Struktur Pendapatan dan Diversifikasi Sumber Penghidupan Rumah Tangga Petani Melalui Aktivitas On-Farm, Off-Farm dan Non-Farm: Analisis Simpson Index of Diversification

Sispa Pebrian[1], Yogy Rasihen[2], Rezki Putra[2], Fahrial[3], Tiffany Rahma Abdillah[4]
[1]Program Studi Agribisnis, Universitas Riau
[2]Program Studi Manajemen Agribisnis, Politeknik Kampar
[3]Program Studi Agribisnis, Fakultas Pertanian, Universitas Islam Riau
[4]Program Studi Agribisnis, Fakultas Pertanian, Universitas Jember
e-mail : yogyrasihen*@gmail.com* [2]

ABSTRAK

Penelitian ini menganalisis struktur pendapatan rumah tangga petani yang bersumber dari aktivitas on-farm, off-farm, dan non-farm; mengukur tingkat diversifikasi menggunakan Simpson Index of Diversification (SID); serta mengidentifikasi karakteristik sosial-ekonomi yang berhubungan dengan tingkat diversifikasi. Data berasal dari 27 rumah tangga petani di Kecamatan Tuah Madani, Kota Pekanbaru. Pendapatan usahatani jagung dan ubi kayu distandardisasi menjadi basis bulanan (masing-masing 3,5 bulan dan 9 bulan per siklus), sedangkan pendapatan off-farm dan non-farm dicatat dalam basis bulanan. Hasil analisis menunjukkan nilai SID rata-rata sebesar 0,3853 (median 0,4090; standar deviasi 0,1654; rentang 0,0624–0,6543). Sebanyak 51,85% rumah tangga berada pada kategori diversifikasi sedang, dan aktivitas on-farm menjadi sumber dominan bagi 62,96% rumah tangga. Estimasi regresi OLS dengan standard error robust HC3 menunjukkan bahwa tingkat pendidikan (β = -0,0185; p = 0,006) dan luas lahan (β = -0,0000475; p = 0,036) berhubungan negatif dan signifikan secara statistik terhadap SID, sedangkan jumlah anggota keluarga tidak signifikan (p = 0,759) dengan nilai R^2 sebesar 0,4201. Uji ketahanan menggunakan Fractional Response GLM mengonfirmasi konsistensi arah dan signifikansi koefisien tersebut. Temuan pada sampel kecil studi kasus eksploratif ini mengindikasikan bahwa SID yang lebih tinggi tidak otomatis mencerminkan kesejahteraan yang lebih baik: diversifikasi lebih tinggi ditemui pada rumah tangga berpendidikan lebih rendah dan berlahan lebih sempit, sejalan dengan dugaan strategi penyebaran risiko (distress-push), sedangkan pendidikan yang lebih tinggi berkaitan dengan konsentrasi pendapatan pada sektor non-farm. Karena pendapatan total dan guncangan ekonomi tidak dianalisis, interpretasi ini bersifat dugaan dan memerlukan pengujian pada sampel yang lebih besar.

Kata kunci: diversifikasi pendapatan; rumah tangga petani; on-farm; off-farm; non-farm; Simpson Index of Diversification.

ABSTRACT

This study analyzes the income structure of farming households derived from on-farm, off-farm, and non-farm activities, measures the degree of livelihood diversification using the Simpson Index of Diversification (SID), and identifies socioeconomic characteristics associated with diversification levels. Empirical data were gathered from 27 smallholder farming households in Tuah Madani District, Pekanbaru City. Farm revenues from corn and cassava were standardized into monthly income based on operational cycles of 3.5 months and 9 months, respectively. The empirical findings reveal an average SID of 0.3853 (median 0.4090; SD 0.1654; range 0.0624–0.6543). Approximately 51.85% of households fall into the moderate diversification category, with on-farm activities serving as the primary income source for 62.96% of households. OLS regression with HC3 robust standard errors indicates that education level (β = -0.0185, p = 0.006) and landholding size (β = -0.0000475,

p = 0.036) are significantly and negatively associated with SID, while household size is statistically non-significant (p = 0.759), yielding an R^2 of 0.4201. Robustness checks via Fractional Response GLM confirm these empirical directions. Findings from this small exploratory case study indicate that a higher SID does not necessarily reflect greater well-being: higher diversification was found among households with lower education and smaller landholdings, which is consistent with, but does not prove, a distress-push coping strategy, whereas higher education was associated with income concentration in non-farm activities. Because total income and economic shocks were not analyzed, this interpretation remains tentative and requires testing with larger samples.

Keywords: Income Diversification, Farming Households, On-Farm, Off-Farm, Non-Farm, Simpson Index of Diversification

I. PENDAHULUAN

Rumah tangga petani di negara berkembang pada umumnya tidak menggantungkan alokasi sumber daya dan alur kas penghidupannya hanya pada satu sumber pendapatan tunggal. Di kawasan pedesaan maupun zona transisi peri-urban, aktivitas usahatani (on-farm) secara intensif berinteraksi dengan alokasi tenaga kerja di luar usahatani (off-farm) serta kegiatan non-pertanian (non-farm). Pembentukan portofolio sumber penghidupan ini bertindak sebagai instrumen mitigasi risiko atas fluktuasi iklim dan volatilitas harga komoditas, sekaligus media optimalisasi alokasi tenaga kerja keluarga di sepanjang musim (Ellis, 1998, 2000; Barrett et al., 2001).

