0	14.5	85.2	124.4
24	Taiwan	2004	16	8.8%	9.8%	0.0%	34.5%	2.83	0.33	2.32	3.35	106.1	5.0	98.3	114.8
25	Austria	2006	14	45.1%	22.2%	10.0%	86.6%	2.39	0.11	2.23	2.52	100.2	1.4	97.6	102.7
26	Mexico	2005	15	35.9%	32.9%	0.0%	97.7%	3.11	0.25	2.78	3.53	95.1	18.4	69.7	122.0
27	Ireland	2004	16	34.8%	25.9%	0.0%	76.3%	2.17	0.22	1.88	2.48	98.7	2.9	92.9	104.1
28	Czech Republic	2004	16	68.9%	16.7%	35.9%	94.8%	2.66	0.27	2.26	3.11	95.1	6.7	79.9	103.4
28か国パネルデータ			437	36.3%	24.9%	0.0%	99.5%	2.25	0.53	1.24	3.55	99.6	11.2	52.6	135.0

注) 28 か国は、2004～2018 年の総取引額平均値が高い順に表示を行っている。

表 2. パネル単位根検定結果

		Common Unit Root			Individual Unit Root		
		Levin, Lin and Chu			ADF Fisher		
		統計量	P値		統計量	P値	
クロスボーダー取引割合	水準	-8.11	0.000	***	134.91	0.000	***
	1階差	-19.27	0.000	***	313.09	0.000	***
実効為替レート指数	水準	-2.50	0.006	***	64.26	0.210	
	1階差	-15.83	0.000	***	212.80	0.000	***

注) 各欄に記載の***, **, *は、それぞれ 1%, 5%, 10%水準で帰無仮説が棄却されることを表す。検定においては地域固定効果を含む形（タイムトレンド項を含まない形）で、ADF 検定のラグ次数の選択は SIC 基準により行った。

表3. 推定結果 ($\alpha_0, \eta, \alpha_i, \delta_t$ の推定値)

	モデル1			モデル2		
	推定値	標準誤差		推定値	標準誤差	
定数項	0.475	0.109	***	0.431	0.120	***
実効為替レート	-0.074	0.091		-0.058	0.093	
地域固定効果 (地域ダミー変数)	Included			Included		
Austria	0.170	0.057	***	0.191	0.075	**
Belgium	0.183	0.055	***	0.204	0.073	***
Brazil	0.165	0.075	**	0.198	0.091	**
Canada	-0.174	0.055	***	-0.174	0.056	***
China	0.190	0.074	**	0.219	0.090	**
Czech Republic	0.371	0.060	***	0.402	0.078	***
Denmark	0.024	0.057		0.045	0.075	
Finland	0.209	0.055	***	0.220	0.071	***
France	0.173	0.055	***	0.172	0.056	***
Germany	0.186	0.055	***	0.193	0.068	***
Hong Kong	-0.059	0.056		-0.040	0.074	
Ireland	0.071	0.055		0.075	0.065	
Italy	0.194	0.055	***	0.214	0.074	***
Japan	-0.137	0.056	**	-0.113	0.074	
Mexico	0.152	0.074	**	0.183	0.090	**
Netherlands	0.197	0.055	***	0.196	0.056	***
Norway	-0.162	0.057	***	-0.140	0.075	*
Poland	0.645	0.056		0.668	0.074	
Russia	0.135	0.072	*	0.166	0.088	*
Singapore	-0.060	0.056		-0.043	0.071	
South Korea	-0.023	0.072		0.007	0.088	
Spain	0.216	0.056	***	0.238	0.074	***
Sweden	0.010	0.055		0.015	0.068	
Switzerland	0.027	0.059		0.047	0.077	
Taiwan	-0.186	0.067	***	-0.155	0.084	*
United Kingdom	0.166	0.057	***	0.164	0.057	***
United States	-0.117	0.056	**	-0.119	0.057	**
時間固定効果 (時間ダミー変数)	Included			Included		
2005	0.084	0.076		0.083	0.077	
2006	0.044	0.083		0.040	0.084	
2007	0.052	0.083		0.048	0.084	
2008	0.077	0.083		0.073	0.084	
2009	-0.286	0.083	***	-0.289	0.084	***
2010	-0.318	0.083	***	-0.321	0.084	***
2011	-0.211	0.083	**	-0.215	0.084	**
2012	-0.297	0.087	***	-0.301	0.088	***
2013	-0.313	0.087	***	-0.317	0.088	***
2014	-0.210	0.087	**	-0.214	0.088	**
2015	-0.215	0.088	**	-0.217	0.089	**
2016	-0.382	0.094	***	-0.383	0.095	***
2017	-0.325	0.093	***	-0.326	0.095	***
2018	-0.312	0.102	***	-0.312	0.103	***
2019	-0.357	0.102	***	-0.357	0.103	***
時間ダミー変数×透明度Tier1&2ダミー変数	Included			Included		
時間ダミー変数×透明度Tier1ダミー変数	Excluded			Included		
観測数	437 (N=28, T=14-16)			437 (N=28, T=14-16)		
Adjusted R-Squared	0.610			0.600		

