

ASEAN 自由貿易地域と国内地域間格差¹⁾

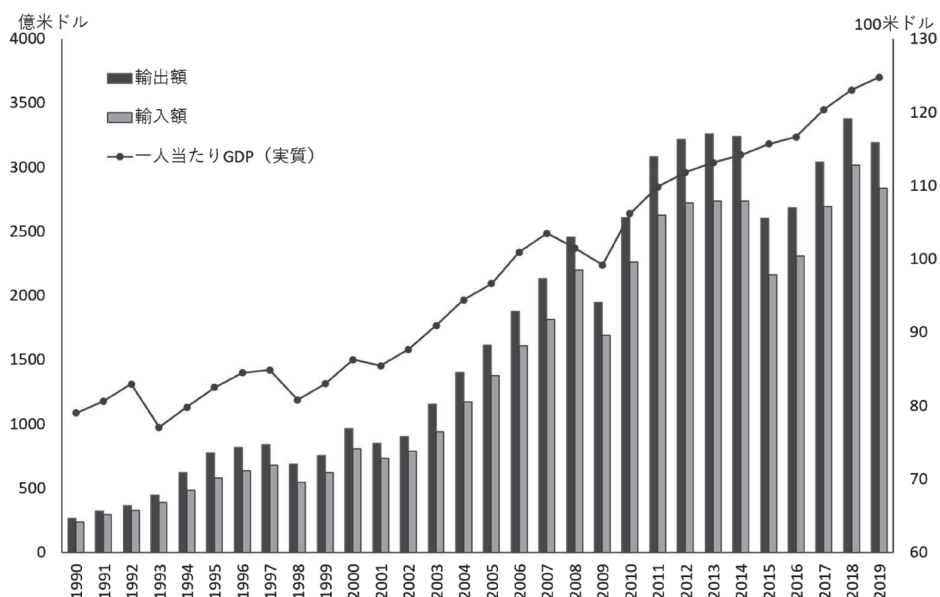
岡部 美砂

1. はじめに

地域貿易協定 (RTA) の形成が活発化した 1990 年代以降, 財・サービスの貿易自由化は世界各地で確実に進展してきた。国際貿易理論では, 古典派のリカードの比較優位論から, 最新の企業の不均一性を仮定するメリッツモデルにいたるまで, 自由貿易下の国際間分業は効率性改善や技術スピルオーバーをもたらす経済成長を促すという共通した結論に至っている。また, それら理論的な結論はマクロおよびミクロレベルのデータを用いた数多くの実証研究によって支持されている。すなわち, 一国レベルで見ると, 自由貿易により資源配分効率化や技術移転による生産性向上がもたらされ経済成長が実現すると言える。しかし, それら貿易の利益が国内のすべての地域にプラスの効果をもたらしているのかどうか, またはその効果がどのように各地域に波及していくのかはまだ十分に解明されていない。地域により異なる地理的条件のもとで, 初期の発展水準, 集積レベル, 産業構造にも地域差が生じることを考えると, 貿易自由化の影響は地域ごとに異なることが予想される。しかし, RTA のもとでの貿易自由化が国内の地域間格差に与える影響についての実証研究の蓄積はまだ少なく結論には至っていない。

RTA のもとでの貿易自由化が加盟国の経済成長促進に重要な役割を果たしてきた代表例が東南アジア諸国連合 (ASEAN) 自由貿易地域 (AFTA) である。ASEAN 加盟国間の貿易自由化は 1993 年より ASEAN 共通有効特惠関税 (ASEAN・CEPT) 計画のもとで開始され, 2009 年からは CEPT 計画を大幅に改定した ASEAN 物品貿易協定 (ATIGA) が発効し域内関税の削減・撤廃は大きく進展した。2010 年までに ASEAN 先行加盟国のブルネイ, インドネシア, マレーシア, フィリピン, シンガポール, タイで域内関税の撤廃が完了し, 新規加盟国のカンボジア, ラオス, ミャンマー, ベトナムについては 2015 年までに完了した。AFTA のもとで域内貿易と生産ネットワークの形成が進展し, 加盟国は急速な経済発展を実現してきた。図 1 に示されるように, ASEAN の域内貿易および一人当たり GDP はともに上昇傾向を続けており, 貿易と一人当たり所得水準に正の相関があることが示唆される。実際, 多くの実証研究でも, AFTA のもとでの貿易自由化や, 東アジア地域全体の生産・販売ネットワークのもとでの域内貿易が ASEAN 加盟国の経済発展を支えてきたことが裏付けられている。

1) 本研究は JSPS 科研費 18K18582 の助成を受けたものです。

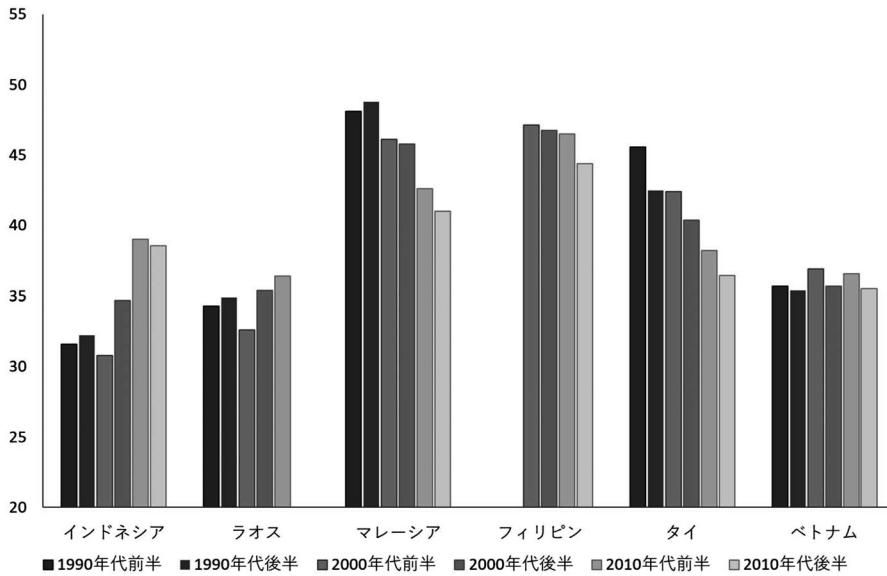


注) 輸出額と輸入額は SITC 分類の総額で ASEAN10 か国の合計額を用いている。ただし、カンボジア、ラオス、ミャンマーの輸出入額に欠損値がある。一人当たり GDP は 10 か国の平均値である。データ) ASEAN 域内貿易は国際連合財貿易統計 (COMTRADE)、一人当たり実質 GDP は世界銀行の世界開発指標 (WDI) を用いて作成した。

