



HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	ベトナムにおける自然災害と農家世帯の労働供給：シャドウ賃金アプローチ
Author(s)	諏訪, 航哉; Suwa, Koya; 齋藤, 陽子 他
Citation	フロンティア農業経済研究, 25(1-2), 95-102
Issue Date	2023-04-30
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/98524
Type	journal article
File Information	25(1-2)_12_SuwaSaito.pdf



ベトナムにおける自然災害と農家世帯の労働供給 —シャドウ賃金アプローチ—

北海道大学大学院国際食資源学院 諏訪航哉
北海道大学大学院農学研究院 齋藤陽子*

Labor Supply Decision of Vietnam households under Natural Disaster
-Shadow wage approach-

SUWA Koya^a and SAITO Yoko^{*b}

^aGraduate School of Global Food Resources, Hokkaido University

^bResearch Faculty of Agriculture, Hokkaido University

Summary

This study aims to estimate the labor supply function of Vietnamese agricultural households under frequent natural disasters. The labor supply decisions regarding non-agricultural activities are estimated by assuming non-separability between production and consumption of the households. The shadow wage is recognized as the opportunity cost of agricultural labor, for corresponding households, and it is employed in the labor supply function. The results reveal that large scale and full-time farmers can reduce non-agricultural activities. Natural disasters increase the probability of being engaged in non-agricultural activities. These results indicate that development of agricultural sector can reduce migrant labor. Thus, agricultural investment in projects such as development of disaster tolerant varieties, is important.

I はじめに

ベトナムは1986年のドイモイ政策以降、急速に工業化し、とりわけ農工一体型の経済発展が模索された結果、全人口の65%が農村部に暮らしながら、農業部門での雇用は2010年の48.7%から2020年の36.2%まで低下した（国際協力銀行, 2019）。2008年のリーマンショック後、海外直接投資が継続的に増加するなど、非農業部門の雇用が拡大したことが一因だが（国際協力銀行, 2019）、農業は依然として重要な産業であると同時に労働移動の源泉である。

一方で、ベトナムは気候変動の影響を受けやすく、2014年夏から2016年春にかけてのエルニーニョ現象は、大規模な干ばつ、塩害を誘発した。とりわけメコンデルタ地域では農地の35.5%が被害を受けた（FAO, 2016）。こうした自然災害リスクに対し、出稼ぎによって収入を補填することは、世帯収入を維持する上で、有効な対応策のひとつとされ、世帯の意思決定に関する多くの研究蓄積がある（Peacock et al., 1997; Fothergill and Peek, 2004; 岡ほか, 2022; Huynh et al., 2022）。

このように、産業構造の変化による労働移動が続く中で、自然災害が頻発すれば労働移動が加速

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

することとなり、都市問題や失業、インフラ整備の遅れなど、様々な問題を引き起こし、経済発展を阻害することとなる。本稿では、農家世帯を対象に、労働移動の意思決定を分析するとともに、自然災害の影響を考察する。

また、女性の労働参加は、貧困脱出のカギとなることが知られ (Duflo, 2012)、農業や経済発展にも大きな役割を果たす (Quisumbing et al., 1995; Haggblade et al., 2007)。ベトナムでは、学歴や就業機会に大きな男女差はないが、女性の収入は男性のそれと比べて少なく管理職比率も低い (ILO, 2015)。よって本研究でも性差を考慮する。

具体的には男女別の労働供給関数を推定することが課題となるが、農家世帯の労働供給は、労働市場の市場賃金のみで決定される訳ではなく、世帯の農業生産におけるシャドウ賃金、すなわち家族労働の限界生産力によって決まる (Jacoby, 1993; Skoufias, 1994)。よって、推定手順として、農業部門の生産関数から労働の限界生産力を求めてシャドウ賃金及びシャドウインカムとし、その上で、農外労働に従事するか否かの選択、及び労働 (時間) 供給関数を推定する。なお、労働供給関数の推定では、労働従事のセレクションバイアスに対応するため、Kyriazidou (1997) によるセミパラメトリックなアプローチを用いる。これまで、ベトナムを対象とした研究はあるが (Le, 2009)、農外労働や、自然災害の影響を分析したものは筆者らの知る限りない。

