



Title	気候変動に起因する労働移動の選択：メコンデルタにおける農業生産形態の違いに注目して
Author(s)	岡, 千尋; フン, ティ キム ユン; クウ, ティ フオン ドン; 齋藤, 陽子
Citation	フロンティア農業経済研究, 24(2), 57-64
Issue Date	2022-09-05
Doc URL	http://hdl.handle.net/2115/90267
Type	article
File Information	24(2)_9_Oka.pdf



[Instructions for use](#)

気候変動に起因する労働移動の選択

—メコンデルタにおける農業生産形態の違いに注目して—

北海道大学国際食資源学院 岡 千 尋
カントー大学経済学部 フン ティ キム ユン
カントー大学経済学部 クウ ティ フオン ドン
北海道大学農学研究院 齋 藤 陽 子*

Environmental migration in the Mekong Delta, Vietnam: Heterogeneous vulnerability of different agricultural production systems

Chihiro OKA^a, Thi Kim Uyen HUYNH^{a,b}, Thi Phuong Dong KHUU^b, Yoko SAITO^c

^a Graduate School of Global Food Resources, Hokkaido University

^b Can Tho University, College of Economics

^c Research Faculty of Agriculture, Hokkaido University

Summary

Migration induced by climate change has drawn international attention. Agricultural households are already known to be vulnerable to environmental change, but the impact may be expected not to be similar across agricultural production systems. We identified the salinity level each household face and estimated the probability of having a migrant labor in the household in the Mekong Delta of Vietnam. The results indicate that the households whose main income source is wage labor showed a low marginal effect of salinity on migration, while the effect is high for agriculture-based households, especially rice farmers. It is important for policy makers to reduce the probability of migration for households that are dependent on natural capital; hence, the development of salt-tolerant rice varieties and provision of weather information in advance are urgently required.

I. 背景と課題

自然災害が頻発し、その被害が深刻化する中 (FAO[8])、自然災害によって居住地が奪われる住民が増加している (Adamo and Izazola[1], Dasugupta, Hossain, Huq, and Wheeler[5],

Chapagain and Gentle[4])。ツバルなどの島嶼国では2005-2015年の間に97%の世帯が自然災害による影響を受けて移住を余儀なくされた (Milan, Oakes, and Campbell[13])。特に標高の低い海岸沿いの地域を中心に、海水面の上昇による長期的な労働移動が生じ (Piguet[16])、とりわけ最

* Corresponding author : saitoy@agr.hokudai.ac.jp

貧層の労働移動が顕著である (Dasguptaら[5])。

近年、都市と農村の賃金格差を背景に2大都市(ホーチミン市とハノイ市)または他の国内都市への急速な労働移動が進むベトナムでも、都市部に居住する人口の割合が増加しつつある(Census[19])。加えて気候変動や自然災害による労働移動が進み(Doan, Nguyen, Chen, and Pawan[6], Dun[7])、特に自然資本への依存度が高い農業従事者や、低所得者、ベトナムの山岳地帯や中央高地に居住する世帯ほど、自然災害に対して脆弱であることが分かっている(Arouri, Nguyen, and Youssef[2], 高橋[17])。このように都市と農村の賃金格差を背景とする労働移動に加え、気候変動による労働移動が加われば、経済発展のバランスを欠くこととなり、経済成長を阻害する要因ともなりかねない。

しかしながら、気候変動と労働移動に関するこれまでの研究では、一部、職業として農業が明示的に示されるものの(Koubi, Spilker, Schaffer and Bernauer[12])、具体的な農業生産形態に踏み込んだ分析は筆者らの知る限りない。

