



APAKAH KEPEMILIKAN ASET MEMPENGARUHI JAM KERJA ANAK DI RUMAH TANGGA PERTANIAN?

Faiz Abdullah Wafi¹ Dhiatira Biananda Apsari²

Article history:

Submitted: 10 Maret 2025

Revised: 19 Maret 2025

Accepted: 20 Mei 2025

Keywords:

Agricultural Households;
Asset Ownership;
Children's Working Hours;
IFLS Data;
Tobit Panel;

Kata Kunci:

Data IFLS;
Jam Kerja Anak;
Kepemilikan Aset;
Rumah Tangga Pertanian;
Tobit Panel;

Koresponding:

Fakultas Ekonomi dan Bisnis
Universitas Indonesia, Jawa
Barat, Indonesia
Email: f.abdullah21@ui.ac.id

Abstract

This study examines the relationship between household asset ownership in agricultural households and children's working hours. This idea is motivated by previous research which revealed that children from agricultural households are at a higher risk of becoming child laborers, although the number of children involved in labor varies depending on the assets owned by the household. The study employs random effect method as the baseline and tobit panel method as an alternative due to censoring issues on panel data from the Indonesia Family Life Survey (IFLS) for the years 2007 and 2014. The results of the study indicate that the greater the assets owned by agricultural households, the higher the likelihood that children will be spared from engaging in work activities. However, the effect varies depending on the amount of assets held by the household. Through subsample analysis, the reduction in children's working hours has a more significant effect on boys, as they are more likely to work in the agricultural sector, compared to girls, who tend to work more in the domestic sphere. These findings underline the importance of policies that support the welfare of agricultural households, which can reduce children's involvement in labor.

Abstrak

Penelitian ini mengulas mengenai hubungan kepemilikan aset rumah tangga pertanian terhadap jam kerja anak. Ide ini termotivasi dari penelitian sebelumnya yang mengungkapkan bahwa anak-anak yang berasal dari rumah tangga pertanian berpotensi menjadi pekerja anak, namun secara jumlah akan bervariasi bergantung pada jumlah aset yang dimiliki oleh rumah tangga pertanian. Penelitian ini menggunakan metode *random effect* sebagai *baseline* dan tobit panel sebagai metode alternatif atas adanya masalah censoring dari data panel *Indonesia Family Life Survey* (IFLS) tahun 2007 dan 2014. Hasil penelitian ini menunjukkan bahwa semakin besar aset yang dimiliki oleh rumah tangga pertanian maka akan semakin tinggi peluang anak terhindar dari aktivitas bekerja, namun efeknya akan bervariasi sesuai dengan jumlah aset yang dimiliki oleh rumah tangga. Sedangkan melalui analisis sub sampel, penurunan jam kerja anak memiliki efek yang lebih besar terhadap anak laki-laki karena kemungkinan bekerja di sektor pertanian yang lebih tinggi dibandingkan anak perempuan yang lebih banyak bekerja pada wilayah domestik. Temuan ini mempertegas pentingnya kebijakan yang mendukung kesejahteraan rumah tangga pertanian, yang dapat mengurangi keterlibatan anak dalam pekerjaan.

PENDAHULUAN

Pekerja anak menjadi fenomena yang umum terjadi di seluruh dunia yang didominasi pada negara-negara berkembang. Menurut International Labor Organization (2002), pekerja anak didefinisikan sebagai segala bentuk kegiatan ekonomi atau nonekonomi yang dilakukan dalam kondisi eksploitatif dan berpotensi membahayakan perkembangan fisik, mental, spiritual, moral, atau sosial anak (De Hoop *et al.*, 2019; Nicolella & Kassouf, 2018; Oryoie *et al.*, 2017). Aktivitas tersebut dianggap dapat menurunkan partisipasi anak dalam kegiatan penting untuk perkembangan mereka, terutama dalam aspek pendidikan. Berdasarkan data survei ketenagakerjaan nasional (Sakernas) bukti eksistensi pekerja anak berdasarkan jumlah di Indonesia dari tahun 2018 hingga 2023 menunjukkan adanya fluktuasi penurunan kecil, yang mungkin dipengaruhi oleh faktor sosial-ekonomi seperti kondisi ekonomi, pendidikan, dan kebijakan ketenagakerjaan. Pada tahun 2018 jumlah pekerja anak mencapai 2,61 juta dan mencapai puncaknya pada tahun 2020 sebesar 3,25 juta kemudian berangsur turun hingga pada tahun 2023 tercatat sebanyak 2,39 juta (Badan Pusat Statistik, 2023b). Melalui persepektif kritis, dapat dikatakan tidak terjadi penurunan yang signifikan pada jumlah anak yang bekerja ini patut diduga karena pengamatan terhadap pekerja anak masih bersifat general. Hal tersebut menjadi urgensi mengapa penting untuk melakukan penelitian terhadap pekerja anak secara mendalam terutama dengan melimitasi pada faktor-faktor dominan yang menyebabkan anak bekerja salah satunya ada pada kajian rumah tangga pertanian. Selain dianggap sebagai produsen pangan tetap, rumah tangga pertanian juga memainkan peran penting dalam struktur ekonomi nasional. Hal ini tercermin dari kontribusinya terhadap Produk Domestik Bruto (PDB) yang menyumbang sebesar 12,53 persen pada tahun 2023, dimana angka ini naik 0,13 persen dari tahun sebelumnya (Badan Pusat Statistik, 2023a). Dari segi jumlah rumah tangga usaha pertanian, menurut data sensus pertanian pada tahun 2023 tercatat sebesar 28,4 juta rumah tangga, angka ini naik 8,74 persen dari tahun 2013 (Erlina & Iskandar, 2023).