Di wilayah peri-urban seperti Kecamatan Tuah Madani, Kota Pekanbaru, dinamika konversi lahan pertanian dan laju ekspansi permukiman menciptakan tekanan riil terhadap eksistensi pertanian skala kecil (smallholders). Luas penguasaan lahan petani yang semakin terbatas diduga mendorong peningkatan integrasi ke sektor non-pertanian. Sebagaimana ditegaskan oleh Rasihen et al. (2025) dan Aldio et al. (2026), stabilitas alur kas dan pola konsumsi rumah tangga petani di Provinsi Riau sangat bergantung pada sejauh mana rumah tangga mampu mengoordinasikan berbagai aktivitas ekonomi di tengah keterbatasan modal fisik dan tekanan lingkungan sosial-ekonomi.

Dalam kajian ekonomi agribisnis, diversifikasi penghidupan diklasifikasikan ke dalam tiga pilar utama: (1) aktivitas on-farm, yakni pendapatan bersih dari usahatani tanaman pangan seperti jagung dan ubi kayu; (2) aktivitas off-farm, yakni imbalan tenaga kerja pertanian di luar usahatani sendiri; serta (3) aktivitas non-farm, yaitu pendapatan dari sektor perdagangan, jasa, maupun pekerjaan formal/informal non-pertanian. Keberadaan diversifikasi ini sering kali diperlakukan secara prematur sebagai indikator peningkatan kesejahteraan. Padahal, konseptualisasi diversifikasi mencakup dua pendorong yang saling bertolak belakang: faktor pendorong keterdesakan (distress-push factors) dan faktor penarik peluang (demand-pull factors) (Barrett et al., 2001; Dagunga et al., 2020).

Pengukuran diversifikasi secara akurat membutuhkan indikator yang tidak sekadar menghitung jumlah jenis pekerjaan, melainkan mampu mengukur tingkat pemerataan kontribusi finansial dari masing-masing sumber pendapatan. Simpson Index of Diversification (SID) merupakan ukuran yang lazim digunakan dan sensitif terhadap proporsi dan konsentrasi kontribusi pendapatan (Simpson, 1949; Dagunga et al., 2018). Dua rumah tangga yang sama-sama mengelola tiga sumber pendapatan akan menghasilkan angka SID yang sangat berbeda jika salah satu sumber pendapatan sangat mendominasi struktur penerimaannya.

Kerangka Penghidupan Berkelanjutan dan Diversifikasi Pendapatan

Kerangka Penghidupan Berkelanjutan (Sustainable Livelihoods Framework) yang dikembangkan oleh DFID dan disempurnakan oleh Ellis (2000) menjelaskan bahwa rumah

tangga mengombinasikan lima bentuk modal dasar—modal manusia, modal alam, modal fisik, modal finansial, dan modal sosial—untuk menyusun strategi penghidupan. Diversifikasi mata pencaharian didefinisikan sebagai proses di mana rumah tangga pedesaan menyusun portofolio yang semakin beragam dari kegiatan kerja dan kapabilitas pendukung untuk bertahan hidup dan meningkatkan standar hidup (Ellis, 1998).

Barrett et al. (2001) membedakan pendorong diversifikasi menjadi dua mekanisme. Pertama, *distress-push*, di mana diversifikasi dipicu oleh kejutan negatif (shocks), kelangkaan lahan, kegagalan pasar kredit, dan ketidakpastian iklim. Dalam kondisi ini, petani terpaksa mengambil pekerjaan off-farm atau non-farm berimbal hasil rendah demi menjaga kelangsungan konsumsi dasar. Kedua, *demand-pull*, di mana diversifikasi didorong oleh adanya peluang investasi berimbal hasil tinggi di sektor non-pertanian yang dapat diakses oleh rumah tangga yang memiliki akumulasi modal dan pendidikan tinggi.

Determinan Sosial-Ekonomi Diversifikasi Penghidupan

Karakteristik sosial-ekonomi rumah tangga memainkan peranan krusial dalam menentukan kapasitas alokasi tenaga kerja dan aset. Pendidikan formal (modal manusia) secara teoritis meningkatkan efisiensi alokasi dan membuka akses ke sektor kerja non-farm yang membutuhkan keterampilan spesifik. Pendidikan, luas lahan, dan ukuran keluarga termasuk faktor yang paling sering dilaporkan memengaruhi strategi diversifikasi (Habib et al., 2023), dengan arah pengaruh yang dapat berbeda antarkonteks. Dalam konteks di mana pekerjaan non-farm berimbal hasil sangat tinggi, pendidikan tinggi dapat mendorong konsentrasi penuh pada pekerjaan tersebut, sehingga justru menurunkan nilai SID.

Luas penguasaan lahan (modal alam) menentukan skala ekonomis usahatani. Rumah tangga dengan penguasaan lahan yang memadai memiliki kapasitas produksi on-farm yang kuat, sehingga dorongan untuk mencari pendapatan tambahan di luar pertanian cenderung melemah (Habib et al., 2023). Namun, hubungan ini tidak seragam antarwilayah: De la O Campos et al. (2025) melaporkan bahwa di sub-Sahara Afrika lahan yang lebih luas berkaitan dengan spesialisasi pendapatan pertanian, sedangkan di Asia Selatan petani yang lebih besar justru lebih banyak berdiversifikasi ke aktivitas off-farm. Di wilayah peri-urban seperti Pekanbaru, kelangkaan lahan diduga mendorong petani melakukan diversifikasi ke aktivitas off-farm dan non-farm sebagai strategi bertahan hidup.

Berdasarkan uraian tersebut, arah hubungan pendidikan, luas lahan, dan jumlah anggota keluarga terhadap SID tidak dapat ditentukan secara a priori: pendidikan dapat meningkatkan diversifikasi melalui akses ke pekerjaan non-farm atau menurunkannya melalui spesialisasi; luas lahan dapat menurunkan diversifikasi melalui dominasi usahatani; dan jumlah anggota keluarga dapat meningkatkannya melalui ketersediaan tenaga kerja atau menekannya melalui beban konsumsi. Oleh karena itu, ketiga variabel diuji dengan uji dua arah.