図 1 1990 年～2015 年の ASEAN 域内貿易と一人当たり GDP の推移

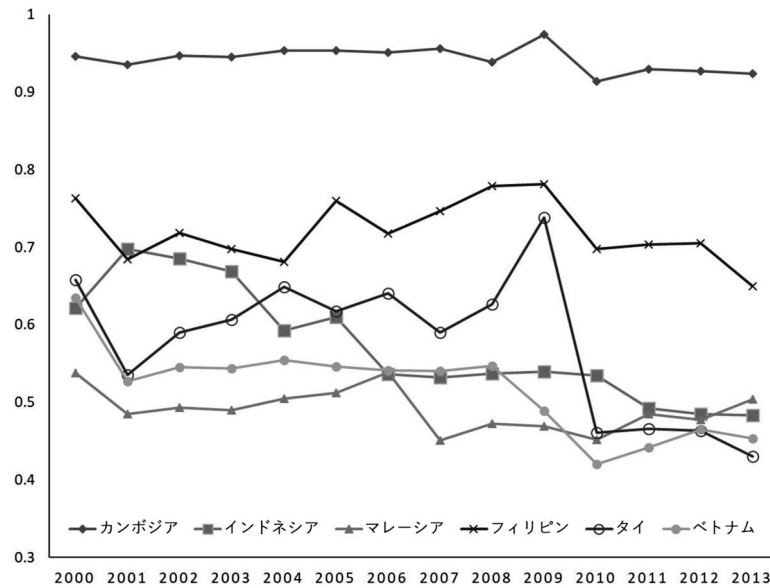
ASEAN 加盟国が活発な域内貿易に支えられて高い経済成長を実現してきた一方で、各国内の所得格差は残された課題の一つである。図 2 は世界銀行の推計による家計所得を用いた Gini 係数である。タイ、マレーシア、フィリピンは家計所得でみた格差が縮小に向かっているが、一方でインドネシア、ラオスでは 2000 年代後半以降、所得格差は拡大傾向にあり、ベトナムでは格差の水準は 35% 前後で変動している。クズネッツの逆 U 字仮説によると、国内の地域間格差は途上国の経済発展にしたがって次第に縮小するとされるが、発展段階の異なる ASEAN 加盟国を比較しても逆 U 字仮説が当てはまるようにはみられない。図 3 は地域レベルの一人当たり夜間光量でみた所得水準の代理変数で計算した Gini 係数で、空間的な所得格差をみたものである。インドネシア、マレーシア、ベトナムは緩やかな縮小傾向がみられるが、カンボジアとフィリピンでは高い水準に留まっている。家計所得でみた所得格差と空間的な所得格差には異なる傾向があるが、いずれも ASEAN 加盟国に共通の傾向はみられない。

一国内の所得格差に影響すると考えられる要素は数多くある。例えば、技術進歩やグローバル化、そして産業政策による産業構造の変化は要素価格を変化させ所得格差の要因となる。また、地域間の所得格差は地理的条件や歴史・文化的背景の違いなどさらに多くの要素が加わり形成されると考えられる。それゆえに、一国内の地域間の所得格差の要因を考察するためには多面的な分析が必要になる。



データ) 世界銀行による推計データを用いて作成した。

図2 Gini係数の推移



データ) 市区町村レベルの一人当たり夜間光量で Gini 係数を計算している。夜間光量画像は NOAA の Global DMSP-OLS より平均可視安定光量を用いた。地域レベルの人口は、米国オークリッジ国立研究所の LandScan グローバル人口データを用いた。

図3 各国内の地域レベル(郡・市)の一人当たり夜間光量を用いた Gini 係数の推移

所得格差が問題とされるのは、それが機会の格差を引き起こす場合である。地域間所得格差が地理的条件やインフラ整備水準の差によって引き起こされている場合に、機会の格差が生じている可能性がある。多くの途上国では都市と農村の所得格差は大きく、一国全体の所得格差の主要因となっている。さらに、所得格差が大きいまま持続すると政治的分断を引き起こし持続的な経済成長を阻害することもある。多くの ASEAN 加盟国でも、都市部と農村部の所得格差は依然として大きく、都市・農村格差の縮小は経済発展政策の重要な課題であるとされている。OECD (2018) は、タイ、マレーシア、インドネシアの一人当たり GDP で測った各国の国内地域間格差は、中国国内のそれよりも大きく、さらにその大きな所得格差は経済厚生の中の多くの側面で格差をもたらしていると指摘している。

本稿は、域内貿易の自由化を進めてきた ASEAN 加盟国の貿易拡大と国内の地域間所得格差の関係を検証したものである。空間経済学に基づく、貿易自由化は地域間格差に影響を及ぼす。貿易自由化がもたらす貿易費用の低下は、国内市場の優位性、すなわち生産者・消費者との地理的な隣接性の優位性を低下させる。そのため、貿易は分散を生じさせ、大都市以外の周辺都市の成長を促す。その場合、貿易自由化は地域間格差を縮小させる要因となる。逆に、貿易自由化は国際貿易へのアクセスに有利な都市、例えば港湾や駅、国境の近くの地域の優位性を高める。この場合、貿易自由化は集積を促し地域間格差を拡大する。

本稿では ASEAN 加盟国を例として、貿易が各国の地域間格差に与える空間的な直接および間接的な影響を検証する。貿易自由化の空間的影響の実証研究の多くは、アフリカ諸国を対象として夜間光量画像を用いて行われている。それらの先行研究がアフリカ諸国の夜間光量画像を用いる理由は、人工衛星画像の使用には分析対象の地理的な範囲を大幅に拡大できるという特長があり、データ利用可能性の制限にとらわれずに分析が可能となるからである。ASEAN 加盟国の多くはすでに統計システムが整備されており、多種の経済社会データが利用可能となっているが、州や省の大区分別より小さい市町村レベル以下の詳細地域別データの利用可能性にはまだ大きな制約がある。さらに、先進国と同様に、ほとんどの ASEAN 加盟国で国勢調査が実施されるのは数年間隔である。それゆえに、人工衛星画像を用いることの優位性は、経時的で詳細分類地域のデータを複数国間で比較可能な形で利用できることである。本稿の分析の特徴は、夜間光量画像を経済活動水準の代理変数として用いて ASEAN 各国間で比較しながら地域レベルの空間効果分析を行うことである。