メコンデルタではVACシステムと呼ばれる農畜水の複合経営が多くみられ(安延、Nguyen, 山田[20])、Phuong, Biesbroek, Sen, and Wals[15]が指摘するように、収入源を分散できる複合経営は気候変動にも高い対応能力を備えると推測される。しかしながら、複合経営にも様々な生産形態がみられ、気候変動に対してそれぞれ異なった脆弱性を示すことが予想される。また、塩害による影響が甚大な地域では、耐塩性品種への切り替えや作物構成を変えるなど、気候変動に適応した農業生産形態へ移行することも可能である(Gray and Mueller[9])。しかし、品種に関する情報や栽培技術が欠如したり、利用可能な技術が制限されるなど、気候変動への対応速度は作物や生産形態によって異なると予想される(Phuongら[15])。

本稿では、メコンデルタを対象に、農業生産形

態を考慮しながら、気候変動に対する脆弱性を明らかにする。一般に、気候変動のパラメータとして、降水量や積算気温がもちいられるが、降水量が多いほど塩害は緩和されるなど、メコンデルタの農業生産を対象とした場合、降水量は必ずしも適当なパラメータとはいえない。そこで、本研究では気候変動のパラメータとして、塩類浸潤程度(以下、塩分濃度)を採用し、塩分濃度が労働移動の意思決定に与える影響を分析する。本研究では、気候変動に対する脆弱性を、世帯における労働移動の意思決定によって捉えることとする。

以下、本稿の構成は、第Ⅱ章において、気候変動に対する脆弱性を農業生産形態別に概説し、第Ⅲ章で分析データと分析モデルを示し、第Ⅳ章で結果と考察、第Ⅴ章を結論とする。

Ⅱ. メコンデルタにおける農業生産形態と塩害

メコンデルタにおける農業生産形態を知る目的で、大規模世帯調査(Vietnam Household Living Standard Survey, 以下VHLSS)をもちいて概説する。VHLSS(2014)は、ベトナム全土から約9千世帯を抽出し、家族の状況、所得や家計支出のほか農業生産が記載されており、本稿では、中央直轄地のカンター市を含むメコンデルタ13省の1,905世帯を抽出して分析を進める。

これらの世帯について、主たる収入源、ここでは収入の50%以上を占める作物または収入源によって、賃金収入主体世帯(以下、賃金世帯)、稲作収入主体世帯(以下、稲作世帯)、エビや魚類の養殖による水産物収入を主体とする世帯(以下、水産世帯)、いずれの収入も50%を越えず主体となる収入源を持たない世帯を主体収入源なし世帯(以下、主体なし世帯)、森林を含むその他の収入を主体とする世帯(以下、その他主体)に分類した。家畜生産による収入を主体とする世帯はなかった。

次に各世帯が居住する地域の塩分濃度を知る目的で、Vietnam Metrological and Hydrogical Administration[18]による塩分濃度観測データを使用する。1960年代以降、メコンデルタでは塩分濃度レベルの観測が続けられ、現在、メコンデルタの河川に設置された観測点において、乾季の間、1日に12または24回、塩分濃度を測定している。図1は、これらの観測データのうち2011年のもので、主に乾季に観測される年間の最高値によって6段階にわけて示されている（Vietnam Meteorological and Hydrogical Administration[18]）。具体的には0g/L、1～4g/L、4～10g/L、10～20g/L、20～30g/L、30g/L～とする6階層である。これをもとに、世帯の位置と塩分濃度観測点の位置を地図上で突き合わせ、各世帯から最も近い観測点によって、各世帯の塩分濃度を特定した^{注1)}。各世帯が直面する塩分濃度は各階層の中央値とした。ただし、30g/L～の階層については、海水の塩分濃度である35g/Lとした。

世帯調査から収入主体別に分類した塩分濃度を示したのが表1である^{注2)}。塩分濃度の平均値で見ると、水産世帯が最も高く20.2g/L、稲作世帯で5.6g/L、賃金世帯で6.7g/L、主体なし世帯で7.6g/Lとなった。最南部のカマウ省など高濃度地帯でも雨季であれば稲を作付けることはできるが（岡・齋藤・クウ[14]）、主に自家消費用であ