Kebaruan dan Tujuan Penelitian

Mengingat kekhasan lingkungan peri-urban Tuah Madani yang mengalami tekanan konversi lahan terakselerasi, penelitian ini difokuskan sebagai studi kasus empiris mendalam (exploratory empirical case study). Dengan ukuran sampel yang kecil (N = 27 rumah tangga petani), penelitian ini menggunakan OLS dengan standard error robust HC3 serta Fractional Response GLM sebagai uji ketahanan untuk mengurangi sensitivitas hasil terhadap heteroskedastisitas dan spesifikasi model. Meskipun demikian, hasil dibaca sebagai asosiasi awal, bukan bukti kausal maupun generalisasi terhadap populasi petani. Sebagian studi terkini di Riau berfokus pada pekebun kelapa sawit (Aldio et al., 2026), sehingga bukti mengenai petani tanaman pangan berlahan sangat kecil di zona peri-urban masih terbatas; penelitian ini berupaya mengisi celah tersebut.

Berdasarkan latar belakang tersebut, penelitian ini bertujuan untuk: (1) menganalisis struktur pendapatan rumah tangga petani berdasarkan kontribusi aktivitas on-farm, off-farm, dan non-farm; (2) mengukur dan mengategorikan tingkat diversifikasi penghidupan petani menggunakan Simpson Index of Diversification (SID); serta (3) mengidentifikasi karakteristik sosial-ekonomi (pendidikan, luas lahan, dan jumlah anggota keluarga) yang berhubungan dengan tingkat diversifikasi pendapatan (SID) rumah tangga petani di Kecamatan Tuah Madani, Kota Pekanbaru.

II. METODE PENELITIAN

Desain Sampel dan Lokasi Penelitian

Penelitian ini menerapkan pendekatan kuantitatif deskriptif-asosiatif berbasis survei lapangan di Kecamatan Tuah Madani, Kota Pekanbaru, Provinsi Riau. Unit analisis adalah rumah tangga petani kecil. Dari basis data mentah sebanyak 30 lembar catatan komoditas, dilakukan konsolidasi data pada tingkat unit rumah tangga tunggal, sehingga diperoleh sampel bersih sebanyak 27 rumah tangga petani unik (N = 27). Penelitian ini dirancang sebagai studi kasus eksploratif; dengan ukuran sampel sekecil ini, hasil ditafsirkan sebagai asosiasi awal dan tidak digeneralisasi ke populasi petani Kota Pekanbaru.

Standarisasi Komoditas dan Penghitungan Pendapatan Bulanan

Tantangan utama dalam analisis alur kas petani adalah perbedaan horizon waktu panen antara komoditas tanaman pangan dan penerimaan non-farm bulanan. Pendapatan bersih usahatani (on-farm) dihitung sebagai penerimaan kotor dikurangi seluruh biaya operasional eksplisit (benih, pupuk, pestisida, sewa alat, dan tenaga kerja luar keluarga). Untuk menyelaraskan basis waktu, pendapatan usahatani distandardisasi menjadi basis bulanan ekivalen berdasarkan siklus operasional riil lapangan:

a. **Usahatani Jagung:** Siklus operasional 3,5 bulan per periode tanam. Pendapatan bulanan on-farm jagung = Pendapatan Bersih Siklus / 3,5.
b. **Usahatani Ubi Kayu:** Siklus operasional 9,0 bulan per periode tanam. Pendapatan bulanan on-farm ubi kayu = Pendapatan Bersih Siklus / 9,0.

Untuk rumah tangga yang mengusahakan kedua komoditas secara simultan, total pendapatan on-farm bulanan merupakan penjumlahan ekivalen bulanan kedua komoditas. Sementara itu, pendapatan off-farm dan non-farm dicatat langsung dalam satuan nominal bulanan sebagaimana dilaporkan responden (perbedaan basis pengukuran ini dibahas pada keterbatasan penelitian).

Formulasi Simpson Index of Diversification (SID)

Simpson Index of Diversification (SID) secara matematis setara dengan 1 dikurangi Indeks Herfindahl-Hirschman (HHI), sehingga keduanya menghasilkan urutan rumah tangga yang sama; berbeda dengan Indeks Shannon-Wiener, SID memberi bobot lebih besar pada sumber pendapatan yang dominan. SID dipilih karena intuitif dan banyak digunakan untuk mengevaluasi derajat diversifikasi pendapatan rumah tangga (Simpson, 1949; Dagunga et al., 2018). Formulasi sistematis SID dinyatakan sebagai berikut:

$$SID = 1 - \sum P_i^2$$

di mana *Pi* melambangkan proporsi kontribusi pendapatan dari sumber ke-i terhadap total pendapatan bulanan rumah tangga, dengan ketentuan $\sum Pi=1$. Nilai SID berkisar secara kontinu antara 0 hingga $(1-1/k)$, di mana k adalah jumlah kategori pendapatan ($k=3$). Nilai SID mendekati 0 menunjukkan spesialisasi ekstrem (pendapatan bersumber tunggal), sedangkan nilai mendekati 0,667 menunjukkan alokasi proporsional yang sempurna dan merata di antara ketiga pilar pendapatan.

Model Regresi OLS Robust HC3 dan Fractional Response GLM

Spesifikasi model empiris untuk mengestimasi determinan tingkat diversifikasi pendapatan (SID) dirumuskan sebagai berikut:

$$SID_i = \beta_0 + \beta_1 EDU_i + \beta_2 LAND_i + \beta_3 FAMILY_i + \varepsilon_i$$

Keterangan variabel:

- SID_i : Simpson Index of Diversification rumah tangga ke-i [skala 0–0,667].
- EDU_i : Lama pendidikan formal kepala rumah tangga (tahun sekolah: Tidak sekolah = 0, SD = 6, SMP= 9, SMA/SMK = 12, Sarjana = 16).
- $LAND_i$: Luas penguasaan lahan pertanian (m²).
- $FAMILY_i$: Jumlah anggota keluarga tanggungan (orang).
- ε_i : Komponen galat acak (error term).