本稿は以下のような構成となっている。次節では貿易自由化が国内の地域間格差に与える影響に関する先行研究を概観する。第3節では、貿易自由化が地域間格差に与える影響の推計方法を説明する。第4節はデータおよびデータの生成方法について説明する。第5節は推計結果を紹介し議論する。最後に第6節で全体のまとめを行う。

2. 先行研究

貿易自由化が地域間所得格差に及ぼす影響に関する空間経済学の理論研究では、貿易自由化により格差は拡大するというものと、縮小するものの両方がある。Krugman and Livas Elizondo (1996) は、貿易開放度が高くなると混雑費用により生産地の再配置が生じて、地域格差が減少するとしている。対称的に、Monfort and Nicolini (2000) は、中核・周辺 (core-Periphery) モデルを用いて、自由貿易は地域レベルの集積を促進する、すなわち地域間格差が拡大することを示している。同じく、Paluzie (2001) も新経済地理モデルによって、貿易自由化は地域間格差を拡大することを見出している。この分野の理論研究の結果を総括している Brühlhart (2011) は、貿易自由化が地域間格差に与える影響について一致した結論には至っておらず、それぞれの理論モデルの設定によって結果が異なると指摘している。貿易自由化が地域間所得格差を拡大するのか縮小するのかは様々な要因、例えば、地理的条件、インフラ水準、地域の初期発展水準などに依存すると考えられる。そのため、多くの異なる国、地域および時期を対象とした実証研究を蓄積することで、貿易自由化が地域間格差に与える影響についての共通した結果を見出すことが重要である。

これまでに行われている実証研究に関しても2つの対称的な結果が見られる。一つは、貿易自由化は収束を促進する、すなわち地域間格差を縮小するというものである。他方は、貿易自由化は地域レベルの成長率の発散を促す、すなわち地域間格差を拡大するというものである。例えば、González-Rivas (2007) はメキシコの州レベルのデータを用いた分析を行い、貿易による利益は所得水準が高くインフラ整備が行われている地域でより大きくなるため、貿易自由化は地域間格差を拡大する影響があると結論づけている。対称的に、Rodríguez-Pose and Sánchez-Reaza (2005) は、同じくメキシコの地域レベルの経済成長率に貿易が与える影響を検証し、NAFTA による貿易自由化は地域レベルの経済成長率を発散させ、最大都市であるメキシコ・シティの重要性を低下させることを見出している。

貿易自由化が地域間格差に与える影響についての実証研究は、異なる国および時期について行われているが、理論研究と同じく、共通したロバストな結論には至っていない。上述の Brühlhart (2011) は、貿易自由化が地域間格差を拡大するのか縮小するのかは、各国に特有の地理的条件に因るところが大きいとしている。やはり、さらに多くの国および時期を対象に、また多種のデータによる実証研究の蓄積が行われることは依然として必要である。本稿のこの分野での貢献は、ASEAN のケースについての蓄積を行うことである。発展段階の異なる途上国によって構成されている ASEAN を分析対象とすることの利点は、深化する地域経済統合のもとで進む貿易自由化が地域間格差に与える影響を発展段階の異なる加盟国間で比較可能であることである。

また、本稿のこの分野への貢献の二つ目は、経済活動の代理変数として人工衛星画像を用い

ることである。人工衛星データの利点は、全世界を対象に詳細かつ高頻度の地域レベルデータとして利用できることである。特にデータの利用可能性に制限のある地域や国のデータが使えることは大きな利点である。本稿は、ASEAN加盟国の地域レベルの夜間光量データを用いて結果を国間で比較する。夜間光量データを用いて貿易と地域間格差の関係を実証研究した研究はまだ少ない。その一つに、Brühlhart, Cadot and Himbert (2017) の国境地域の経済活動に貿易自由化が与える影響について検証した研究がある。しかし、ASEAN地域という複数国を対象として、貿易自由化が地域間格差に与える影響について分析したものは本稿が最初である。

3. 推計手法

所得水準の地域間格差は、生産要素賦存比率や生産技術水準の地域間の格差に起因する。また、生産要素賦存比率や生産技術水準の違いは、地理的条件や政治制度や歴史的な背景など様々な要素から影響を受ける。さらに、経済・社会政策も地域間所得格差に影響する重要な要素である。貿易自由化は経済政策であり、地域間格差に影響を与える要因の一つである。貿易政策は通常は国レベルで実施されるが、生産要素賦存比率や生産技術水準が地域間の違いによって受ける影響は地域ごとに異なる。ゆえに、本稿では貿易自由化を外生変数として、地域レベルの所得水準に直接および間接的な影響を与えるものとする。基準となる推計式には、貿易自由化指数に、地域貿易シェアと、人口集積度や道路延長距離や港湾までの距離などで測ったインフラ水準などの地域レベルの地理的条件との交差項、および直接的な貿易自由化の効果を測るための地域貿易シェアを含めている。推計式は以下のとおりである。

$$\ln L_{it} = \beta_1 \ln PD_{it} + \beta_2 \ln R_i + \beta_3 \ln DS_i + \beta_4 \ln TX_{ct} \\ + \beta_5 (\ln PD_{it} \times \ln TX_{ct}) + \beta_6 (\ln R_i \times \ln TX_{ct}) + \beta_7 (\ln DS_i \times \ln TX_{ct}) + \alpha_i + u_{it}$$

ここで、 L_{it} は、地域 i の t 年の一人当たり夜間光量である。 PD_{it} は地域 i の t 年の人口密度、 R_i は地域 i の面積あたりの道路延長である。 DS_i は、地域 i の中心点から最も近い港湾までの距離である。AFTA への参加度の代理変数として、ASEAN 各国の GDP に占める ASEAN への輸出シェアの TX_{ct} を用いた。対世界の輸出および輸入からの影響と比較するため、対世界輸出額、輸入額の GDP に占めるシェアも用いている。 α_i は観測できない個別効果、および u_{it} は誤差項である。各国のパネルデータを利用しているが、時間変化のない説明変数である港湾からの距離や道路延長距離の説明変数を用いるため、変量効果モデルによる推計を行う。さらに、2000年から2013年の推計期間の各年に生じた変化をとらえるために年ダミーを用いている。

交差項を含む説明変数間には多重共線性が生じている可能性が高いため、交差項にはセンターリングを行った変数を用いている。また、推計式の被説明変数と説明変数の両方が地理的デー