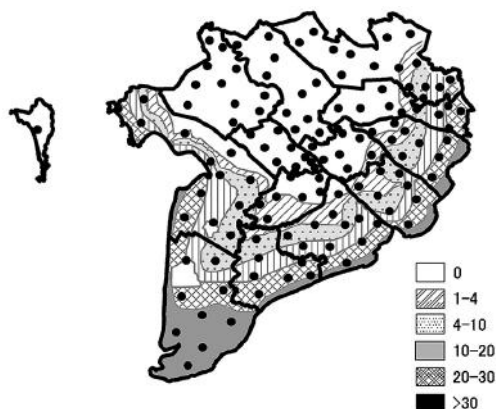


図1. メコン13省の塩分濃度と調査対象世帯^{注)}
注) 図中の各点は県の所在地を示す。

り主体となる収入源とすることは難しく、水産養殖が主たる収入源となる。尚、賃金世帯は、カントー市に隣接する地域に分布する。賃金労働の従事先について知ることはできないが、その立地から、近隣農家などで従事する農業部門だけでなく非農業部門での就労も含むと考えられる。

注1) [18]では塩分濃度の観測データをもとに6段階に分類され、各階層に該当する地域が図1のとおり地図として示されている。本稿では、この地図にVHLSS(2014)の各世帯が位置する県(huyen)を示し(図中の点)、各世帯の塩分濃度を把握した。尚、図1の各点

表1. 収入主体別要約統計量

	賃金主体 (n=1,137)		稲作主体 (n=387)		水産主体 (n=130)		主体なし (n=246)		その他主体 (n=3)	
	平均 値	標準 偏差	平均 値	標準 偏差	平均 値	標準 偏差	平均 値	標準 偏差	平均 値	標準 偏差
世帯所得(千万 VND)	26.5	27.8	6.5	9.4	9.2	14.4	0.4	2.7	22.2	20.0
塩分濃度(g/L)	6.7	9.7	5.6	8.3	20.2	12.7	7.6	10.4	0.8	1.4
世帯主の教育年数(年)	6.2	4.3	6.0	3.3	4.8	3.1	5.9	3.9	8.0	3.0
世帯員数(人)	4.0	1.5	3.6	1.5	3.8	1.5	3.0	1.6	4.3	1.5
労働移動あり(世帯数)	146		97		20		34		0	
労働移動あり世帯の割合(%)	(12.8)		(25.1)		(15.4)		(13.8)		(0)	

には複数のコミュニティ（県より下の行政単位）が含まれる。世帯調査では各コミュニティから平均3世帯が抽出されている。

注2）塩分濃度の観測年が2011年、世帯調査の調査年が2014年である。[11]によれば、年平均気温は30年で1.0度上昇、降雨量は増加、海水面は10年で5 cm上昇している。よって、程度は僅かであると予想されるが、2014年における塩分濃度は本稿で使用した2011年の観測値より上昇していると推測される。

Ⅲ. 分析手法

本稿では、自然災害が労働移動の意思決定に与える影響を分析したHalliday [10]にしたがい、推定モデルを構築する。メコンデルタにおける労働移動の分析にあたっては、環境要因として塩分濃度を採用し、更に、生産形態の違いを考慮するため、前述した5つの分類を導入する。また、世帯員数や教育年数などの世帯状況のほか、カントー市への距離などを考慮する省ダミーを導入する。具体的なモデルは以下の通りである。