以上を踏まえ本研究では、ベトナムを対象に、農家世帯の労働供給行動を男女別に明らかにし、特に自然災害の影響を考慮する。分析結果は、産業構造が著しく変化する中所得国における農業支援や災害対策、ジェンダー平等による経済発展戦略に貢献する。

以下、本論文の構成は、Ⅱで理論的背景と分析のフレームワークを提示し、Ⅲでデータを概観し、Ⅳで結果の考察を行う。最後にⅤ節を本論文の結論とする。

Ⅱ 分析枠組みと推定モデル

1. シャドウ賃金アプローチ

農家世帯の労働供給を分析するに当たり、本研究では分離可能性を仮定しないシャドウ賃金アプローチを採用する (Jacoby, 1993)。分離性は、生産と消費の独立、すなわち世帯は農業生産からの利潤を最大化した上で、消費を決定すると仮定する (Barrett et al., 2008)。更に、投入要素市場、生産物市場が完全であること、家族労働と雇用労働が完全代替であること、農外就労の際の取引費用がない、などが条件となるが、これらは一般に成立しないことから、シャドウ賃金アプローチが示された (Jacoby, 1993; Skoufias, 1994)。

具体的には、世帯の農業生産における機会費用は、農業労働の限界生産物価値に等しいことから、生産関数を推定することでシャドウ賃金を得る。よって、労働の潜在的な価値を、市場賃金で近似する必要はなく、市場賃金と限界生産物価値は一致しないと仮定することができる (Jacoby, 1993; Skoufias, 1994)。

2. 労働供給の意思決定

ここで家計の効用最大化問題から導かれる構造的な労働供給方程式群を以下のように定義する。

$$\begin{aligned} t_m^* &= t_1(\hat{w}_m, \hat{w}_f, \hat{v}; \mathbf{z}) \\ t_f^* &= t_2(\hat{w}_m, \hat{w}_f, \hat{v}; \mathbf{z}) \end{aligned} \quad (1)$$

ここで t_m^* (t_f^*) は男性 (女性) が農外労働、農業生産、家事生産に従事した総労働時間で、自身のシャドウ賃金と配偶者のシャドウ賃金 ($\hat{w}_m, \hat{w}_f$) の関数となる。また $\hat{v}$ はシャドウインカムで、農業から得られる潜在的な収入である。さらに $\mathbf{z}$ は年齢・性別や農地面積など世帯属性を表わすベクトルである。

3. 労働の限界生産物価値

労働の限界生産物価値の推定には、被説明変数を農業生産物の総価値 (Total Value of Farm Outputs, 以下 TVFO) とする生産関数を推定し、推定された限界生産物価値を農業労働のシャドウ賃金とする。これにより、農外労働に従事する世帯員が、仮に同一世帯において農業労働を継続していた場合に、農業から得られたであろう収入を知ることができ、農外労働供給の意思決定に農業

の機会費用を導入することができる。すなわち世帯の意思決定に、農外労働からの収入だけでなく、農業労働の機会費用を反映することができる (Jacoby, 1993)。

こうした分析枠組みは、Jacoby (1993) と Skoufias (1994) に基づいており、Abdulai and Regmi (2000), Barrett et al (2008), Le (2009), Almeida and Blabo-Ureta (2019) によってペルー、インド、ネパールに応用されてきた。なお、本研究では、データの制約上、家事労働時間を考慮することができず、農外労働と農業労働のみを対象とする。

4. 労働供給モデル

農外労働に従事しない個人については、市場賃金を知ることができない。そのため、農外労働への労働供給を推定するに当たり、分析対象を農外労働に従事した個人のみに限定するが、これによりセレクションバイアスが生じる。そこで、(農外)労働を選択する式 (以下、(3) 式) を含む労働供給関数 (以下、(2) 式) を推定する (Kyriazidou, 1997)。更に、パネルデータを使用することで世帯のスキル、モチベーションといった欠落変数バイアスに対処する。

$$\begin{aligned} h_{it} &= d_{it} \cdot h_i^* \\ &= d_{it} \cdot (x_i^* \beta + \alpha_i^* + \varepsilon_i^*) \\ &= x_{it} \beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \\ i &= 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} d_{it} &= 1 \{ r_{it} \gamma + \eta_{it} + u_{it} \geq 0 \} \\ i &= 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \end{aligned} \quad (3)$$

h_{it}^* は個人 i が t 期に提供した農外労働時間、 x_i^* は個人や世帯の特性を示すベクトル、 α_i^* は時間変化しない個人成分、 ε_i^* は誤差項である。