注) 推計方法は最小二乗法(OLS)。***, **, *は、それぞれ係数推定値が1%, 5%, 10%水準で有意であることを表す。

表4. 推定結果 (β_t, γ_t の推定値)

	モデル1			モデル2		
	推定値	標準誤差		推定値	標準誤差	
地域固定効果 (地域ダミー変数)	Included			Included		
時間固定効果 (時間ダミー変数)	Included			Included		
時間ダミー変数×透明度Tier1&2ダミー変数	Included			Included		
2004	-0.159	0.076	**	-0.147	0.086	*
2005	-0.243	0.074	***	-0.227	0.085	***
2006	-0.162	0.081	**	-0.127	0.085	
2007	-0.118	0.081		-0.094	0.085	
2008	-0.153	0.081	*	-0.110	0.085	
2009	0.060	0.081		0.064	0.086	
2010	0.124	0.081		0.132	0.085	
2011	0.050	0.081		0.063	0.085	
2012	0.153	0.086	*	0.167	0.090	*
2013	0.155	0.085	*	0.146	0.090	
2014	0.115	0.086		0.113	0.090	
2015	0.151	0.086	*	0.171	0.091	*
2016	0.306	0.092	***	0.306	0.096	***
2017	0.239	0.092	***	0.248	0.096	**
2018	0.226	0.100	**	0.217	0.104	**
2019	0.240	0.100	**	0.210	0.104	**
時間ダミー変数×透明度Tier1ダミー変数	Excluded			Included		
2004	-			0.018	0.097	
2005	-			0.013	0.097	
2006	-			-0.051	0.090	
2007	-			-0.015	0.090	
2008	-			-0.082	0.090	
2009	-			0.052	0.090	
2010	-			0.038	0.090	
2011	-			0.021	0.090	
2012	-			0.011	0.084	
2013	-			0.084	0.084	
2014	-			0.052	0.081	
2015	-			-0.011	0.081	
2016	-			0.043	0.081	
2017	-			0.019	0.081	
2018	-			0.051	0.075	
2019	-			0.101	0.075	
観測数	437 (N=28, T=14-16)			437 (N=28, T=14-16)		
Adjusted R-Squared	0.610			0.600		