Mengingat ukuran sampel N = 27 dan adanya potensi heteroskedastisitas pada data ekonomi rumah tangga, inferensi statistik dilakukan menggunakan standard error robust MacKinnon-White HC3 (Heteroskedasticity-Consistent 3). Estimator HC3 (MacKinnon & White, 1985) umumnya direkomendasikan untuk sampel kecil karena kinerjanya lebih baik dibandingkan HC0, HC1, atau HC2 (Long & Ervin, 2000); nilai p dihitung menggunakan distribusi t dengan derajat bebas 23. Meskipun demikian, dengan N = 27, koreksi ini tidak menghilangkan keterbatasan inferensi sampel kecil. Selain itu, karena variabel terikat SID terbatasi pada selang kontinu [0, 1), pengujian ketahanan (robustness check) dieksekusi menggunakan pemodelan Fractional Response Generalized Linear Model (GLM) dengan fungsi tautan logit dan estimasi quasi-maximum likelihood, dengan standard error robust tipe sandwich (Papke & Wooldridge, 1996).

III. HASIL DAN PEMBAHASAN

Karakteristik Sosial-Ekonomi dan Tingkat Diversifikasi (SID)

Berdasarkan hasil olahan data terhadap 27 rumah tangga petani di Kecamatan Tuah Madani, rata-rata umur kepala rumah tangga adalah 51,19 tahun (rentang 32–65 tahun) dengan pengalaman bertani rata-rata 14,37 tahun (rentang 3–36 tahun). Rata-rata jumlah anggota keluarga adalah 3,44 orang, dan rata-rata penguasaan lahan pertanian sebesar 1.577 m² atau sekitar 0,16 ha (rentang 400–5.000 m²).

Nilai rata-rata Simpson Index of Diversification (SID) populasi sampel berada pada angka 0,3853 dengan nilai median 0,4090 dan standar deviasi 0,1654. Nilai SID minimum sebesar 0,0624 dan maksimum sebesar 0,6543 mencerminkan adanya variasi struktur penghidupan yang cukup lebar di antara rumah tangga petani. Nilai maksimum teoretis SID untuk tiga sumber pendapatan adalah 0,6667 dan hanya tercapai bila ketiga sumber berkontribusi sama besar, sehingga kategori "sangat tinggi" tidak digunakan. Ambang 0,25 dan 0,50 (masing-masing setara 37,5% dan 75% dari nilai maksimum teoretis) ditetapkan peneliti sebagai batas operasional yang bersifat deskriptif; perubahan ambang dapat mengubah distribusi kategori.

Tabel 1. Distribusi Kategorisasi Tingkat Diversifikasi Pendapatan Petani (N=27)

No	Kategori	Rentang Nilai	Jumlah (RT)	Presentase (%)
1	Rendah	< 0,25	6	22,22
2	Sedang	0,25 - <0,50	14	51,85
3	Tinggi	0,50 – 0,6667	7	25,93
4	Sangat Tinggi	≥ 0,6667	0	0,00
	Total		27	100,00

Sumber: Data Primer Diolah (2025)

Hasil kategorisasi pada Tabel 1 menunjukkan bahwa mayoritas rumah tangga petani (51,85%) berada pada tingkat diversifikasi sedang, diikuti oleh kategori rendah (22,22%) dan tinggi (25,93%). Nilai SID tertinggi (0,6543) mendekati batas teoretis 0,6667. Hal ini mengindikasikan bahwa struktur pendapatan sebagian besar petani masih menunjukkan ketergantungan atau konsentrasi pada salah satu pilar sumber penerimaan.

Anatomi pilar penerimaan menunjukkan bahwa aktivitas usahatani (on-farm) menjadi sumber pendapatan dominan pada 17 rumah tangga (62,96%), diikuti oleh non-farm pada 7 rumah tangga (25,93%), dan off-farm pada 3 rumah tangga (11,11%). Dilihat dari partisipasi kegiatan, sebanyak 19 rumah tangga (70,37%) aktif pada dua pilar pendapatan, sedangkan 8 rumah tangga (29,63%) mengombinasikan ketiga pilar sekaligus.

Rata-rata sederhana proporsi pendapatan seluruh rumah tangga (dihitung dari Tabel 2) adalah 51,89% untuk on-farm, 10,30% untuk off-farm, dan 37,81% untuk non-farm. Seluruh rumah tangga memiliki minimal dua sumber pendapatan sehingga tidak ada rumah tangga dengan sumber tunggal; nilai SID yang rendah, seperti 0,0624 pada RT-22, mencerminkan dominasi satu pilar, bukan spesialisasi murni.

Struktur Pendapatan dan Indeks Diversifikasi 27 Rumah Tangga Unik

Tabel 2 menyajikan profil rinci alokasi proporsi pendapatan dan nilai SID untuk masing-masing rumah tangga petani sampel. Seluruh 27 rumah tangga ditampilkan dan dianalisis.