世帯*i*において、世帯員を労働移動に出すか否かの決定(d_{mig_i})は、おもに世帯の状況(\mathbf{X}_{hh})、主たる収入源別の農業生産形態(\mathbf{X}_{agr})、環境要因(\mathbf{X}_{env})、及び地理的条件(\mathbf{X}_{prov})によって決まる。

$$d_{mig_i} = f(\mathbf{X}_{hh}, \mathbf{X}_{agr}, \mathbf{X}_{env}, \mathbf{X}_{prov}) \quad (1)$$

$$\begin{aligned} d_{remit_i} = & \beta_0 + \beta_1 income_i + \beta_2 edu_i + \beta_3 n_{family_i} \\ & + \beta_4 d_{wage_i} + \beta_5 d_{rice_i} + \beta_6 d_{aqua_i} + \beta_7 d_{no_i} \\ & + \beta_8 salinity \\ & + \beta_9 sal_{wage_i} + \beta_{10} sal_{rice_i} + \beta_{11} sal_{aqua_i} + \beta_{12} sal_{no_i} \\ & + \beta_{prov} province_i + \varepsilon_i \quad (2) \end{aligned}$$

労働移動の変数(d_{mig_i})は、世帯員の労働移動の有無を表す変数で、過去12か月の間に同居していない期間がある世帯員がおり、かつその世帯員からの収入がある場合を1とするダミー変数である。環境要因(\mathbf{X}_{env})は前述したように世帯*i*ごとに特定した塩分濃度($salinity_i$)である。農業生産形態(\mathbf{X}_{agr})は、世帯収入の50%以上を占める作物または収入源によって、賃金主体(d_{wage_i})、稲作主体(d_{rice_i})、水産主体(d_{aqua_i})、主体なし(d_{no_i})をそれぞれ1とするダミー変数である。その他を主体する世帯を除いて推定する。

塩分濃度は農業生産形態を決定する重要な要因であり、その変動は世帯の収入に大きくかわることから、塩分濃度と農業生産形態については、交差項を導入する。世帯の状況(\mathbf{X}_{hh})は、世帯収入($income_i$)、世帯主の教育年数(edu_i)、世帯員数(n_{family_i})とする。また、労働移動の選択確率は、世帯が立地する省の就業機会や都市へのアクセスなど、地域の状況(\mathbf{X}_{prov})によっても上下すると想定されることから、各省のダミー変数を加える($province_i$)。ただし、カントー市を基準として推定する。 ε_i は誤差項である。

被説明変数が二値変数であることから、ここでは標準正規分布を仮定するプロビットモデルによって推定する。誤差項に標準正規分布を仮定し、最尤推定法によってパラメータを特定する。表1に、推定にもちいた変数について、収入主体別の記述統計量を示した。

世帯当たり所得が最も高いのが賃金世帯で、世帯主の教育年数も高く、主にカントー市を中心に分布し非農業収入を得ていると推測され、労働移動をする世帯員を持つ割合も12.8%と他の生産形態と比べて低い。次に、メコンデルタの主な農業形態である稲作世帯と水産世帯と比較すると、一般にエビや魚類の販売価格は高いことから、収入も水産世帯が稲作世帯を上回る。また、これら水産世帯は比較的塩分濃度の高い地域に分布してい

ることが分かる。一方、稲作世帯は、25.1%の世帯が労働移動する世帯員を有している。直面する塩分濃度は5.6g/Lと高くないものの、耐塩性品種が限られている現在では、稲作の生産機会が制限されるなど、塩分浸潤による労働移動が進行していると推察される。

IV. 結果

1. 推定結果

推定結果は表2のとおりである。世帯要因は、いずれも負で所得を除き有意な結果となった。世帯の所得が高いほど、また世帯主の教育年数が長いほど世帯員を労働移動に出す確率は低下する。また、世帯員数が多いほど、労働移動の確率は低下する。一般に、教育年数は長いほど都市部での

高賃金な就労機会を求め労働移動を選択すると考えられるが、対象となった地域や世帯では、教育年数が平均で4.8-6.2年と短いことから、都市部での就労機会が限られ、結果として労働移動を選択し難いと考えられる。また、Dasguptaら[5]でも指摘されている通り、気候変動による影響下では、収入が低い世帯ほど、労働移動を選択するとされる。