タであるため、空間ラグ変数であることと、自己回帰誤差を考慮する必要がある。そのため、空間ラグモデル (SLM) と空間誤差モデル (SEM) の両方をパネルデータに適用して、逆距離空間加重行列 (ω_{ij}) を用いた空間ラグを用いる。よって、推計式は以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \ln L_{it} = & \rho \sum \omega_{ij} \ln L_{it} + \beta_1 \ln PD_{it} + \beta_2 \ln R_i + \beta_3 \ln DS_i + \beta_4 \ln TX_{ct} \\ & + \beta_5 [(\ln PD_{it} - \overline{\ln PD_{it}}) * (\ln TX_{ct} - \overline{\ln TX_{ct}})] \\ & + \beta_6 [(\ln R_i - \overline{\ln R_i}) * (\ln TX_{ct} - \overline{\ln TX_{ct}})] \\ & + \beta_7 [(\ln DS_i - \overline{\ln DS_i}) * (\ln TX_{ct} - \overline{\ln TX_{ct}})] + \alpha_i + u_{it}, \end{aligned}$$

$$u_{it} = \lambda \sum \omega_{ij} \mu_{jt} + e_{it}$$

4. データ

分析に用いた地域レベルの単位は、州や省などの大区分の下での第二段階の行政区画である郡・県・市を用いる。付表 1 に各国の分析に用いた地域区分数を示している。

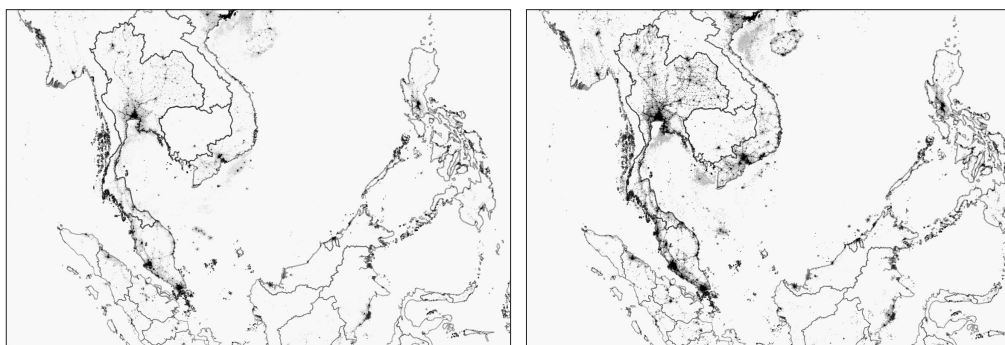
地域レベルの所得水準として、グリッドセル・レベルの夜間光量を人口で割った値を各国の地域レベルで集計した値を代理変数として用いる。夜間光量画像は、アメリカ合衆国の海洋大気庁 (NOAA) の国家地理データセンターが公開している DMSP/OLS データベースを使用した²⁾。グリッドセル・レベルの人口データは、アメリカ合衆国オークリッジ国立研究所が公開・提供している「LandScan グローバル人口データ」を使用する。分析対象期間は夜間光量データと人口データが両方利用可能な 2000 年から 2013 年である。グリッドセル・レベルのデータを ASEAN 各国の最小行政単位の地域レベルに集計するために、行政単位地図を「グローバル行政地区データベース (GADM)」のバージョン 3.6 を使用する³⁾。

図 4 はタイ、カンボジア、ラオス、フィリピン、マレーシア、およびベトナム、インドネシアの一部の地域レベルの夜間光量を 2000 年と 2013 年で比較したものである。光量が高い、すなわち人口が多く経済活動が活発である地域ほど濃色となるように表示されている。タイのバ

2) DMSP 衛星の OLS センサ (DMSP (Defense Meteorological Satellite Program) の略称) はアメリカ合衆国の軍事気象衛星の太陽同期軌道衛星で高感度可視赤外センサである OLS (Operational Linescan System) を搭載している。米国海洋大気庁 (NOAA) が公開・提供している。

3) GADM (Global Administrative Areas (ウェブサイト: <https://gadm.org/>)) はカリフォルニア大学バークレー校、脊椎動物学博物館、国際稲研究所 (University of Berkeley, Museum of Vertebrate Zoology and the International Rice Research Institute) が共同して運営しているデータベースで世界各国の行政区分データが一般公開されている。

ンコク、ベトナムのホーチミン、マレーシアのクアラルンプールやシンガポールなどの大都市は、高い光量値を2000年時点から2013年まで維持している。ホーチミンやハノイでは、2000年から2013年の期間で濃色地域が拡大している。また、タイ、マレーシア、ベトナム南部地域では地方部の光量値の増加率が目立って大きい。特に、マレーシアの西部海岸地域、タイの道路ネットワーク沿い地域、ホーチミンおよびハノイの郊外地域の成長率が高い。



注) 濃色ほどピクセルレベルの夜間光量が高いことを示す。

データ) 夜間光量画像はNOAAのGlobal DMSP-OLSより平均可視安定光量を用いた。

図4 夜間光量の変化, 2000年(左)と2013年(右)

図5はベトナム南部およびカンボジア中南部の夜間光量の2000年から2013年の14年間の変化率を示している。色が濃いほど2000年から2013年にかけての夜間光量の増加率が高いことを示す。ベトナム・ホーチミン市の都市化拡大によって郊外地域の広い範囲で所得水準の増加率がプラスであることを示している。特に、都心部から離れている地域のいくつかで成長率が高い地域が見られる。また、カンボジアでは夜間光量の成長率がプラスで比較的高い地方は内陸部と南部海岸地域に散在している。これら夜間光量の変化からみると、経済活動水準の成長率は様々な要因に依存していることがわかる。

説明変数としての道路延長には、DIVA-GISより各国の道路地図を用いた。直近の港湾からの距離の算出にはアメリカ国家地理空間情報局が提供している「世界港湾指標」のポイントデータを用いた。「世界港湾指標」データは世界3700の港湾がリストアップされている。財貿易データは国際連合の財貿易統計(Commodity Trade Statistics (COMTRADE))を用いる。

サンプル期間は夜間光量データとグリッドセル・レベルの人口データがともに利用可能な2000年から2013年である。ASEANの共通効果特惠関税/財貿易基本協定(CEPT/ATIGA)のスケジュールのもとで域内関税は2000年代に大幅な引き下げが実施され、ASEAN加盟国間の輸出入はこの期間に大きく増加している。よって、2000年から2013年はAFTAのもとでの貿易自由化の効果を推計するのに妥当なサンプル期間であると言える。推計にはASEAN加盟国のうち、カンボジア、インドネシア、マレーシア、フィリピン、タイ、ベトナムの6カ国を