Sedangkan terkait dengan kelompok umur, data Badan Pusat Statistik (Badan Pusat Statistik, 2023b) menunjukkan bahwa sebagian besar pekerja anak berasal dari kelompok umur 5-12 tahun (53,52 persen) yang terlibat dalam pekerjaan ringan dengan keterampilan rendah. Pada umur 13-15 tahun, pekerja anak lebih terlibat dalam pekerjaan yang lebih berat dan memerlukan keterampilan lebih tinggi, yang berdampak buruk terhadap perkembangan pendidikan dan keterampilan mereka (Kharisma, 2019; Oryoie *et al.*, 2017). Penurunan proporsi pekerja anak pada kelompok umur 16-17 tahun dapat dipengaruhi oleh peningkatan tingkat pendidikan dan pergeseran anak-anak ke sektor yang lebih formal atau terorganisir. Oleh karena itu, faktor pendidikan berperan dominan dalam menentukan anak bekerja. Jika dilihat dari klasifikasi wilayah, pekerja anak lebih banyak ditemukan di perdesaan (56,48 persen) dibandingkan dengan perkotaan (43,52 persen), sesuai dengan dominannya sektor pertanian dan usaha keluarga di daerah pedesaan (Giri & Singh, 2016). Masalah ini masih menjadi tantangan serius dalam upaya perlindungan hak anak karena pengaruh dari penghidupan dimana pekerja anak sebagian besar tinggal di daerah pedesaan (Ajefu & Massacky, 2023; Basu & Dimova, 2024).

Menurut teori ekonomi tentang pekerja anak yang diperkenalkan oleh Basu dan Van (1998) setidaknya ada dua pengamatan penting yang kemudian menjadi dasar dalam teori-teori selanjutnya. Pertama, sebagian besar keluarga lebih memilih untuk tidak mengirim anak-anak mereka bekerja. Kedua, sebagian besar keluarga yang mengirim anak-anak mereka bekerja melakukannya karena kebutuhan yang mendesak atau keterpaksaan dengan kondisi ekonomi rumah tangga yang buruk. Dengan kata lain, Basu dan Van (1998) tidak berfokus pada majikan yang mungkin bersifat eksploitatif, melainkan pada keputusan keluarga, sehingga lebih menekankan pada sisi penawaran pekerja anak daripada permintaannya. Basu dan Van (1998) mengasumsikan bentuk perekonomian di mana pekerja anak dapat digantikan oleh tenaga kerja dewasa dalam proporsi tertentu, karena pekerja dibayar sesuai dengan produktivitas mereka (pekerja anak diasumsikan memiliki produktivitas rendah daripada pekerja dewasa). Sementara dalam sudut pandang rumah tangga, pekerja anak berhubungan dengan tingkat kemiskinan yang ditransmisikan melalui pendapatan rumah tangga. Penelitian di negara-negara

berkembang menyatakan jika pendapatan maupun aset rumah tangga dapat mempengaruhi keputusan anak untuk bekerja, bagaimana peningkatan pendapatan dan aset rumah tangga dapat menurunkan pekerja anak (Cockburn & Dostie, 2007; Hailu & Girma, 2022).