次に、農業の生産形態別にみていくと、いずれも正で有意となったことから、その他主体世帯に対し、労働移動の選択確率は有意に高いことが示されている。環境要因である塩分濃度 (*salinity_level*) をみていくと、負で有意となった。塩分濃度の上昇は農業生産に悪影響を及ぼすことから、正であることが期待されたが、表1でも明らかのように、生産形態が塩分濃度に依存し、多様であ

表2. 推定結果

		係数	標準 誤差			係数	標準 誤差
世帯要因(X_{hh})	<i>income</i>	-0.005	0.003	Long An	<i>d_LA</i>	-0.178	0.218
	<i>education</i>	-0.056 ***	0.010	Tien Giang	<i>d_TG</i>	0.291	0.200
	<i>n_family</i>	-0.148 ***	0.030	Ben Tre	<i>d_BT</i>	-0.157	0.222
農業生産形態(X_{agr})	<i>d_wage</i>	3.718 ***	0.163	Tra Vinh	<i>d_TV</i>	0.354 *	0.212
	<i>d_rice</i>	3.981 ***	0.174	Vinh Long	<i>d_VL</i>	0.390 *	0.206
	<i>d_aqua</i>	3.867 ***	0.295	Dong Thap	<i>d_DT</i>	0.169	0.200
	<i>d_no</i>	3.631 ***	0.197	An Giang	<i>d_AG</i>	0.478 **	0.189
環境要因(X_{env})	<i>salinity_level</i>	-0.037 ***	0.009	Kien Giang	<i>d_KG</i>	-0.004	0.216
	<i>salinity_wage</i>	0.052 ***	0.011	Hau Giang	<i>d_HG</i>	0.517 **	0.207
	<i>salinity_rice</i>	0.062 ***	0.012	Soc Trang	<i>d_ST</i>	0.465 **	0.208
	<i>salinity_aqua</i>	0.040 **	0.015	Bac Lieu	<i>d_BL</i>	-0.199	0.257
	<i>salinity_no</i>	0.034 *	0.014	Ca Mau	<i>d_CM</i>	-0.110	0.262
<i>_cons</i>	-4.168 ***	0.202					
				Pseudo R2	0.1047		
				Loglikelihood	-738.15		
				Number of observations	1,905		

注1) 不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注2) ***, **, *はそれぞれ有意水準1%、5%、10%で有意であることを示す。

ることから、労働移動を誘発する確率も一律に上昇する訳ではないと考えられる。農業生産形態との交差項をみていくと、全ての形態で正で有意な結果となり、その他主体を除き、符号の大小関係から、賃金主体（ $-0.037+0.052$ ）、稲作主体（ $-0.037+0.062$ ）、水産主体（ $-0.037+0.040$ ）で、塩分濃度の上昇が労働移動の確率を高めることが示された。ただし、主体なし世帯は、僅かではあるが、負（ $-0.037+0.034$ ）となった。これら世帯については、後述する。

最後に、省別のダミーをみると、有意となった省は全て正であった。これらの省はカントー市に隣接し、幹線道路が通り公共交通機関も充実するなど、ホーチミンへのアクセスも良好であることから、労働移動の選択確率が有意に高まったと考えられる。

2. 限界効果

次に、各形態別の限界効果を示したのが表3である。限界効果は、労働移動選択確率の限界的な変化を示すが、評価する値によって結果が異なる。本分析においても、生産形態によって各変数の平均値が異なり、特に塩分濃度によって農業生産形態が規定されることを考えると、生産不可能な範囲で評価することは意味を持たない。そのため、限界効果の計算においては、各変数の生産形態別平均値（表1）で評価した^{注3)}。

結果、自然資本への依存度が低く塩分濃度に左右されにくい賃金世帯の場合、その限界効果は最も低く0.105となった。カントー市に近いなど、非農業就業機会が多いこと、それによって自然資本への依存度も低く、結果として世帯所得が高いことも理由と考えられる。