用いる。ラオス、ミャンマーについては貿易データの不足から、またブルネイとシンガポールは地域数が少ないため分析対象から除外している。



注) 濃色ほどピクセルレベルの一人当たり夜間光量の増加率が高いことを示す。
データ) 夜間光量画像は NOAA の Global DMSP-OLS より平均可視安定光量を用いた。

図5 夜間光量の変化率, 2000年から2013年

5. 推計結果

表1から表3はカンボジア、インドネシア、マレーシア、フィリピン、タイ、およびベトナムにおける推計結果を示している。直近の港湾からの距離の係数は、カンボジアを除く5カ国で負となり統計的に有意であった。同様に、道路延長の係数推計値はインドネシア、フィリピン、タイ、ベトナムの4カ国において正で有意であった。これらの結果は、地理的な条件、特に輸送費用に影響する地理的条件は地域レベルの所得水準に影響を与える要因となることを示唆している。港湾に近い地域ほど、また道路ネットワークが多い地域ほど、所得水準が高くなる傾向にある。言い換えると、輸送費用に関わるインフラの発展は地域間格差を縮小させる要因となりえることがわかる。

一方で予想とは異なり、人口集中は地域の所得水準を下げる要因となっている。6カ国すべてで人口集積度が地域レベルの所得水準に与える影響は負である。途上国の多くで大都市や人口密集地域の所得水準が地方や農村地域よりも高いことを考えると、ASEANの分析対象6カ国の地方・農村地域は依然としてキャッチアップ過程にあることが伺える。ASEANにおける地域レベルの所得収束が続いていることを示唆している。

貿易自由化が地域レベルの所得水準に与える影響については、地域間貿易と対世界貿易の両方が6カ国すべてで正の影響を与えている。地域間貿易および対世界貿易の両方で貿易シェア

表1 推計結果 (カンボジア, インドネシア)

	カンボジア				インドネシア			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
<i>ln</i> (人口密度)	-0.06818 ***	-0.07212 ***	-0.06877 ***	-0.07161 ***	-0.49957 ***	-0.50605 ***	-0.49853 ***	-0.50650 ***
<i>ln</i> (港湾までの距離, km)	0.25364 ***	0.32076 ***	0.25320 ***	0.32905 ***	-0.42892 ***	-0.43293 ***	-0.42696 ***	-0.43288 ***
<i>ln</i> (道路延長/面積, km)	0.00884	0.00767	0.00808	0.00812	0.12485 ***	0.12519 ***	0.12469 ***	0.12521 ***
<i>ln</i> (ASEAN 域内輸出シェア)	0.23568 ***		0.32415 ***		0.71694 ***			
<i>ln</i> (ASEAN 域内輸入シェア)		0.34318 ***				0.68586 ***		
<i>ln</i> (対世界輸出シェア)			0.32415 ***				0.87684 ***	
<i>ln</i> (対世界輸入シェア)				0.37843 ***				0.81822 ***
<i>ln</i> (人口密度) * <i>ln</i> (ASEAN 輸出シェア)	0.06846 ***				-0.03670			
<i>ln</i> (道路延長) * <i>ln</i> (ASEAN 輸出シェア)	0.06454				-0.05519			
<i>ln</i> (港湾距離) * <i>ln</i> (ASEAN 輸出シェア)	0.00209				0.13400 ***			
<i>ln</i> (人口密度) * <i>ln</i> (ASEAN 輸入シェア)		0.21597 ***				0.06635 ***		
<i>ln</i> (道路延長) * <i>ln</i> (ASEAN 輸入シェア)		0.71497 ***				0.00419		
<i>ln</i> (港湾距離) * <i>ln</i> (ASEAN 輸入シェア)		0.01516				-0.01348		
<i>ln</i> (人口密度) * <i>ln</i> (対世界輸出シェア)			0.16274 ***				-0.06086 *	
<i>ln</i> (道路延長) * <i>ln</i> (対世界輸出シェア)			-0.17135				-0.03946	
<i>ln</i> (港湾距離) * <i>ln</i> (対世界輸出シェア)			0.00283				0.08909 ***	
<i>ln</i> (人口密度) * <i>ln</i> (対世界輸入シェア)				0.27250 ***				0.09832 **
<i>ln</i> (道路延長) * <i>ln</i> (対世界輸入シェア)				0.77497 ***				-0.01066
<i>ln</i> (港湾距離) * <i>ln</i> (対世界輸入シェア)				0.02054				0.00714
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
σ^u	1.27402	1.25857	1.27408	1.25734	1.37154	1.37448	1.37016	1.37460
σ^e	1.29613	1.29523	1.29905	1.29330	0.86517	0.86511	0.86491	0.86524
対数尤度	(39270.0)	(39250.0)	(39320.0)	(39220.0)	(9861.9)	(9862.5)	(9859.8)	(9863.6)
疑似 R ²	0.2234	0.2226	0.2211	0.2240	0.0660	0.0659	0.0664	0.0658
サンプル数	22120	22120	22120	22120	7028	7028	7028	7028
グループ数	1580	1580	1580	1580	502	502	502	502

注) *** は 1% 水準で有意, ** は 5% 水準で有意, * は 10% 水準で有意であることを示す。

表2 推計結果 (マレーシア, フィリピン)