Senada dengan hal tersebut Edmonds dan Theoharides (2020) menyebutkan penyebab penting hadirnya pekerja anak yang ditransmisikan melalui kemiskinan dapat membuat anak-anak kehilangan kesempatannya di masa depan (Burrone & Giannelli, 2020; Dumas, 2020; Utama & Handayani, 2020). Dapat diilustrasikan ketika anak tumbuh dewasa, anak yang bekerja akan memiliki pendidikan yang terbatas sehingga tidak mampu mengakses pasar tenaga kerja unggul dalam meningkatkan pendapatan mereka yang dapat membuat anak terjebak pada lingkaran setan kemiskinan. Undang-Undang Ketenagakerjaan Nomor 13 Tahun 2003 menyebutkan bahwa pengusaha atau institusi dilarang mempekerjakan anak di bawah umur 18 tahun. Namun penegakan aturan masih menjadi permasalahan, karena banyak pekerja anak yang tinggal di daerah perdesaan tidak termonitor sehingga tidak dapat dilakukan pencegahan. Menurut data Badan Pusat Statistik, anak-anak yang tinggal di wilayah perdesaan dan memiliki keluarga yang bekerja di sektor pertanian memang lebih rentan terlibat dalam pekerjaan anak. Hal ini disebabkan oleh faktor ekonomi keluarga dan tradisi pertanian yang kuat di pedesaan. Pernyataan ini diperkuat dengan data Survei Ketenagakerjaan Nasional (Sakernas) dimana sektor pertanian menyumbang 28 persen pekerja anak yang didominasi pada rentang usia 5-12 tahun sebesar 53,52 persen (BPS, 2023).

Sementara itu, rumah tangga pertanian dihadapkan dengan berbagai kemungkinan terkait dengan strategi penghidupan sehubungan dalam melibatkan anak untuk bekerja. Dengan kondisi yang terbatas, biasanya rumah tangga pertanian memiliki keterbatasan investasi modal manusia, krisis ekonomi, status kesehatan, hingga kepemilikan aset yang mayoritas direpresentasikan dengan tanah yang menyebabkan tidak adanya alternatif pendapatan selain bertani maupun menyewakan tanah (Widiani & Bendesa, 2023). Fenomena tersebut secara tidak langsung berimplikasi pada tingginya volatilitas pendapatan sehingga memiliki konsekuensi munculnya penggunaan pekerja anak sebagai penyangga bagi kehidupan keluarga (Kharisma, 2017).

Karakteristik rumah tangga pertanian yang memiliki aset umumnya mempekerjakan anaknya untuk meningkatkan produktivitas aset yang dimilikinya. Beberapa penelitian menyatakan aset seperti tanah maupun ternak yang dimiliki rumah tangga mampu meningkatkan partisipasi pekerja anak (Bar & Basu, 2009; Bhalotra & Heady, 2003; Hailu & Girma, 2022). Namun, beberapa peneliti lain menemukan bahwa efek pendapatan dari aset rumah tangga dapat meningkatkan kesempatan anak untuk sekolah (Edmonds & Theoharides, 2020; Ramadhani, 2019; Tham-Agyekum *et al.*, 2023). Hal ini dikarenakan aset mampu meningkatkan kapasitas finansial rumah tangga, artinya dengan meningkatnya aset, rumah tangga memiliki lebih banyak sumber daya untuk memenuhi kebutuhannya termasuk biaya pendidikan anak (Ramadhani, 2019).

Dalam beberapa penelitian mengenai pekerja anak setidaknya ada yang memberikan perspektif alternatif seperti Cockburn dan Dostie (2007) yang menggunakan data dari Ethiopia menemukan bukti bahwa permintaan terhadap pekerja anak bervariasi antar rumah tangga, tergantung pada profil aset dan komposisi demografis mereka. Emerson dan Souza (2017) mengembangkan model pekerja anak yang sepenuhnya dinamis untuk menunjukkan bahwa berkurangnya pendidikan pada anak-anak yang bekerja menyebabkan mereka memperoleh pendapatan yang lebih rendah saat dewasa dan lebih mungkin mengirim anak-anak mereka untuk bekerja. Proses ini dapat berulang dari generasi ke generasi, sehingga keluarga dapat terjebak dalam "jebakan pekerja anak".