Tabel 2. Profil Proporsi Pendapatan, Karakteristik Sosial, dan Nilai SID 27 Rumah Tangga Petani

No	ID	Pendidikan	Lahan (M^2)	On-Farm (%)	Off-Farm (%)	Non-Farm (%)	SID	Dominan
1	RT-01	SMP	1.250	86,57	0,00	13,43	0,2325	On-farm
2	RT-02	SMP	2.000	81,89	0,00	18,11	0,2966	On-farm
3	RT-03	SMP	1.450	75,85	0,00	24,15	0,3663	On-farm
4	RT-04	SMA	5.000	95,51	4,49	0,00	0,0858	On-farm
5	RT-05	SD	5.000	80,27	0,00	19,73	0,3167	On-farm
6	RT-06	SMP	1.800	94,49	0,00	5,51	0,1042	On-farm
7	RT-07	SMA	1.000	56,64	0,00	43,36	0,4912	On-farm
8	RT-08	SD	2.500	77,30	6,48	16,21	0,3720	On-farm
9	RT-09	Tdk Sek	1.000	68,68	0,00	31,32	0,4302	On-farm
10	RT-10	Tdk Sek	2.500	31,54	0,00	68,46	0,4319	Non-farm
11	RT-11	SD	1.800	68,04	0,00	31,96	0,4349	On-farm
12	RT-12	SD	800	30,14	12,12	57,74	0,5611	Non-farm
13	RT-13	Tdk Sek	1.129	57,67	9,77	32,56	0,5518	On-farm
14	RT-14	SD	1.500	59,20	0,00	40,80	0,4831	On-farm
15	RT-15	SMP	3.000	83,10	16,90	0,00	0,2808	On-farm
16	RT-16	SMP	1.000	47,19	22,63	30,18	0,6350	On-farm
17	RT-17	Tdk Sek	1.000	28,67	71,33	0,00	0,4090	Off-farm
18	RT-18	SMA	1.000	71,38	0,00	28,62	0,4086	On-farm
19	RT-19	SMA	1.250	55,93	0,00	44,07	0,4930	On-farm
20	RT-20	Tdk Sek	600	26,57	41,96	31,47	0,6543	Off-farm
21	RT-21	SMK	500	9,50	0,00	90,50	0,1720	Non-farm
22	RT-22	Sarjana	800	3,23	0,00	96,77	0,0624	Non-farm
23	RT-23	SD	1.200	9,61	25,82	64,56	0,5072	Non-farm
24	RT-24	SMP	400	2,54	48,73	48,73	0,5245	Off/Non
25	RT-25	Tdk Sek	500	19,44	17,90	62,66	0,5376	Non-farm
26	RT-26	SMA	600	8,35	0,00	91,65	0,1531	Non-farm
27	RT-27	Tdk Sek	2.000	71,65	0,00	28,35	0,4062	On-farm

*Catatan: *Nilai SID RT-08 dikoreksi dari 0,4319 menjadi 0,3720 karena tidak konsisten dengan proporsi pendapatan. Analisis regresi tetap menggunakan nilai SID yang telah dikoreksi.*

Sumber: Data Primer Diolah (2025)

Pemeriksaan mendalam terhadap Tabel 2 memperlihatkan pola yang sejalan dengan sifat matematis SID. Nilai SID tertinggi dicapai oleh RT-20 (0,6543) dengan komposisi penerimaan yang sangat seimbang: 26,57% on-farm, 41,96% off-farm, dan 31,47% non-farm. Sebaliknya, nilai SID terendah dicapai oleh RT-22 (0,0624) dan RT-04 (0,0858). Kepala rumah tangga RT-22 berpendidikan Sarjana dan memperoleh 96,77% pendapatannya dari kegiatan non-farm, sedangkan RT-04 menguasai lahan 5.000 m² dan memperoleh 95,51% pendapatannya dari usahatani jagung/ubi kayu. Temuan ini menunjukkan, sesuai sifat matematis indeks, bahwa kepemilikan banyak sumber pendapatan tidak otomatis menghasilkan SID tinggi jika salah satu sumber pendapatan sangat dominan.

Hasil Estimasi Regresi OLS Robust HC3 dan Uji Ketahanan

Hasil estimasi regresi Ordinary Least Squares (OLS) dengan penyesuaian standard error robust HC3 disajikan pada Tabel 3.

Tabel 3. Estimasi Determinan Diversifikasi Pendapatan (SID) Menggunakan Regresi OLS Robust HC3

No	Variabel Penjelas	Koefisien (β)	SE Robust HC3	t-statistic	P-Value	Kesimpulan
1	Konstanta (β_0)	0,56156	0,09742	5,764	< 0,001	Signifikan 1%
2	Pendidikan (EDU)	-0,01853	0,00613	-3,023	0,006	Signifikan 1%
3	Luas Lahan (LAND)	-0,0000475	0,0000213	-2,229	0,036	Signifikan 5%
4	Jml Anggota (FAMILY)	0,00782	0,02514	0,311	0,759	Tidak Signifikan

*Catatan: *$R^2 = 0,4201$; Adjusted $R^2 = 0,3445$; F-statistic = 7,68 (p-value = 0,00116); N = 27. Nilai p dihitung ulang menggunakan distribusi t dengan derajat bebas 23.*
Sumber: Data Primer Diolah (2025)

Persamaan regresi empiris yang dihasilkan adalah:

$$SID = 0,56156 – 0,01853\ (EDU) – 0,0000475\ (LAND) + 0,00782\ (FAMILY)$$

Uji statistik F secara keseluruhan menunjukkan nilai p = 0,00116 (< 0,01), menandakan bahwa kombinasi variabel pendidikan, luas lahan, dan jumlah anggota keluarga secara bersama-sama berhubungan signifikan dengan SID. Uji ketahanan menggunakan Fractional Response GLM dengan fungsi tautan logit dan quasi-maximum likelihood menunjukkan arah dan signifikansi koefisien yang konsisten dengan estimasi OLS robust HC3, sehingga hasil estimasi tidak tampak sensitif terhadap spesifikasi fungsional alternatif (hasil lengkap disajikan pada Tabel 4). Pada model GLM, koefisien pendidikan (β = -0,0793; p < 0,001) dan luas lahan (β = -0,000229; p = 0,010) tetap negatif dan signifikan, sedangkan jumlah anggota keluarga tetap tidak signifikan (p = 0,717). Efek marginal rata-rata pendidikan (-0,0179 per tahun sekolah) dan luas lahan (-0,0518 per 1.000 m²) mendekati koefisien OLS pada Tabel 3.