	マレーシア				フィリピン			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
<i>ln</i> (人口密度)	-0.41891 ***	-0.42346 ***	-0.41709 ***	-0.41963 ***	-0.67783 ***	-0.67513 ***	-0.67715 ***	-0.67747 ***
<i>ln</i> (港湾までの距離, km)	-0.76529 ***	-0.77222 ***	-0.76255 ***	-0.76635 ***	0.08991	0.01833	0.09030	0.09005
<i>ln</i> (道路延長/面積, km)	-0.02306	-0.02280	-0.02319	-0.02301	0.11895 ***	0.11452 ***	0.11896 ***	0.11895 ***
<i>ln</i> (ASEAN 域内輸出シェア)	1.33483 ***			1.55140 ***	0.88856 ***			
<i>ln</i> (ASEAN 域内輸入シェア)		1.30189 ***				0.79922 ***		
<i>ln</i> (対世界輸出シェア)			1.58957 ***				1.10263 ***	
<i>ln</i> (対世界輸入シェア)				1.55140 ***				1.09866 ***
<i>ln</i> (人口密度) * <i>ln</i> (ASEAN 輸出シェア)	-0.03328				0.01417			
<i>ln</i> (道路延長) * <i>ln</i> (ASEAN 輸出シェア)	-0.11859				-0.06247			
<i>ln</i> (港湾距離) * <i>ln</i> (ASEAN 輸出シェア)	0.16227 ***				-0.02002 *			
<i>ln</i> (人口密度) * <i>ln</i> (ASEAN 輸入シェア)		-0.13880 *				-0.14175 **		
<i>ln</i> (道路延長) * <i>ln</i> (ASEAN 輸入シェア)		0.01386				-0.04565		
<i>ln</i> (港湾距離) * <i>ln</i> (ASEAN 輸入シェア)		0.22836 ***				-0.02650		
<i>ln</i> (人口密度) * <i>ln</i> (対世界輸出シェア)			-0.02226				0.00090	
<i>ln</i> (道路延長) * <i>ln</i> (対世界輸出シェア)			-0.14641				-0.07789	
<i>ln</i> (港湾距離) * <i>ln</i> (対世界輸出シェア)			0.14672 ***				-0.02416 *	
<i>ln</i> (人口密度) * <i>ln</i> (対世界輸入シェア)				-0.03554				0.01152
<i>ln</i> (道路延長) * <i>ln</i> (対世界輸入シェア)				-0.10345				-0.12069 *
<i>ln</i> (港湾距離) * <i>ln</i> (対世界輸入シェア)				0.15190 ***				-0.02695 *
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
σ^u	1.04122	1.04516	1.03978	1.04184	1.65407	1.64085	1.65400	1.65405
σ^e	0.52138	0.52080	0.52150	0.52155	1.72754	1.72876	1.72753	1.72749
対数尤度	(1871.9)	(1870.9)	(1871.8)	(1872.7)	(47560.0)	(47570.0)	(47560.0)	(47560.0)
疑似 R ²	0.1511	0.1497	0.1519	0.1507	0.1418	0.0631	0.1418	0.1418
サンプル数	2016	2016	2016	2016	23058	23058	23058	23058
グループ数	144	144	144	144	1647	1647	1647	1647

注) *** は 1% 水準で有意, ** は 5% 水準で有意, * は 10% 水準で有意であることを示す。

表3 推計結果 (タイ, ベトナム)

	タイ				ベトナム			
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
<i>ln</i> (人口密度)	-0.42335 ***	-0.43604 ***	-0.43109 ***	-0.43134 ***	-0.60839 ***	-0.61103 ***	-0.60386 ***	-0.60870 ***
<i>ln</i> (港湾までの距離, km)	-0.39798 ***	-0.66243 ***	-0.66038 ***	-0.66025 ***	-0.46713 ***	-0.46857 ***	-0.46408 ***	-0.46644 ***
<i>ln</i> (道路延長/面積, km)	0.03062 ***	0.02634 ***	0.02636 ***	0.02639 ***	0.08374 ***	0.08398 ***	0.08326 ***	0.08356 ***
<i>ln</i> (ASEAN 域内輸出シェア)	0.56855 ***				0.88684 ***			
<i>ln</i> (ASEAN 域内輸入シェア)		0.47296 ***				0.94164 ***		
<i>ln</i> (対世界輸出シェア)			0.58864 ***				1.08047 ***	
<i>ln</i> (対世界輸入シェア)				0.57517 ***				1.09492 ***
<i>ln</i> (人口密度) * <i>ln</i> (ASEAN 輸出シェア)	0.12584 *				0.05709			
<i>ln</i> (道路延長) * <i>ln</i> (ASEAN 輸出シェア)	0.52655 ***				-0.08016			
<i>ln</i> (港湾距離) * <i>ln</i> (ASEAN 輸出シェア)	-0.04148				-0.02336			
<i>ln</i> (人口密度) * <i>ln</i> (ASEAN 輸入シェア)		0.17083 **				0.01958		
<i>ln</i> (道路延長) * <i>ln</i> (ASEAN 輸入シェア)		-0.01091				-0.30041 ***		
<i>ln</i> (港湾距離) * <i>ln</i> (ASEAN 輸入シェア)		-0.03719				0.03573		
<i>ln</i> (人口密度) * <i>ln</i> (対世界輸出シェア)			0.32632 **				0.13283 ***	
<i>ln</i> (道路延長) * <i>ln</i> (対世界輸出シェア)			0.40105				0.00404	
<i>ln</i> (港湾距離) * <i>ln</i> (対世界輸出シェア)			-0.07149				-0.01869	
<i>ln</i> (人口密度) * <i>ln</i> (対世界輸入シェア)				0.31304 ***				0.11917 ***
<i>ln</i> (道路延長) * <i>ln</i> (対世界輸入シェア)				-0.09763				-0.12408
<i>ln</i> (港湾距離) * <i>ln</i> (対世界輸入シェア)				-0.08309 **				-0.00215
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
σ^u	0.64080	0.65136	0.65025	0.65031	0.93708	0.93864	0.93463	0.93673
σ^e	1.00090	1.00544	1.00551	1.00504	0.91237	0.91163	0.91224	0.91185
対数尤度	(19340.0)	(19440.0)	(19430.0)	(19430.0)	(13560.0)	(13550.0)	(13560.0)	(13550.0)
疑似 R ²	0.1691	0.1445	0.1455	0.1443	0.1072	0.1085	0.1073	0.1071
サンプル数	12992	12992	12992	12992	9492	9492	9492	9492
グループ数	928	928	928	928	678	678	678	678

注) *** は 1% 水準で有意, ** は 5% 水準で有意, * は 10% 水準で有意であることを示す。

が高いほど、地域レベルの人口あたり夜間光量を増加させている。この結果は、地域間貿易が対世界貿易に関わらず、また輸出および輸入の両方で、貿易は地域全体の所得水準を底上げしていることを示す。貿易自由化によって ASEAN では地域レベルの所得水準全体が上昇していることがわかる。