Fakta bahwa sebagian besar anak-anak yang bekerja di negara berkembang terlibat dalam sektor pertanian dan usaha yang dikelola oleh rumah tangga mendorong pemodelan keputusan dalam konteks rumah tangga petani (Ahmad *et al.*, 2020; Aminu *et al.*, 2022; Hailu & Girma, 2022). Meskipun tidak secara khusus berfokus pada pekerja anak, model rumah tangga petani yang relevan telah banyak dibahas dalam literatur adalah model Rosenzweig dan Wolpin (1985) yang menggunakan *overlapping generation* model dengan menggabungkan *returns to specific experience*, untuk menunjukkan bahwa

keberadaan keluarga besar lebih menguntungkan dibandingkan dengan mempekerjakan tenaga kerja eksternal. Model *canonical* dari rumah tangga pertanian yang sekaligus mengonsumsi dan memproduksi mungkin diusulkan oleh Strauss (1986), kemudian Benjamin (1992) memperluas model tersebut dengan menunjukkan bahwa keputusan konsumsi dan produksi rumah tangga pertanian bersifat terpisah dengan asumsi bahwa pasar tenaga kerja berfungsi secara sempurna, yang membuat total penggunaan tenaga kerja di pertanian rumah tangga akan independen dari komposisi rumah tangga. Namun, jika pasar tenaga kerja tidak sempurna, pemisahan ini tidak berlaku, dan penggunaan tenaga kerja pertanian menjadi fungsi dari komposisi rumah tangga.

Kondisi ketidaksempurnaan pasar relevan dengan strategi dalam menempatkan pekerja anak sebagai penyangga atau *buffer stock* dalam rumah tangga pertanian dengan melakukan proses *consumption smoothing* (Beegle *et al.*, 2003). Ini menggambarkan bahwa rumah tangga yang memiliki pekerja anak dianggap rentan dalam melindungi dirinya dari guncangan ekonomi. Dapat diartikan juga bahwa rumah tangga pertanian memiliki keterbatasan dalam mengakses perlindungan sehingga satu-satunya hal yang dapat diandalkan dalam perekonomian rumah tangga pertanian selain pekerja anak adalah kepemilikan aset. Namun penelitian dari Bhalotra & Heady (2003) menganggap jika posisi kepemilikan aset terhadap prevalensi pekerja anak memiliki posisi yang tidak jelas karena dengan aset yang relatif kecil rumah tangga tidak mampu secara signifikan mengurangi prevalensi pekerja anak. Dengan mengasumsikan fungsi utilitas rumah tangga sebagai berikut:

$$\text{Max } U = f(c, t) \dots \dots \dots (1)$$

Dimana c direpresentasikan sebagai total konsumsi barang dan jasa rumah tangga, dan t adalah total waktu yang dialokasikan anak untuk bekerja. Dapat diasumsikan jika anak memiliki waktu yang sama dengan orang dewasa sebanyak 24 jam yang kemudian terbagi atas waktu untuk bekerja, bersekolah dan aktivitas *leisure* atau digunakan untuk istirahat. Dengan kondisi tersebut fungsi utilitas rumah tangga akan memiliki nilai positif:

$$\frac{\partial U}{\partial c} \geq 0 \text{ dan } \frac{\partial U}{\partial t} \geq 0 \dots \dots \dots (2)$$

Pada persamaan (2) menjelaskan jika total konsumsi barang dan jasa serta alokasi waktu anak untuk bekerja dapat meningkatkan utilitas rumah tangga. Semakin tinggi waktu yang dialokasikan anak untuk bekerja maka produktivitas rumah tangga pertanian akan meningkat yang menyebabkan pendapatan mereka juga bertambah. Sehingga dengan peningkatan pendapatan tersebut rumah tangga dapat mengonsumsi barang dan jasa lebih banyak dan mampu meningkatkan utilitasnya. Dengan asumsi pekerja anak yang diderivasi oleh rumah tangga miskin, maka kondisi tersebut hanya berlaku pada rumah tangga pertanian yang melibatkan anak bekerja. Dengan memaksimalkan utilitas di atas, maka keputusan rumah tangga akan bergantung pada *budget constraint* dan waktu. Rumah tangga yang terkendala dengan anggaran tidak dapat mengonsumsi barang dan jasa diluar batas pendapatan mereka yang terdiri dari upah pekerja dewasa w_a dan pekerja anak w_c . Fungsi kendala dapat ditulis sebagai berikut:

$$P_c c + P_t t \leq w_a + w_c \dots \dots \dots (3)$$

$$P_c c + P_t t \leq i \dots \dots \dots (4)$$

P_c merupakan total biaya yang dikeluarkan untuk mengonsumsi barang dan jasa oleh rumah tangga, sedangkan P_t adalah waktu yang dialokasikan untuk bekerja. Sementara w_a merupakan pendapatan yang didapatkan oleh pekerja dewasa dan w_c adalah pendapatan tambahan yang didapatkan oleh pekerja anak. Sementara itu, pendapatan rumah tangga atau gabungan pendapatan pekerja dewasa dan anak akan dipengaruhi oleh aset rumah tangga (Hailu & Girma, 2022).