注) 推計方法は最小二乗法(OLS)。***, **, *は、それぞれ係数推定値が1%, 5%, 10%水準で有意であることを表す。

図1. 分析対象国の推移：透明度インデックスに基づくグループ分類別、EU加盟国・その他別

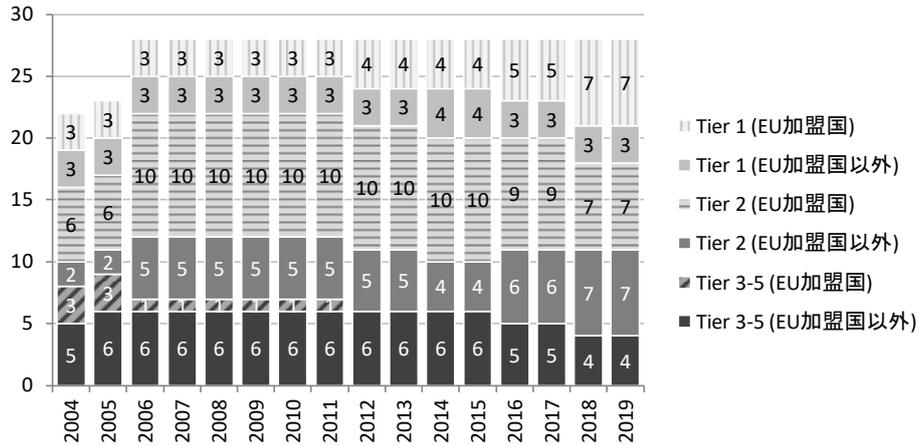
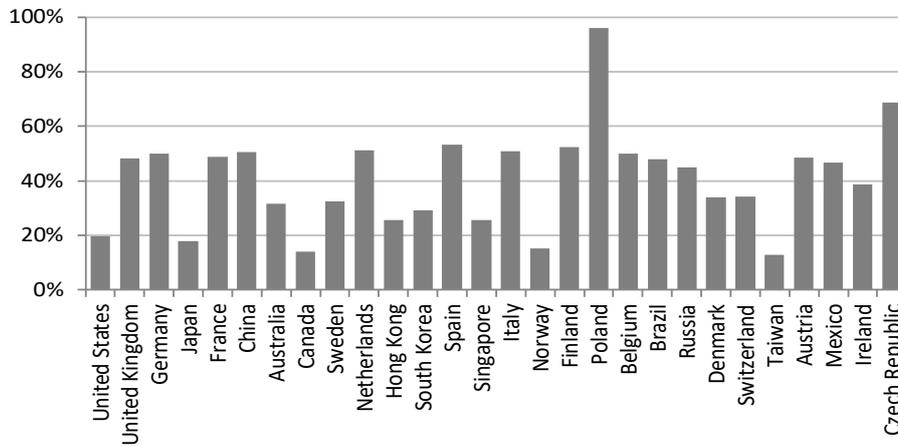
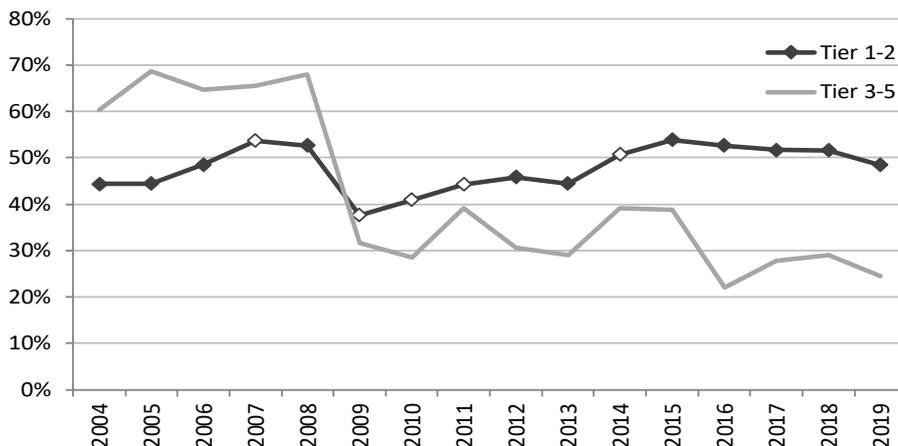


図2. 地域固定効果の可視化



注) 筆者による計算。モデル1の推定結果より $\hat{\alpha}_0 + \hat{\beta}_{2004} + \hat{\alpha}_i$ を計算した結果である。

図3. 時間効果の可視化



注) 筆者による計算。モデル1の推定結果から、それぞれ以下を計算した結果である。Tier 1-2の折線に関して、マーカー白抜きはTier 3-5との差異が10%水準で見て統計的に有意でないことを表す。

$$\text{Tier 1-2: } \hat{\alpha}_0 + \sum_{D_{2004, \text{Tier}1\&2}=0} \hat{\alpha}_i + \sum \hat{\delta}_t D_t + \sum \hat{\beta}_t D_t D_{t, \text{Tier}1\&2}$$

$$\text{Tier 3-5: } \hat{\alpha}_0 + \sum_{D_{2004, \text{Tier}1\&2}=0} \hat{\alpha}_i + \sum \hat{\delta}_t D_t$$