式 (2) の変数 h_{it}^* は、式 (3) の変数 $d_{it}=1$ のとき、つまり世帯員が農外労働に従事するときのみ観測可能であるから、条件付きロジットにより推定値 $\hat{\gamma}$ (式 (3)) を得たあと、カーネルウェイトを構築し、重み付きの最小二乗法 (WLS) により (2) 式を推定する (Kyriazidou, 1997)。ただし Kyriazidou (1997) では、二時点間の階差をと

り固定効果に対処するが、本研究では観測値数が少なく結果が収束しなかった。よって、一般化モーメント法 (GMM) によって推定した。

III データ

本研究で使用したデータはベトナムの世帯調査 (Vietnam Household Living Standards Survey: 以下 VHLSS) で、2014 年と 2016 年の調査結果である。VHLSS は、ベトナム統計局によって 2002 年から 2 年ごとに実施され、雇用や労働参加のほか、教育年数や農業生産、消費支出などの情報を含む。本研究では、2014 年と 2016 年のいずれにおいても土地を所有し、農業生産物の総価値がゼロより大きい 1,464 世帯でパネルデータを作成した^{注1)}。

平均年齢は 40 歳前後で、教育年数は男性が 7.6 年、女性が 6.7 年で、先行研究と一致する (Mergoupis et al., 2018)。また、農外労働への参加率は男性で 39% - 41%、女性は約 21% - 23% となり、女性の参加率は低い。ただし、農外雇用があるサンプルでみると、農外労働時間の平均は男性で 1,342 - 1,443 時間、女性で 1,405 - 1,421 時間となり、農外労働の時間に性差はない。農業労働時間についても、男性で 1,446 - 1,497 時間、女性で 1,445 - 1,458 時間となり大きな差はない。ただし、農業労働時間は男女いずれも減少傾向にある。自然災害について、救済金を受け取った農家を被災農家とし、その割合は 10% 程度である。なお、自然災害には干ばつや洪水のほか、山火事なども含む。

注 1) 生産関数、労働選択、労働 (時間) 供給、それぞれの推定に使用したデータの記述統計量は、著者らから入手可能である。尚、生産関数は世帯レベルの balanced パネル、労働選択と労働供給関数は個人レベルの unbalanced パネルデータである。

IV 推定結果

1. 農業生産関数の結果

シャドウ賃金を知るため、農業生産関数を推定した。被説明変数を生産物価値（TVFO）とし、Cobb-Douglas モデルによってランダム効果と固定効果を推定した（表1）。Hausman 検定は1%水準で固定効果を支持した^{注2)}。

結果は、女性の労働時間（0.035）が男性のそれ（0.017）よりも高い生産性を示した。ベトナムにおける農業労働生産性が、男女で異なることを示し、Le（2009）と整合的である。農外労働時間をみると、農外労働 271 日以上を除き有意に負

の値となった。農業労働と農外労働の代替関係を示し、農外労働の従事者が増えると農業生産は減少する。

2. シャドウ賃金とシャドウインカム

生産関数の推定値を用いて、農業におけるシャドウ賃金を求める（Jacoby, 1993）。更に、計算から得られたシャドウ賃金を用いて、以下の通り、シャドウインカムを計算した（Jacoby, 1993; Skoufias, 1994）。