$$\text{Max } U = f(c, t) \text{ s. t. } P_c c + P_t t \leq i \dots \dots \dots (5)$$

Untuk memaksimalkan model di atas maka akan digunakan *lagrange multiplier* dengan penyelesaian sebagai berikut:

$$\mathcal{L} = f(c, t) + \lambda(i - P_c c - P_t t) \dots \dots \dots (6)$$

Untuk mendapatkan *first order condition*, maka akan diturunkan sebagai berikut:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial c} = \frac{\partial U}{\partial c} - \lambda P_c = 0 \dots \dots \dots (7)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial t} = \frac{\partial U}{\partial t} - \lambda P_t = 0 \dots \dots \dots (8)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \lambda} = i - P_c c - P_t t = 0 \dots \dots \dots (9)$$

Dapat diperoleh fungsi total permintaan konsumsi barang dan jasa untuk waktu bekerja anak adalah $t = f(i, P_c, P_t)$. Waktu bekerja anak akan dipengaruhi oleh besarnya anggaran yang dikeluarkan untuk konsumsi barang dan jasa dan juga kepemilikan aset rumah tangga. Sehingga hubungan kepemilikan aset rumah tangga terhadap pekerja anak akan mempengaruhi produktifitas rumah tangga tersebut di sektor pertanian.

Berdasarkan latar belakang tersebut, tujuan dari penelitian ini adalah untuk membuktikan secara empiris mengenai apakah kepemilikan aset justru dapat mendorong peningkatan jam kerja anak dalam rumah tangga pertanian. Hipotesis ini didasarkan pada pemikiran bahwa meskipun peningkatan aset dapat meningkatkan kapasitas finansial rumah tangga, hal ini berpotensi dalam peningkatan kebutuhan terhadap tenaga kerja tambahan di sektor pertanian keluarga. Sementara bagi rumah tangga pertanian yang memiliki hambatan untuk merekrut tenaga kerja eksternal pada gilirannya justru dapat meningkatkan jumlah jam kerja anak. Penelitian ini berkontribusi pada literatur dengan menelaah secara empiris hubungan antara aset rumah tangga terhadap pekerja anak yang ditransmisikan melalui total jam kerja anak dalam satu rumah tangga. Berbeda halnya dengan penelitian sebelumnya, yang mengestimasi variabel pekerja anak menggunakan dummy bekerja atau tidak, penelitian ini menggunakan variabel kontinyu dalam melihat efek langsung bagaimana aset berpengaruh kepada jam kerja anak. Melengkapi narasi kemiskinan yang menjadi transmisi umum terhadap pekerja anak, penelitian ini mengeksplorasi peran kepemilikan aset dalam fenomena pekerja anak. Pekerja anak yang disebabkan oleh faktor kekayaan dapat dianggap sebagai kasus potensial dari pengabaian terhadap anak.

METODE PENELITIAN

Penelitian ini menggunakan data panel dari IFLS dua gelombang, yaitu gelombang 4 dan 5. Variabel independen utama yang digunakan berupa total nilai aset yang dimiliki oleh rumah tangga pertanian dalam bentuk rupiah. Alasannya adalah pada dua gelombang awal IFLS survei hanya difokuskan pada kesehatan, pendidikan dan kondisi ekonomi dasar belum mencakup pertanian (Strauss *et al.*, 2016; Thomas *et al.*, 2001). Oleh karena itu, dengan menggunakan data panel dari rentang tahun 2007 hingga 2014 penelitian ini akan memlimitasi kepemilikan aset pada rumah tangga pertanian yang erat sekali dengan keputusan anak bekerja di Indonesia. Sementara data IFLS dipilih karena memiliki karakteristik yang kuat dengan atrisi dari baseline survei hingga gelombang 5 sebesar 16,33 persen, serta karena informasi yang tersedia lebih lengkap seperti variabel jumlah jam kerja anak yang menjadi variabel dependen pada penelitian ini yang tidak tersedia pada data panel lainnya, seperti Demographic Health Survey (IDHS) dan Survei Sosial Ekonomi Nasional (Susenas) panel pada periode 2005-2008 (Dartanto *et al.*, 2020; Moeis *et al.*, 2020). Sementara pada variabel dependen, penelitian ini merujuk pada anak yang memiliki usia 4-14 tahun (Kharisma *et al.*, 2022). Anak dianggap bekerja pada definisi standar yaitu anak terlibat dalam aktivitas bekerja sekurang-kurangnya 1 jam per minggu (Badan Pusat Statistik, 2023b); (Badan Pusat Statistik, 2023). Dalam rumah tangga pertanian, aktivitas pekerja anak