これに対し、水産世帯や稲作世帯など、自然資本への依存度が高い生産形態では、それぞれ0.131、0.230となり、賃金世帯に比べて労働移動を選択する確率が高いことが分かる。例えば、岡ら[14]

の現地調査でも指摘されている通り、水産養殖を主体とする農家は、塩分濃度の高い乾季にエビや魚類の養殖によって所得を確保するが、ひとたび干ばつによる塩分濃度の急上昇など、急激な環境変化が起きればエビや魚類が死滅するリスクがある。ただし、雨季の稲作生産に加え、乾季に養殖を導入するなど長期的な環境変化に対応してきた結果、労働移動の選択確率は、稲作世帯と比較すれば高い値ではない。

稲作世帯では、平均塩分濃度は5.6g/Lとメコンデルタでは相対的に低いものの限界効果は0.230と高く、労働移動を誘発し易い。現在、耐塩性を持つ稲品種は限られており（Bong, Tobita, Bermawie, and Senboku[3]）、塩分濃度がそれ以上に高い地域や時期は稲作ができないか、収量が大きく減少する。都市部へ近いという立地も要因として考えられるが、塩分浸潤が、労働移動の限界効果を高める要因と考えてよかろう。したがって、耐塩性の高い品種の開発・普及が、労働移動の選択確率を低下させる可能性を持つことを示唆しており、耐性品種の早急な開発・普及が求められる。

最後に、主体となる収入のない世帯は、限界効果が0.118で、賃金世帯に続き、労働移動の限界効果は低く抑えられた。VACシステムと呼ばれる複合経営は、前述した通り生産リスクを分散することで気候変動にもある程度耐性を持つと予想された。平均所得が低く、生産性が必ずしも高い訳ではないが、生産リスクを分散することで、労

表3. 収入主体別の限界効果

	限界効果		標準誤差
賃金労働	0.105	***	0.009
稲作主体	0.230	***	0.021
水産主体	0.131	***	0.028
主体無し	0.118	***	0.021

働移動の限界効果は低く抑えられたと考えられる。

ただし、本分析では収入に占める割合を50%としており、他の主体であっても複合経営が含まれることから、複合経営による環境変化への対応力、という点については、より詳細な分析が必要である。

注3) 収入主体別平均値での評価には省ダミーも含む。また、主体なし世帯では、符号の大小では負となったが、全ての変数の平均値で評価した限界効果は正となった。

V. 結論

本稿では、気候変動による影響が懸念されるベトナム南部のメコンデルタを対象に、塩分浸潤による労働移動を農業生産形態別に分析した。環境の変化による労働移動の選択確率は、自然資本に依存する農業ほど高いことが知られているが、メコンデルタは稲作や水産養殖など、様々な農業生産形態が混在しており、その脆弱性は一様ではないことが予想された。

本研究では、世帯調査データによって生産形態を分類するとともに、各世帯が直面する塩分濃度を特定することで、生産形態別の労働移動選択確率を明らかにした。自然資本への依存度が低く塩分濃度に左右され難い賃金主体世帯と、稲作や水産からの収入を主体とする農業主体世帯では、労働移動の選択確率に違いがみられた。自然資本への依存度が高い水産・稲作主体世帯、とりわけ稲作主体世帯は、労働移動の限界的な選択確率が高い結果となった。今後、過度な労働移動を回避するためには、これら農業主体世帯が気候変動に適應していくことが求められ、耐塩性の高い品種の開発、気温・降水量などの予察情報の迅速な提供、栽培管理の普及など、農水産業への支援が求められる。