表 1 生産関数の推計結果

	Cobb-Douglas 生産関数			
	Fixed Effect		Random Effect	
ln 農地面積	0.078 ***	(0.012)	0.074 ***	(0.007)
ln 投入量	0.701 ***	(0.011)	0.696 ***	(0.007)
雇用労働ダミー	-0.176 ***	(0.037)	-0.296 ***	(0.029)
ln 雇用労働者の労働時間	0.059 ***	(0.008)	0.086 ***	(0.006)
ln 男性の農場内労働時間	0.017 *	(0.010)	0.066 ***	(0.007)
ln 女性の農場内労働時間	0.035 ***	(0.010)	0.045 ***	(0.008)
男性と女性の農場外労働				
1-90日農場外で労働している人数	-0.027 **	(0.011)	-0.017 *	(0.009)
91-180日農場外で労働している人数	-0.021 *	(0.011)	-0.034 ***	(0.009)
181-270日農場外で労働している人数	-0.022 *	(0.012)	-0.042 ***	(0.009)
271日以上農場外で労働している人数	0.004	(0.014)	-0.024 **	(0.010)
定数項	1.954 ***	(0.124)	1.643 ***	(0.076)
ダミー				
農場内労働している男性(6~14歳)	-0.005	(0.016)	-0.006	(0.015)
農場内労働している女性(6~14歳)	-0.021	(0.017)	-0.005	(0.015)
農業団体	0.014	(0.015)	-0.009	(0.011)
クレジット	-0.002	(0.014)	-0.018	(0.012)
Hausman χ^2	130.56 ***			
Observation	2,928		2,928	
Group	1,464		1,464	
R ²	0.81		0.80	
F(Fixed effects)/ Wald(Random effects)	444.29 ***		21,599.12 ***	

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

注 2) カッコ内の数字は不均一分散に頑健な標準誤差である。

注 3) 推定には地域ダミー（東北・西北、紅河デルタ、中北・中南部、中部高原、東南部、メコンデルタ）を含む。

(A) シャドウ賃金:

$$\hat{w}_{ijt} = \left(\frac{TVFO_{jt}}{hour_ONfarm_{ijt}} \right) \hat{\delta} hour_ONFarm_{ijt}$$

(B) シャドウインカム:

$$\begin{aligned} \hat{I}_{jt} = & TVFO_{jt} - \hat{w}_{ijt}(hour_ONfarm_{ijt}) \\ & - hiredlabor_{jt} - input_{jt} - payland_{jt} \\ & + landrec_{jt} + remit_{jt} \end{aligned}$$

(A) の $\hat{\delta} hour_ONFarm_{ijt}$ は生産関数から得られる推定値、 $TVFO_{jt}$ は固定効果を含む農業生産物価値 (TVFO) の予測値である。

3. 分離性の検定

市場の失敗がない場合、世帯員が農外労働から受け取る実質賃金は、農業に従事する世帯員の限界生産物価値に等しい (Abdulai and Regmi, 2000)。そこで、以下の回帰分析により検定する。帰無仮説は $H_0: \alpha = 0, \rho = 1$ である (Jacoby, 1993)。

$$\ln(\hat{w}_{ijt}) = \alpha + \rho \ln(off_wage_{ijt}) + \epsilon_{ijt}$$

ここで、 $\hat{w}_{ijt}$ は推定されたシャドウ賃金、 off_wage_{ijt} は農外賃金 (観測値) である。推定には頑健な標準誤差を用いた。結果は、男女いずれも帰無仮説を棄却し労働市場が不完全であることを示し、分離性の仮定は妥当ではないことを間接的に裏付けた (Skoufias, 1994; Abdulai and Regmi, 2000)。

4. 農外労働の就業選択

農外労働に就業するか否かの選択を、ランダム効果ロジットモデルによって推定した (表2) (Jacoby, 1993; Skoufias, 1994; Corral and Reardon, 2001; Haggblade et al., 2007)。15 歳以上の男女それぞれ 2,398 人, 2,406 人, 農場数 1,464 が対象である。従属変数は、調査対象期間に農外で働いた場合に 1 をとるダミー変数である。固定効果ロジットモデルも検討したが、サンプルサイズが小さく、男女いずれも有意な結果とはならなかったため、ランダム効果モデルを採用する (Baltagi,

2008)。

推定の結果、被災すると、男性の農外労働の選択確率が上昇するが、女性は有意な結果とはならなかった。自然災害に直面すると、男性が出稼ぎなど農外労働に従事することで家計を維持しようとするのがわかる。一方で、救済金の支給は、農外労働の選択確率を低下させることを示し、被災者への補助が出稼ぎを抑制する効果をもつことが分かる。