推計結果より ASEAN 域内貿易および対世界貿易シェアの増加は地域レベルの所得水準を上昇させることが示されている。さらに、交差項を用いて貿易シェアの上昇によって地域レベルの所得水準の上昇が生じる条件を分析した。人口密度と地域間および対世界貿易シェアとの交差項は、カンボジアとタイで有意に正となっている。これは、タイとカンボジアでは、人口集積地域であることが、地域間貿易または対世界貿易が地域レベルの所得水準を上昇させる効果が高くなる条件であることを示している。多くの途上国では、首都や大都市など人口集積地の所得水準は、人口の少ない農村地域に比べて高い。それゆえに、人口集積地であることが、貿易が所得水準に与える正の効果の条件であることを示している。これは貿易シェアの増加が地域間所得格差を拡大させていることを意味する。ベトナムの場合、同様の効果は ASEAN 域内輸出・輸入では見られない。しかし、対世界輸出・輸入では、人口密度との交差項が正で有意となっている。ASEAN 域内貿易と対世界貿易では財貿易の構成が異なるので、貿易が地域格差を拡大するか否かは、貿易する財の構成によって異なるということが考えられる。インドネシアの場合は、ASEAN および対世界の輸入シェアの高さが人口集積地の所得水準を上昇させる一方で、輸出シェアについてはそのような影響は見られなかった。貿易理論に基づく、輸出の増加は、比較優位のある財を生産する産業の賃金を上昇させることで所得上昇をもたらす。一方で、輸入の増加は輸入財価格の低下を通じて実質所得を増加させる。インドネシアの推計結果は、輸入増加によって都市部などの人口集積地の実質所得が上昇し、都市と農村の所得格差を拡大している可能性を示している。

フィリピンとマレーシアでは、輸出・輸入シェアと人口密度の交差項は統計的には非有意または負となっている。この結果は、地域間貿易および対世界貿易の変化は地域間所得格差に影響しないことを意味する。6カ国すべての結果からすると、貿易自由化のもとでの輸出入シェアの増加が必ずしも地域間所得格差をもたらすとはいえないことがわかる。

港湾までの距離と、道路延長と貿易シェアの交差項は、貿易が地域間所得格差に与える影響に、輸送コストに関連するインフラ水準が関係するのを見ている。推計結果からすると、貿易シェアと輸送コスト関連のインフラ水準には明確な関係がないように見える。カンボジアの場合、ASEAN からの輸入シェアの増加、または対世界からの輸入シェアの増加は道路延長距離が長い地域の所得水準を増加させる。同様に、フィリピンでは、ASEAN への輸出シェアまたは対世界への輸出シェアが増加すると、港湾に近い地域ほど所得水準が上昇する。これら2カ国の場合では、輸送費用の低下が貿易の利益を増加させる要因として重要であることがわかる。しかし、カンボジアやフィリピンの場合とは対照的に、マレーシアでは、貿易シェアと港

湾からの距離の交差項の係数推計値はすべて有意に正であった。すなわち、港湾から離れた地域ほど、貿易シェアが高まるときに地域レベルの所得水準が上昇するということになる。マレーシアはとくに西部沿岸地区を中心として経済発展が進んできた。Henderson, Squires, Stroreygard and Weil (2018) の全世界の長期データによる分析では新興国では港湾に近い地域の経済活動が貿易自由化を通じて活発化したことが明らかにされている。しかし、本研究での結果を見ると、港湾からの距離と貿易が地域レベルの経済発展をもたらす関係にはさらに多くの要因が関連していることが示唆されている。貿易費用に影響するインフラ水準や地理的条件と貿易利益の関係については追加的な変数が必要であり、それら変数の相互作用を分析する必要がある。

6. おわりに

本稿では ASEAN を対象として地域経済統合のもとでの貿易自由化が国内地域間格差に与える影響について一人当たり夜間光量を用いて検証した。ASEAN6 各国の 2000 年から 2013 年の地域レベルデータを用いて、空間ラグおよび空間誤差モデルを用いて、地域所得水準を地域間貿易シェアに回帰する分析を行った。拡大する ASEAN 域内貿易によって各国の国内地域間格差は拡大したのか、または縮小したのかを検証している。その結果、ASEAN 域内貿易だけでなく、対世界貿易の増加は各国の地域レベルの所得水準を底上げする要素となっていること、特に、道路延長や港湾までの距離で測った輸送費の低下によって、ASEAN 各国内の地域レベルの所得水準を増加させる重要な要素であることが分かった。

一方で、貿易自由化と国内地域間格差については、ASEAN 域内貿易や対世界貿易が国内地域間格差を拡大させている国が複数あったが、両者の関係が明確でない国もあった。貿易自由化が国内の地域間格差を拡大している国と、それが明確でない国の違いについてはさらに分析が必要であるが、本稿で用いた人口集積度や、輸送コストに関係する地理的条件以外の様々な条件や複合的な要因についても分析する必要がある。

推計結果からは以下の 2 つの政策的インプリケーションが導出できる。一つは、域内貿易や対世界貿易の増加は、ASEAN 各国の国内の地域レベルでの所得水準を全体的に増加させていることである。AFTA のもとでの貿易自由化措置による貿易拡大は、加盟国の国内の地域全体の経済成長を底上げする作用があることである。次に、貿易自由化が国内地域間格差を拡大するのか縮小するのかは、地理・自然条件やインフラ水準のほかにも様々な条件に左右される。分析で見られたように、カンボジアやフィリピンでは輸送費用の低下が貿易自由化の地域間格差縮小をもたらす要件になっていた。この場合は、地域レベルのインフラ開発、特に輸送費用低下につながるインフラ整備は地域間所得格差の縮小に有効である。

地域レベルの経済的・社会的特性を捉えるデータは依然として限られている。ゆえに、本稿

の推計で用いた説明変数では捉えられていない地域レベルの条件には多くの重要な要素が含まれている可能性がある。そのような要素のデータ化、およびデータ間の複合的な要因などを考慮した分析を行うこと、また貿易自由化が地域間所得格差に及ぼす影響のメカニズムを明らかにすることは将来の分析課題としたい。

付表1 分析に用いた各国の地域区分

カンボジア	1580	県・市
インドネシア	502	郡・市
マレーシア	144	市・町
フィリピン	1647	市・町
タイ	928	郡
ベトナム	678	郡・県・市