引用文献

- [1] Adamo, S. B., and Izazola, H., “Human Migration and the Environment”, *Population and Environment*, Vol.32, 2010, pp.105-108.
- [2] Arouri, M., Nguyen, C., and Youssef, A. B., “Natural Disasters, Household Welfare, and Resilience: Evidence from Rural Vietnam”, *World Development*, Vol.70, 2015, pp.59-77.
- [3] Bong, B. B., Tobita, S., Bermawie, N., and Senboku, T., “Salt Tolerance of Cultivated Rice Varieties from Vietnam”, *JIRCAS Journal*, No.3, 1996, pp.75-83.
- [4] Chapagain B., and Gentle, P., “Withdrawing from Agrarian Livelihoods: Environmental Migration in Nepal”, *Journal of Mountain Science*, Vol.12, 2015, pp.1-13.
- [5] Dasgupta, S., Hossain, Md. M., Huq, M., and Wheeler, D., “Facing the Hungry Tide: Climate change, Livelihood Threats and Household Responses in Coastal Bangladesh”, *Climate Change Economics*, Vol.7, No.3, 2016, pp.1-25.
- [6] Doan, Q. T., Nguyen, C. D., Chen, Y. C., and Pawan K. M., “Modeling the Influence of River Flow and Salinity Intrusion in The Mekong River Estuary, Vietnam”, *Lowland Technology International*, Vol.16, No.1, 2014, pp.14-25.
- [7] Dun, O., “Migration and Displacement Triggered by Floods in the Mekong Delta”, *International Migration*, Vol.49, No.S1, 2011, e200-e223.
- [8] Food and Agriculture Organization (FAO), “2015-2016 El Niño Early Action and Response for Agriculture, Food Security and Nutrition”, 2016.
- [9] Gray, C. L., and Mueller, V., “Natural Disasters and Population Mobility in Bangladesh”, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol.109, No.16, 2012, pp.6000-6005.

- [10] Halliday, T., “Migration, Risk, and Liquidity Constraints in El Salvador”, *Economic Development and Cultural Change*, Vol.54, No.4, 2006, pp.893-925.
- [11] JICA 「ベトナム国メコンデルタ沿岸地域における持続的農業農村開発のための気候変動適応対策プロジェクト」, 2013.
- [12] Koubi, V., Spilker G., Schaffer L., and Bernauer, T., “Environmental Stressors and Migration: Evidence from Vietnam”, *World Development*, Vol.79, 2016, pp.197-210.
- [13] Milan, A., Oakes, R., and Campbell, J., “Tuvalu: Climate Change and Migration-Relationships between Household Vulnerability, Human Mobility and Climate Change-”, Report No.18. Bonn: United Nations University Institute for Environment and Human Security (UNU-EHS), 2016, pp.1-80.
- [14] 岡千尋、齋藤陽子、ティ・フオン・ドン・クウ 「メコンデルタにおける塩害下でのリスクマネジメントー移民労働と複合経営に着目してー」 『開発学研究』、第31巻第1号、2020、pp.2-8.
- [15] Phuong, L. T. H., Biesbroek, G. R., Sen, L. T. H., and Wals, A. E. J., “Understanding Smallholder Farmers’ Capacity to Respond to Climate Change in a Coastal Community in Central Vietnam”, *Climate and Development*, Vol.10, No.8, 2018, pp.701-716.
- [16] Piguet, E., “Linking Climate Change, Environmental Degradation, and Migration: A Methodological Overview”, *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change*, Vol.1, 2010, pp.517-524.
- [17] 高橋塁 「ベトナム農村における自然災害と貧困・家計所得ー内生性問題の予備的検討ー」 『日本統計学会誌』、第48巻第1号、2018、pp.29-48.
- [18] Vietnam Meteorological and Hydrological Administration : Nghiên cứu cơ sở khoa học xác định nguyên nhân, đề xuất giải pháp ứng phó với xâm nhập mặn trong điều kiện biến đổi khí hậu ở vùng Đồng bằng sông Cửu Long, 2016, pp.17
- [19] Vietnam Population and Housing Census, 2009.
- [20] 安延久美、Nguyen Quang Tuyen、山田隆一 「ベトナム、メコンデルタにおける農畜水複合経営と部門規模」 『農業経営研究』、第38巻第2号、2000、pp.1-13.

(2022年1月6日受理)