一人当たり農地面積が大きいほど、男女いずれも農外労働に従事する確率が低下した。大規模な農場ほど農業生産に専念できる一方、小規模農場の場合は、農外労働にも従事しなければならず、この点は先行研究と一致する (Almeida and Brabo-Ureta, 2019)。

次に、農場で働いた延べ日数をみる。農場内労働の従事日数が多い (181-270 日または 271 日以上) 農家ほど、すなわち、農業に専従する世帯ほど、世帯員の農外労働従事確率が、男女いずれも低下する。

一方、農場内労働日数が少ない (1-90 日) 農家世帯の場合は、農外労働に従事する確率が男女いずれも上昇する。農業に従事する日数が少ないとしても、農業を継続しながら農外労働に従事する確率を高めている。こうした行動は、非専従的な農家世帯において、兼業化が更に進むことを示唆する。

次に男女別にみると、農業に専従的な農家、例えば 271 日以上で男性が -6.145 に対し女性が -6.839 であるなど、農外労働に従事する確率は女性ほど減少する。農業に非専従的な農家、例えば 1-90 日の場合も、農外労働に従事する確率は男性が 2.102、女性が 1.195 となり女性の方が低い。この結果は女性が農外労働に従事し難い環境にあることを示唆する。世帯の労働配分が変化することで、女性の家事労働や農場内労働負担が増加していると考えられるが、こうした女性労働の農外労働機会の低下は、ジェンダー平等や貧困削減の機会を遠ざける。

世帯規模の係数は、男性の場合、負で有意になった。一般的には世帯員数が多いほど農外労働に従事するが、本分析では生産年齢のみならず高齢者

も含めたためと考えられる。また、教育年数は男性の場合にのみ正で有意となった。

5. 農外労働の就労時間選択

農外労働における労働時間の供給関数を推定したのが表2右である。内生性に対処するため、一般化モーメント法（GMM）を用いて推定した

（Kyriazidou, 1997）^{注3)}。シャドウインカムの効果を見ると、男女いずれも負で有意となった。農業収入が増加すれば、農外労働の時間を減らし、その効果は特に女性で大きい。農業収入と農外労働は代替関係にあり、とりわけ女性で弾力的であることから、女性労働は世帯収入の調整弁として機能するが、同時に、女性の農外労働機会が乏し

表2 労働選択と農外労働供給の推定結果

	Random Effect Logit		GMM	
	被説明変数: 農外労働ダミー		被説明変数: ln 年間の農外労働時間	
	(1) 男性	(2) 女性	(3) 男性	(4) 女性
ln 男性の市場賃金			0.551 (0.669)	-0.662 (2.135)
ln 女性の市場賃金			0.861 (1.406)	-0.051 (0.551)
ln シャドウインカム			-0.178 ** (0.081)	-0.478 ** (0.239)
ln 男性のシャドウ賃金			0.735 (0.525)	0.920 (0.900)
ln 女性のシャドウ賃金			-0.831 * (0.487)	-0.306 (0.557)
年齢	0.592 *** (0.052)	0.867 *** (0.083)		
年齢の2乗	-0.008 *** (0.001)	-0.011 *** (0.001)		
教育年数	0.184 ** (0.090)	0.046 (0.101)		
教育年数の2乗	-0.008 (0.007)	0.005 (0.008)		
大人一人当たりの農地面積	-0.869 *** (0.227)	-0.530 ** (0.220)		
世帯規模	-0.111 * (0.063)	-0.088 (0.080)		
5歳以下の子どもの数	0.168 (0.145)	0.066 (0.174)		
15歳以上の男性			0.222 (0.155)	0.201 (0.203)
15歳以上の女性			-0.085 (0.099)	0.051 (0.132)
男性と女性の農場内労働ダミー				
1-90日農場内で労働している	2.102 *** (0.296)	1.195 *** (0.345)		
91-180日農場内で労働している	0.479 * (0.257)	-0.990 *** (0.340)		
181-270日農場内で労働している	-2.530 *** (0.297)	-3.579 *** (0.408)		
271日以上農場内で労働している	-6.145 *** (0.434)	-6.839 *** (0.586)		
結婚ダミー	1.069 *** (0.291)	0.437 (0.334)		
自然災害ダミー	0.439 * (0.265)	-0.239 (0.316)	-0.820 ** (0.319)	-0.761 (0.628)
自然災害救済金	-0.112 ** (0.052)	-0.051 (0.082)		
ln 自然災害救済金			0.123 * (0.068)	0.202 (0.159)
非熟練労働者ダミー			-0.329 ** (0.162)	-0.738 *** (0.199)
定数項	-9.615 *** (0.994)	-15.130 *** (1.519)	8.310 *** (0.745)	12.663 *** (3.292)
Observation	4,135	4,057	1,648	882
Group	2,398	2,406		
Wald test	342.90 ***	210.97 ***	204.01 ***	155.43 ***
Hansen's J χ^2			26.533 ***	3.474