付表2 推計に用いた変数の基本統計量

	カンボジア (標本数: 22120)				インドネシア (標本数: 7028)				マレーシア (標本数: 2016)			
	平均	標準偏差	最大値	最小値	平均	標準偏差	最大値	最小値	平均	標準偏差	最大値	最小値
$\ln(\text{夜間光量}/\text{人口})$	-1.09406	2.18079	-9.01448	1.19605	-4.70724	1.60425	-10.46039	0.21415	-3.26332	1.05937	-9.45617	0.53729
$\ln(\text{人口密度})$	-12.9060	3.1583	-24.8448	0.0000	-8.7873	2.1076	-16.0567	0.0000	-16.8099	2.5673	-23.5855	-8.9781
$\ln(\text{港湾までの距離, km})$	5.15047	0.49331	0.98273	6.02962	4.05455	1.03101	-0.81360	5.75514	3.74885	0.82057	1.37902	5.00303
$\ln(\text{道路延長}/\text{面積, km})$	-6.85601	4.77541	-20.62290	0.00000	-9.06501	2.18998	-16.85691	0.00000	-9.58706	1.11382	-16.95259	-7.68437
$\ln(\text{ASEAN 域内輸出シェア})$	-10.4023	0.4461	-11.0723	-9.6420	-9.8967	0.1128	-10.0293	-9.6273	-8.4185	0.1198	-8.5862	-8.2050
$\ln(\text{ASEAN 域内輸入シェア})$	-8.80036	0.12389	-8.98152	-8.53940	-9.92098	0.24825	-10.32293	-9.43108	-8.63579	0.08534	-8.78856	-8.48468
$\ln(\text{対世界輸出シェア})$	-7.71276	0.10716	-7.88572	-7.55459	-8.25039	0.18706	-8.51725	-7.88622	-7.05875	0.12947	-7.26089	-6.87079
$\ln(\text{対世界輸入シェア})$	-7.77471	0.11685	-7.88818	-7.52432	-8.59254	0.13873	-8.89390	-8.28181	-7.24583	0.12198	-7.40804	-7.06659
	フィリピン (標本数: 23058)				タイ (標本数: 12992)				ベトナム (標本数: 9492)			
	平均	標準偏差	最大値	最小値	平均	標準偏差	最大値	最小値	平均	標準偏差	最大値	最小値
$\ln(\text{夜間光量}/\text{人口})$	-4.06146	2.62762	-10.88554	0.69315	-3.64937	1.40914	-9.14238	1.89535	-4.63523	1.37880	-10.11631	0.23180
$\ln(\text{人口密度})$	-8.3388	1.3432	-18.1186	-2.9430	-8.9376	1.3620	-15.0362	-3.2092	-8.0266	1.6601	-15.0293	-2.4004
$\ln(\text{港湾までの距離, km})$	3.61564	0.78559	0.07890	5.44443	4.92911	1.11367	0.02818	6.21301	4.40853	0.94712	0.40769	6.11338
$\ln(\text{道路延長}/\text{面積, km})$	-8.34241	2.45653	-15.25282	0.00000	-8.77208	2.24790	-14.87272	0.00000	-8.68826	1.87036	-13.95103	0.00000
$\ln(\text{ASEAN 域内輸出シェア})$	-9.9079	0.3932	-10.6216	-9.4546	-9.0226	0.1325	-9.2490	-8.8302	-9.3109	0.1506	-9.5937	-9.1041
$\ln(\text{ASEAN 域内輸入シェア})$	-9.48388	0.18415	-9.85517	-9.25514	-9.28070	0.10545	-9.42688	-9.08686	-8.80629	0.17230	-9.05170	-8.49389
$\ln(\text{対世界輸出シェア})$	-8.08297	0.35716	-8.68730	-7.66384	-7.49672	0.06175	-7.61898	-7.39243	-7.45416	0.16805	-7.71412	-7.17257
$\ln(\text{対世界輸入シェア})$	-7.89943	0.28349	-8.33272	-7.58651	-7.52100	0.09988	-7.66866	-7.39092	-7.32070	0.17195	-7.65892	-7.11910

参考文献

- Brühlhart, Marius (2011), "The Spatial Effects of Trade Openness: A Survey", *Review of World Economics*, Vol. 147, No.1, pp.59-83.
- Brühlhart, Marius, Olivier Cadot, and Alexander Himbert (2017), "Trade Integration and Spatially Balanced Development: Implications for Uganda and Rwanda", *International Growth Centre Policy Brief*, No. 43406, London School of Economics.
- González-Rivas, Marcela (2007), "The effects of trade openness on regional inequality in Mexico", *The*

- Annals of Regional Science*, No. 41, pp.545-561.
- Henderson, J. Vernon, Tim Squires, Adam Storeygard and David Weil (2018), "The Global Distribution of Economic Activity: Nature, History, and the Role of Trade", *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, vol. 133(1), pp. 357-406.
- Krugman, Paul, and Livas Elizondo, Raul (1996), "Trade Policy and the Third World Metropolis", *Journal of Development Economics*, 49 (1), pp.137-150.
- Monfort, Philippe, and Rosella Nicolini (2000), "Regional Convergence and International Integration", *Journal of Urban Economics*, vol. 48, Issue 2, pp.286-306.
- OECD (2018), *Multi-dimensional Review of Thailand: Volume 1, Initial Assessment*, OECD Development Pathways, OECD Publishing, Paris.
- Paluzie, Elisenda (2001), "Trade Policy and Regional Inequalities", *Papers in Regional Science*, No. 80, pp.67-85.
- Rodríguez-Pose, Andrés and Javier Sánchez-Reaza (2005), "Economic polarization through trade: trade liberalization and regional growth in Mexico", In: Kanbur, Ravi and Venables, Anthony J. (eds.), *Spatial Inequality and Development*, Oxford University Press, Oxford, pp. 237-259.
- Zhang, Yuan, and Guanghua Wan (2017), "Exploring the Trade-Urbanization Nexus in Developing Economies: Evidence and Implications", *ADB Working Papers*, 636, Asian Development Bank Institute.

ASEAN Free Trade Area and Within-Country Inequality

Misa OKABE

Abstract

In this paper, we focus on spatial effects of trade liberalization under Association of Southeast Asian Nation (ASEAN)'s regional economic integration. Using geo-coded population data and nighttime satellite imagery, we estimate the impact of intra-regional trade within ASEAN Free Trade Area (AFTA) on economic welfare at the municipality level of each country under the framework of spatial autoregressive model. The result suggests that active regional trade under the AFTA increases the overall regional income level. Lower transportation costs, computed from the length of roads and the distance to seaports, are also important factors contributing to an increase in the regional income level. Further, although an increase in regional trade increases regional income inequality in some members, the relationship is ambiguous in other members. This result implies that regional economic integration should be complemented by supplementary policy measures to reduce the regional income inequality resulting from varying initial geographical conditions.