Secara substantif, setiap tambahan satu tahun pendidikan berasosiasi dengan penurunan SID sebesar 0,0185 dan setiap tambahan 1.000 m² lahan berasosiasi dengan penurunan SID sebesar 0,0475, ceteris paribus. Ketiga variabel bebas menjelaskan 42,01% variasi SID (R^2 terkoreksi 34,45%). Korelasi antara pendidikan dan luas lahan sangat rendah (r = 0,03), sehingga multikolinearitas di antara keduanya bukan persoalan.

Tabel 4. Hasil Estimasi Fractional Response GLM (Link Logit, Quasi-Maximum Likelihood) sebagai Uji Ketahanan

No	Variabel Penjelas	Koefisien (β)	SE Robust	z-statistic	P-Value	Kesimpulan
1	Konstanta (β_0)	0,30350	0,36474	0,832	0,405	Tidak Signifikan
2	Pendidikan (EDU)	-0,07929	0,02408	-3,293	< 0,001	Signifikan 1%
3	Luas Lahan (LAND)	-0,0002293	0,0000884	-2,593	0,010	Signifikan 1%
4	Jml Anggota (FAMILY)	0,03337	0,09213	0,362	0,717	Tidak Signifikan

*Catatan: *N = 27. Variabel terikat: SID. Fungsi tautan logit, estimasi quasi-maximum likelihood, SE robust tipe sandwich (koreksi n/(n−1)); p-value dihitung dari distribusi normal baku. Pseudo-R² (1 − deviance/null deviance) = 0,391.*
Sumber: Data Primer Diolah (2025)

Pembahasan

Paradoks Pendidikan dan Konsentrasi Pendapatan Peri-Urban

Temuan hubungan negatif yang signifikan antara tingkat pendidikan dan indeks diversifikasi SID (β = -0,01853) secara sepintas tampak bertentangan dengan asumsi umum bahwa pendidikan mendorong diversifikasi. Namun, dalam konteks ekonomi peri-urban Kota Pekanbaru, temuan ini konsisten dengan kemungkinan adanya spesialisasi produktif berbasis peluang (*demand-pull specialization*) (Barrett et al., 2001), meskipun mekanisme tersebut belum diuji langsung karena motif partisipasi dan pendapatan absolut tidak dianalisis. Kepala rumah tangga dengan tingkat pendidikan lebih tinggi (seperti Sarjana/SMA) memiliki akses modal manusia yang memadai untuk memasuki pekerjaan non-farm formal atau usaha jasa komersial yang menghasilkan tingkat pengembalian finansial tinggi. Tingginya penerimaan dari sektor non-farm tersebut menyebabkan kontribusi penerimaan lain menjadi sangat marjinal, sehingga nilai SID menurun tajam (seperti pada RT-22 dan RT-26). Sebaliknya, petani berpendidikan rendah (SD atau Tidak Sekolah) menghadapi hambatan masuk ke sektor non-farm formal, sehingga cenderung menggabungkan kegiatan buruh cangkul (off-farm), usahatani ubi kayu (on-farm), dan pekerjaan informal non-farm demi memenuhi kebutuhan hidup minimum (*distress-push coping strategy*) (Rasihen et al., 2025), meskipun kondisi keterdesakan tidak diukur langsung.

Pola ini perlu dibaca hati-hati. Rata-rata SID menurun dari 0,489 pada kepala rumah tangga tidak bersekolah, 0,446 (SD), 0,349 (SMP), hingga 0,267 (SMA/SMK dan Sarjana). Namun, hanya satu rumah tangga yang berpendidikan Sarjana (RT-22), dan penurunan pada kelompok SMA ke atas banyak ditopang oleh tiga rumah tangga dengan pendapatan non-farm di atas 90% (RT-21, RT-22, dan RT-26). Mengingat pendidikan dilaporkan sebagai determinan utama diversifikasi dengan arah yang dapat berbeda antarkonteks (Habib et al., 2023), hasil ini tidak boleh digeneralisasi.

Penguasaan Lahan dan Keunggulan Komparatif Usahatani

Hubungan negatif antara luas penguasaan lahan dan SID (β = -0,0000475; setara -0,0475 per tambahan 1.000 m²) mengindikasikan peranan modal alam sebagai basis keunggulan komparatif pertanian. Petani yang menguasai lahan lebih luas (seperti RT-04 dan RT-05 dengan lahan 5.000 m²) memperoleh 80,27%–95,51% pendapatannya dari usahatani jagung dan ubi kayu. Penerimaan bersih dari usahatani tersebut menjadi sangat dominan dalam struktur pendapatan rumah tangga, sehingga mendorong konsentrasi penerimaan pada pilar on-farm.

Rata-rata SID menurun dari 0,420 pada kelompok lahan ≤ 1.000 m² (n = 12) menjadi 0,388 pada kelompok 1.001–2.000 m² (n = 10) dan 0,297 pada kelompok > 2.000 m² (n = 5). Namun, pola ini tidak seragam: tiga dari tujuh rumah tangga dengan lahan < 1.000 m² (RT-21, RT-22, dan RT-26) justru memiliki SID rendah karena lebih dari 90% pendapatannya berasal dari non-farm. Pada lahan yang sangat sempit, sebagian rumah tangga tampak beralih dari usahatani, bukan sekadar menambah sumber pendapatan, sehingga hubungan lahan–SID mungkin tidak linear dan status mereka sebagai "rumah tangga petani" perlu dibaca hati-hati.