mencakup kegiatan di sektor pertanian dan kegiatan domestik lainnya yang sering kali dibebankan kepada anak perempuan seperti memasak, membersihkan rumah hingga menjaga adiknya tanpa melihat bentuk pekerjaan apakah itu berbahaya bagi anak atau tidak. Variabel dependen berupa jam kerja anak dipandang memberikan gambaran yang kontekstual dan koheren dibandingkan dengan variabel *dummy* bekerja atau tidak. Selain itu, variabel yang bersifat kontinu dipandang memiliki kejelasan interpretasi dibandingkan dengan variabel *dummy*.

Dari sisi model ekonometrika, penelitian ini menggunakan model panel data *random effect* karena dianggap memberikan estimasi yang lebih efisien dibandingkan dengan *fixed effect*, karena tidak menghilangkan variasi antar individu. Alasan lainnya mengapa *Ordinary Least Square* (OLS) tidak dipilih karena dapat menimbulkan masalah serius terkait dengan asumsi independensi dan identifikasi antara variabel independen dan *error term*. Dalam konteks data panel, ada kemungkinan adanya efek yang tidak terobservasi yang berhubungan dengan level observasi (individu/rumah tangga) yang dapat mempengaruhi hasil estimasi, seperti karakteristik rumah tangga yang tidak tercatat. Oleh karena itu, model OLS tidak dapat menangani heterogenitas yang dengan baik, yang bisa menghasilkan estimasi yang bias dan tidak efisien. Penggunaan *random effect* juga dijustifikasi oleh Uji Hausman dengan probabilitas atau p-value sebesar 0,3042 yang mengartikan *random effect* lebih dapat diterima dalam model ini dibandingkan *fixed effect* (Choi et al., 2023; Kaddoura & Westerlund, 2023; Pacifico, 2023). Selain itu model *random effect* juga memungkinkan penggunaan informasi dari variasi antar individu yang tidak dihilangkan, sedangkan *fixed effect* hanya menggunakan variasi dalam individu itu sendiri. Dengan kata lain, *random effect* lebih banyak memanfaatkan informasi yang ada dalam data panel (Teixeira & Queirós, 2016; Wooldridge, 2002). Sementara itu model yang digunakan pada penelitian ini adalah:

$$Child_{it} = \beta_0 + \beta_1 TotalAset_{it} + \beta_2 Total_Children_School_{it} + \beta_3 Total_Children_{it} + \beta_4 Total_Daughter_{it} + \beta_5 Ave_AgeChildren_{it} + \beta_6 Yos_HeadHouseholds_{it} + \beta_7 Member_Households_{it} + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots (10)$$

Dimana $Child_{it}$ adalah variabel dependen yang direpresentasikan dengan jumlah jam kerja anak dalam rumah tangga, $TotalAset_{it}$ adalah variabel independen yang diukur dengan kepemilikan aset secara nominal dalam bentuk rupiah oleh rumah tangga. Variabel $TotalAset_{it}$ dibentuk berdasarkan kepemilikan aset rumah tangga selain tanah pertanian yang terdiri dari: aset berupa bangunan yang merujuk pada rumah atau bangunan lain yang dimiliki oleh rumah tangga selain rumah utama yang mereka tinggali, aset tanah yang tidak digunakan untuk kegiatan pertanian, kendaraan (mobil, motor dan kendaraan lainnya) yang merupakan representasi aset bergerak, peralatan rumah tangga (televisi, kulkas, dan alat elektronik atau teknologi lainnya), tabungan atau deposit yang berbentuk aset finansial likuid, dan aset perhiasan atau barang berharga lainnya. Secara keseluruhan, keberadaan dan jumlah aset-aset tersebut menggambarkan kapasitas finansial rumah tangga untuk mengurangi ketergantungan pada anak-anak dalam menjalankan kegiatan pertanian. Rumah tangga yang memiliki lebih banyak aset non-pertanian atau aset bernilai tinggi cenderung tidak perlu melibatkan anak-anak mereka dalam kerja pertanian sebanyak rumah tangga yang lebih miskin atau lebih bergantung pada hasil pertanian untuk pendapatan mereka. Oleh karena itu, dalam konteks pertanian, semakin banyak aset yang dimiliki rumah tangga, semakin kecil kemungkinan anak-anak mereka bekerja di sektor pertanian, yang tercermin dalam berkurangnya jam kerja anak. $Total_Children_School_{it}$ merupakan variabel kontrol berupa jumlah anak yang bersekolah dalam rumah tangga, $Total_Children_{it}$ adalah jumlah anak dalam rumah tangga, $Total_Daughter_{it}$ yaitu jumlah anak perempuan dalam rumah tangga, $Ave_AgeChildren_{it}$ merupakan rata-rata umur anak pada rumah tangga, $Yos_HeadHouseholds_{it}$ adalah karakteristik orang tua berupa lama bersekolah kepala rumah tangga dan $Member_Households_{it}$ adalah jumlah anggota rumah tangga.