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

注2) カッコ内の数字は不均一分散に頑健な標準誤差である。

注3) いずれの推定にも地域ダミー（東北・西北、紅河デルタ、中北・中南部、中部高原、東南部、メコンデルタ）を含む。

注4) GMMの操作変数として、TVFOの自然対数、大人一人当たりの農地面積、年間の仕送り額、年齢と教育年数及びそれらの2乗、年ダミーを採用した。

いことを示す。

次に、シャドウ賃金をみると、男性の自己価格弾力性は、有意ではないが正で0.735と高い。シャドウ賃金が高い、すなわち農業生産性が高いほど農外労働時間も高まる、という結果は、農業生産と農外労働が補完し合うなど、相乗効果があると予想される。女性では、自己価格弾力性は負となり、農業の生産性が高いほど農外労働時間を減少させるなど、農業生産と農外労働は代替関係にある。次に、男女間でみると、男性の農外労働時間は女性のシャドウ賃金に対し、有意に負となった。女性の限界生産物価値が大きいことは、農業への労働投入が少ないことを意味し、男性が農業労働時間を増加させるため、男性の農外労働時間は低下する。

自然災害の影響について、男性では農外労働時間が減少するが、救済金が増加すると農外労働時間が増える。被災した場合、農場の復興などで男性は農外労働を減らす一方、救済金がある場合は、出稼ぎの費用に充てるなど、短期雇用に従事することで、収入を確保すると考えられる。

最後に、非熟練ダミーは、とりわけ女性の場合に、農外労働時間を有意に減少させる。女性の就労は貧困削減の鍵であるから、スキル習得の機会を拡充するなど、農外就労の機会を高める取り組みが重要である。

注2) トランスログ・モデル（報告なし）も検討したが、女性労働の係数について有意な値が得られなかった。

注3) Hansenの過剰識別制約検定を行った（Cameron and Trivedi, 2009, P.181）。結果、女性はモーメント条件を満たしたが、男性は満たさなかった。また、F/Wald統計量は、1%水準以上で有意である。

V 結論

本論文の目的は、経済発展により産業構造が大きく変化するベトナムを対象に、労働供給源である農村部を対象に、世帯の労働供給の意思決定を分析することであった。農場内労働のシャドウ賃

金とシャドウインカムを推定することで、農家世帯の消費と生産の非分離、および労働市場の不完全性を仮定した。また、自然災害の影響、女性労働の配分から貧困削減の可能性を分析した。

農外労働選択の推定結果は、農業に専従的な世帯や農地面積が大きいほど、農外労働に従事する確率は低下した。これは、農業発展が農村からの労働移動を緩和する可能性を示す。また、自然災害は、とりわけ男性の農外労働従事確率を高めるが、自然災害補助金はその確率を低下させる。自然災害の影響を緩和する品種の開発や技術普及といった農業への投資は、間接的に労働移動を抑制し、都市問題の軽減につながるといえる。

また、女性の農外労働従事機会は男性より限られ、非熟練労働者である場合は、農外労働時間が更に大幅に減少する。家事や農場内労働を負担するためであると考えられるが、女性の農外労働従事に対する高いハードルは、結果として世帯の貧困削減を遠ざけることから、農村女性に向けた技術獲得支援などの政策も重要である。

最後に、本分析は男性と女性のいずれも農業に従事し農地を所有する世帯を対象に分析を行なったが、単身世帯や土地なし層を含むことも重要であり、それらについては、今後の課題としたい。