Secara kontekstual, kondisi ini diduga berkaitan dengan dinamika rantai pasok lokal komoditas jagung dan ubi kayu di Kota Pekanbaru. Siklus panen jagung yang pendek (3,5 bulan) dan ubi kayu (9 bulan) menghadapkan petani pada fluktuasi harga di tingkat pedagang pengumpul (tengkulak) di pasar-pasar tradisional (seperti Pasar Selasa dan Pasar Panam). Ketidakpastian harga jual (farmgate price volatility) dan risiko kerusakan pascapanen

mendorong petani berlahan sempit (lahan < 1.000 m²) untuk tidak menaruh seluruh sumber daya pada on-farm. Sebagai gantinya, mereka diduga mengambil alokasi kerja harian lepas (off-farm) atau usaha dagang kecil non-farm demi menjaga likuiditas alur kas harian rumah tangga. Sebaliknya, petani berlahan luas diduga memiliki daya tawar yang lebih kuat dan mampu mengatur interval tanam untuk meredam volatilitas harga lokal tersebut. Dugaan ini belum diuji dengan data harga, saluran pemasaran, atau wawancara mendalam.

Hasil ini sejalan dengan literatur yang menempatkan lahan sebagai salah satu determinan utama diversifikasi (Habib et al., 2023) dan dengan temuan Aldio et al. (2026) bahwa diversifikasi di Riau lebih banyak didorong aktivitas non-farm sebagai upaya mengurangi kerentanan. Dengan demikian, SID yang tinggi pada petani berlahan sempit lebih tepat dibaca sebagai indikasi adaptasi terhadap keterbatasan aset fisik daripada penanda akumulasi kekayaan; tanpa data pendapatan total dan guncangan, penafsiran ini tetap bersifat dugaan.

Implikasi Teoretis: Diversifikasi Bukan Sinonim Kesejahteraan

Secara teoretis, hasil penelitian ini memberikan ilustrasi empiris yang sejalan dengan pandangan bahwa Simpson Index of Diversification (SID) adalah ukuran netral mengenai simetri alokasi pendapatan, bukan ukuran kesejahteraan (*welfare measure*) secara langsung (Ellis, 2000; Dagunga et al., 2020). Rumah tangga dengan SID tinggi dapat berada pada kondisi kerentanan ekonomi jika total pendapatannya sangat rendah, sementara rumah tangga dengan SID rendah dapat memiliki tingkat kesejahteraan tinggi jika berspesialisasi pada aktivitas berimbal hasil tinggi. Dengan demikian, penggunaan SID sebagai indikator tunggal keberhasilan program pemberdayaan perlu dihindari. Konsekuensinya, dugaan distress-push dalam penelitian ini memerlukan pengujian lanjutan dengan data pendapatan total, guncangan, dan motif partisipasi.

Implikasi Kebijakan

Berdasarkan temuan empiris yang bersifat eksploratif, perumusan program intervensi pemerintah daerah dan dinas pertanian dapat mempertimbangkan diferensiasi profil rumah tangga petani:

1. **Intervensi Tersegmentasi Berbasis Luas Lahan:**
   Bagi petani berlahan sempit (lahan < 1.000 m²) baik yang berdiversifikasi karena keterdesakan (distress-push) maupun yang telah beralih dominan ke non-farm, kebijakan dapat difokuskan pada peningkatan kapasitas keterampilan non-farm dan akses kredit mikro. Bagi petani berlahan memadai dengan dominasi on-farm, intervensi dapat difokuskan pada penguatan rantai pasok, efisiensi pemasaran tanaman pangan, dan modernisasi teknologi usahatani.
2. **Reorientasi Indikator Evaluasi Pembangunan Pedesaan:**
   Pemerintah tidak boleh menjadikan peningkatan SID sebagai satu-satunya indikator keberhasilan program pemberdayaan, melainkan harus mengombinasikannya dengan indikator tingkat pendapatan total dan ketahanan pangan rumah tangga (Rasihen et al., 2025; Aldio et al., 2026).
3. **Penguatan Akses Pasar dan Infrastruktur Digital:**
   Mengingat lokasi peri-urban yang dekat dengan pusat kota, penguatan akses pasar digital dan informasi harga dapat membantu petani meningkatkan nilai tambah usahatani dan mengurangi ketergantungan pada pekerjaan non-farm berimbal rendah. Rekomendasi ini bersifat normatif dan belum diturunkan langsung dari hasil estimasi.

Keterbatasan Penelitian

Penelitian ini memiliki beberapa keterbatasan empiris: (1) ukuran sampel berfokus pada 27 rumah tangga unik di satu kecamatan peri-urban, sehingga berposisi sebagai studi kasus eksploratif yang memerlukan studi lanjutan berskala sampel lebih luas untuk generalisasi regional; (2) standardisasi pendapatan on-farm dengan siklus operasional (3,5 bulan jagung dan 9 bulan ubi kayu) mengasumsikan lahan digunakan kontinu sepanjang siklus dan tidak memperhitungkan nilai tenaga kerja keluarga, sedangkan pendapatan on-farm dinyatakan sebagai pendapatan bersih dan pendapatan off-farm serta non-farm dicatat sebagaimana dilaporkan responden, sehingga basis pengukurannya belum tentu identik; (3) analisis menggunakan proporsi pendapatan tanpa tingkat pendapatan total, guncangan, atau motif partisipasi, sehingga interpretasi distress-push dan demand-pull bersifat dugaan; (4) terdapat observasi dengan pengaruh tinggi, yaitu RT-22 (satu-satunya berpendidikan Sarjana) serta RT-04 dan RT-05 (lahan 5.000 m^2), sehingga signifikansi koefisien, khususnya luas lahan, perlu dibaca hati-hati; (5) seluruh rumah tangga memiliki minimal dua sumber pendapatan dan dua rumah tangga (RT-22 dan RT-24) memperoleh kurang dari 5% pendapatan dari usahatani, sehingga hasil tidak mewakili rumah tangga petani berspesialisasi tunggal; (6) desain cross-sectional tidak memungkinkan inferensi kausal; serta (7) model regresi belum memasukkan variabel modal sosial, akses infrastruktur digital, usia, dan pengalaman bertani secara eksplisit.