Sedangkan untuk menguji *robustness* pada model, penelitian ini menggunakan metode tobit panel dengan melakukan sensor bawah pada variabel dependen. Hal ini didasarkan pada asumsi jika variabel

dependen yang digunakan dalam penelitian ini menghadapi masalah tertentu (misalnya, jam kerja anak tidak dapat bernilai negatif atau ada batas atas tertentu), maka model tobit lebih tepat untuk digunakan. Model Tobit digunakan ketika ada sensor dalam variabel dependen, yaitu ketika data terbatas oleh batasan atas atau bawah. Ini bisa terjadi jika ada jam kerja yang sangat rendah atau jam kerja yang tidak melebihi batas tertentu, dan random effect tidak mampu menangani masalah seperti ini dengan baik. Sehingga untuk mengatasi data *outlier* tersebut metode tobit relevan dan cocok digunakan (Holloway *et al.*, 2004; Wooldridge, 2002). Pada model variabel dependen terbatas dengan struktur yang disensor, maka persamaan model ekonometrika dinyatakan sebagai berikut:

$$Child_{it} = \begin{cases} Child_{it}^* = a + \beta X + \varepsilon, & Child_{it}^* > a \\ 0, & Child_{it}^* \leq a \end{cases} \dots\dots\dots (11)$$

Di antara keunggulan model tobit panel antara lain sangat cocok dengan data *outlier* yang dapat ditemukan dalam banyak kasus ekonomi salah satunya pada penelitian ini, di mana pada variabel dependen terjadi variasi besar dalam karakteristik rumah tangga seperti kondisi rumah tangga yang memiliki jam kerja anak yang tinggi karena faktor ekonomi atau sosial tertentu, sedangkan rumah tangga lainnya tidak memiliki jam kerja anak karena tidak sedang bekerja (karena sifat pertanian musiman) pada saat survei dilakukan di interval waktu tertentu. Model tobit panel dapat mengatasi masalah data panel dengan pengaruh efek individu atau rumah tangga dan waktu, serta mampu memberikan estimasi yang lebih efisien dibandingkan dengan model regresi panel jika ada masalah *sensoring*. Meski begitu, tobit panel juga memiliki kekurangan misalnya mengasumsikan jika *error term* mengikuti distribusi normal, jika asumsi ini terlanggar maka hasilnya bisa bias, ditambah lagi dengan tingkat kesulitan dalam menginterpretasikan model tobit panel karena adanya *sensoring*. Meski begitu, metode tobit panel dapat menjadi alternatif untuk melihat efek selektifitas total aset yang dimiliki rumah tangga pertanian terhadap jam kerja anak pada level rumah tangga dengan kondisi serta konteks yang berbeda-beda. Selain model tambahan, penelitian ini juga mempertimbangkan efek gender pada variabel dependen melalui analisis heterogenitas (Barkowski *et al.*, 2020). Pada banyak kasus, peran gender dapat mempengaruhi waktu yang dihabiskan anak-anak untuk bekerja. Oleh karena itu, hubungan antara faktor-faktor tertentu, seperti total aset yang dimiliki rumah tangga pertanian dapat berbeda antara anak laki-laki dan perempuan. Misalnya, anak laki-laki mungkin lebih sering terlibat dalam pekerjaan yang berkaitan aktivitas di luar rumah, sementara anak perempuan mungkin lebih banyak terlibat dalam pekerjaan domestik. Dengan membagi analisis menjadi sub-sampel berdasarkan gender, peneliti dapat mengidentifikasi perbedaan pengaruh total aset rumah tangga terhadap jam kerja anak berdasarkan perbedaan gender.