References

- [1] Abdulai, A., and Regmi, P. P., “Estimating labor supply of farm households under nonseparability: empirical evidence from Nepal”, *Agricultural Economics*, Vol. 22, No. 3, 2000, pp.309–320.
- [2] Almeida, A. N., and Bravo-Ureta, B. E., “Agricultural productivity, shadow wages, and off-farm labor decisions in Nicaragua”, *Economic Systems*, Vol. 43, No. 1, 2019, pp.99–110.
- [3] Baltagi, B. H., *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, West Sussex, 2008.
- [4] Barrett, C. B., Sherlund, S. M., and Adesina, A. A., “Shadow wages, allocative inefficiency, and labor supply in smallholder agriculture”, *Agricultural Economics*, Vol.

- 38, No. 1, 2008, pp.21-34.
- [5] Cameron, A. C., Trivedi, P. K., *Microeconometrics Using STATA*, The Stata Press, USA, College Station, TX, 2009.
- [6] Corral, L., and Reardon, T., “Rural nonfarm incomes in Nicaragua” , *World Development*, Vol. 29, No. 3, 2001, pp.427-442.
- [7] Dulfo, E., “Women Empowerment and Economic Development” , *Journal of Economic Literature*, Vol. 50, No. 4, 2012, pp.1051-1079.
- [8] Food and Agriculture Organization (FAO) , “2015–2016 El Niño Early Action and Response for Agriculture, Food Security and Nutrition” , 2016, Working draft Update #10.
- [9] Fothergill, A., and Peek, L. A., “Poverty and disasters in the United States: A review of recent sociological findings” , *Natural Hazards*, Vol. 32, 2004, pp.89-110.
- [10] Haggblade, S., Hazell, P. B. R., and Reardon, T. A., *Transforming the rural nonfarm economy: Opportunities and threats in the developing world*, The John Hopkins University Press, Baltimore, MD, USA, 2007.
- [11] Huynh T. K. U., Saito, Y., and Nguyen T. M. H., “Natural disasters and migration choice in Vietnam – Estimating the impact of EL NIÑO using household data –” , *Journal of Agricultural Development Studies*, Vol. 32, No. 3, 2022, pp.28-34.
- [12] ILO, “Gender equality in recruitment and promotion practices in Viet Nam” , Country Brief, International Labour Organization, 2015.
- [13] Jacoby, H. G., “Shadow wages and peasant family labour supply: an econometric application to the Peruvian Sierra” , *Review of Economic Studies*, Vol. 60, 1993, pp. 903-921.
- [14] 国際協力銀行, ベトナムの投資環境, 第4章 直接投資受入動向, 2019.
https://www.jbic.go.jp/ja/information/investment/images/inv_vietnam04.pdf (最終閲覧日 2022 年 4 月 19 日)
- [15] Kyriazidou, E., “Estimation of a panel data sample selection model” , *Econometrica*, Vol. 65, No. 6, 1997, pp.1335-1364.
- [16] Le, K.T., “Shadow wages and shadow income in farmer’ s labor supply functions” , *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 91, No. 3, 2009, pp.685–696.
- [17] Mergoupis, T., Phan, V., and Sessions, J., “Puzzle me this? The Vietnamese reverse gender education gap” , WIDER Working paper No. 2018/116, UNU-WIDER, 2018.
- [18] 岡千尋、ティ・キム・ユン・フン、ティ・フオン・ドン・クウ、齋藤陽子「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—」『フロンティア農業経済研究』第24巻第2号、2022、57-64.
- [19] Peacock, W. G., Gladwin, H., and Morrow, B. H., *Hurricane Andrew: Ethnicity, Gender and the Sociology of Disasters*, Routledge, New York, 1997.
- [20] Quisumbing, A. R., Brown, L. R., Feldstein, H. S., Haddad, L. J., and Peña, C., “Women: the key to food security” , IFPRI Food Policy Report, Washington, DC, USA, 1995.
- [21] Skoufias, E., “Using shadow wages to estimate labor supply of agricultural households” , *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 76, No. 2, 1994, pp.215–227.
- (2022 年 9 月 1 日受理)