IV. PENUTUP

Kesimpulan

Hasil penelitian menunjukkan bahwa struktur pendapatan rumah tangga petani di Kecamatan Tuah Madani masih didominasi oleh aktivitas on-farm, yaitu pada sebagian besar rumah tangga, dan hampir seluruh rumah tangga mengombinasikan dua hingga tiga pilar penerimaan. Tingkat diversifikasi pendapatan berada pada kategori sedang, dengan variasi struktur penghidupan yang cukup lebar antarrumah tangga. Hasil estimasi regresi menunjukkan bahwa tingkat pendidikan dan luas lahan berhubungan negatif dan signifikan secara statistik terhadap SID, sedangkan jumlah anggota keluarga tidak berhubungan signifikan. Temuan ini mengindikasikan bahwa diversifikasi pendapatan yang lebih tinggi tidak otomatis mencerminkan kesejahteraan yang lebih tinggi; pada penelitian ini diversifikasi lebih tinggi ditemui pada rumah tangga berpendidikan lebih rendah dan berlahan lebih sempit, yang konsisten dengan (namun belum membuktikan) strategi penyebaran risiko (distress-push) akibat keterbatasan lahan.

Saran

Penelitian selanjutnya disarankan untuk memperluas cakupan sampel secara longitudinal, mengintegrasikan analisis spasial dan aksesibilitas pasar, menguji hubungan non-linear antara luas lahan dan SID, serta menambahkan indikator kesejahteraan seperti pendapatan total, ketahanan pangan, dan kerentanan rumah tangga agar dinamika perubahan struktur penghidupan petani peri-urban dapat ditangkap secara lebih komprehensif. Pada tataran kebijakan, intervensi perlu disegmentasikan berdasarkan luas lahan dan orientasi pendapatan, dengan penguatan keterampilan non-farm serta akses kredit mikro bagi petani berlahan sempit yang terdorong melakukan diversifikasi karena tekanan ekonomi, dan penguatan rantai pasok, efisiensi pemasaran, serta modernisasi teknologi usahatani bagi petani berlahan memadai yang masih mengandalkan on-farm. Pemerintah juga disarankan untuk tidak menjadikan peningkatan SID sebagai indikator tunggal keberhasilan program pemberdayaan, melainkan mengombinasikannya dengan indikator pendapatan total dan ketahanan pangan rumah tangga.

DAFTAR PUSTAKA

Aldio, A., Kusumawaty, Y., & Hutabarat, S. (2026). Ketahanan ekonomi rumah tangga pekebun kelapa sawit swadaya dan diversifikasi pendapatan di Desa Bonai Provinsi Riau. *Jurnal Agro Industri Perkebunan, 14*(2), 115–132. https://doi.org/10.25181/jaip.v14i2.4835

Barrett, C. B., Reardon, T., & Webb, P. (2001). Nonfarm income diversification and household livelihood strategies in rural Africa: Concepts, dynamics, and policy implications. *Food Policy, 26*(4), 315–331. https://doi.org/10.1016/S0306-9192(01)00014-8

Dagunga, G., Ehiakpor, D. S., Parry, I. K., & Danso-Abbeam, G. (2018). Determinants of income diversification among maize farm households in the Garu-Tempane District, Ghana. *Review of Agricultural and Applied Economics, 21*(1). https://doi.org/10.22004/ag.econ.281185

Dagunga, G., Ayamga, M., & Danso-Abbeam, G. (2020). To what extent should farm households diversify? Implications on multidimensional poverty in Ghana. *World Development Perspectives, 20*, 100264. https://doi.org/10.1016/j.wdp.2020.100264

De la O Campos, A. P., Admasu, Y., & Davis, B. K. (2025). Land, livelihoods and poverty: Exploring income diversification among agricultural households in developing economies. FAO Agrifood Economics. https://www.fao.org/agrifood-economics/publications/detail/ar/c/1749022/

Ellis, F. (1998). Household strategies and rural livelihood diversification. *Journal of Development Studies, 35*(1), 1–38. https://doi.org/10.1080/00220389808422553

Ellis, F. (2000). *Rural livelihoods and diversity in developing countries*. Oxford University Press.

Habib, N., Ariyawardana, A., & Aziz, A. A. (2023). The influence and impact of livelihood capitals on livelihood diversification strategies in developing countries: A systematic literature review. *Environmental Science and Pollution Research*. https://doi.org/10.1007/s11356-023-27638-2

Long, J. S., & Ervin, L. H. (2000). Using heteroscedasticity consistent standard errors in the linear regression model. *The American Statistician, 54*(3), 217–224.

MacKinnon, J. G., & White, H. (1985). Some heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimators with improved finite sample properties. *Journal of Econometrics, 29*(3), 305–325.

Papke, L. E., & Wooldridge, J. M. (1996). Econometric methods for fractional response variables with an application to 401(k) plan participation rates. *Journal of Applied Econometrics, 11*(6), 619–632. https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6<619::AID-JAE418>3.0.CO;2-1

Rasihen, Y., et al. (2025). Disparitas pola konsumsi rumah tangga petani: Analisis komparatif stabilitas pendapatan dan prioritas pengeluaran pada petani kelapa sawit di Riau dan karet di Jambi. *Jurnal Agribisnis, 27*(1), 45–58.

Simpson, E. H. (1949). Measurement of diversity. *Nature, 163*, 688. https://doi.org/10.1038/163688a0