Tabel 1.
Definisi Operasional Variabel

Variabel	Deskripsi	Sumber Data	Catatan
$Child_{it}$	Total jam kerja anak	IFLS wave 4 dan 5	Menunjukkan agregat jumlah jam kerja anak per minggu dalam rumah tangga.
$TotalAset_{it}$	Total aset yang dimiliki rumah tangga pertanian (Rupiah)	IFLS wave 4 dan	Ini menunjukkan jumlah agregat dalam rupiah total aset yang dimiliki rumah tangga pertanian. Total aset ini terdiri dari nilai beberapa aset berikut: bangunan selain rumah yang ditempati, tanah yang tidak digunakan untuk kegiatan pertanian, kendaraan (mobil, motor dan kendaraan lainnya), peralatan rumah tangga (televisi, kulkas, dan alat elektronik atau teknologi lainnya), tabungan atau deposit yang berbentuk aset finansial likuid, dan aset perhiasan atau barang berharga lainnya.

Variabel	Deskripsi	Sumber Data	Catatan
<i>Total_Children_School_{it}</i>	Jumlah anak yang bersekolah	IFLS wave 4 dan 5	Jumlah anak dalam rumah tangga yang masih berstatus sekolah atau sebagai murid.
<i>Total_Children_{it}</i>	Jumlah anak	IFLS wave 4 dan 5	Jumlah anak dalam rumah tangga yang tinggal bersama.
<i>Total_Daughter_{it}</i>	Jumlah anak perempuan	IFLS wave 4 dan 5	Jumlah anak perempuan dalam rumah tangga.
<i>Ave_AgeChildren_{it}</i>	Rata-rata umur anak	IFLS wave 4 dan 5	Rata-rata usia anak dalam rumah tangga. Ini dihitung dengan menjumlahkan usia semua anak dalam rumah tangga dan membaginya dengan total jumlah anak.
<i>Yos_HeadHouseholds_{it}</i>	Lama bersekolah kepala rumah tangga	IFLS wave 4 dan 5	Jumlah tahun pendidikan yang diselesaikan oleh kepala rumah tangga.
<i>Member_Households_{it}</i>	Jumlah anggota rumah tangga	IFLS wave 4 dan 5	Jumlah anggota rumah tangga.

Sumber: Data IFLS Diolah, 2025

HASIL DAN PEMBAHASAN

Statistik deskriptif yang disajikan pada Tabel 2 menunjukkan rata-rata jumlah anak per rumah tangga sebesar 3,607 dengan deviasi standar 8,655 yang mengindikasikan variasi yang cukup besar dalam jumlah anak antar rumah tangga. Nilai minimum 0 dan maksimum 105 menunjukkan adanya variasi jumlah jam kerja antar rumah tangga. Variabel total aset memiliki rata-rata 166 juta dengan deviasi standar 536 juta, menunjukkan ketimpangan yang signifikan dalam kepemilikan aset rumah tangga pertanian, di mana beberapa rumah tangga memiliki aset yang sangat besar sementara lainnya tidak memiliki aset sama sekali. Hal ini mencerminkan ketidakmerataan ekonomi yang cukup tinggi di antara rumah tangga yang diamati. Variabel total aset dalam bentuk Rupiah memberikan pengaruh langsung terhadap kapasitas finansial rumah tangga, misalnya untuk melakukan investasi, membeli peralatan, atau mengelola resiko. Dalam banyak analisis sosial-ekonomi, perbedaan dalam nilai aset rumah tangga cenderung lebih mudah diinterpretasikan ketika ditampilkan dalam angka nominal daripada dalam bentuk logaritma. Kedua, variabel jumlah anak yang berstatus sekolah memberikan gambaran tentang partisipasi pendidikan anak. Rata-rata jumlah anak yang bersekolah adalah 1,38 dengan deviasi standar 1,05 sementara rata-rata jumlah anak per rumah tangga adalah 1,43 dengan deviasi standar 0,54. Ini menunjukkan bahwa sebagian besar rumah tangga memiliki sekitar 1-2 anak, dan sebagian besar anak-anak tersebut bersekolah. Namun, variasi dalam jumlah anak yang bersekolah (dari 0 hingga 10) mengindikasikan adanya perbedaan dalam akses pendidikan. Sedangkan rata-rata usia anak adalah 7,89 tahun dengan rentang usia 4 hingga 14 tahun, yang mencerminkan bahwa sebagian besar anak-anak berada dalam jenjang pendidikan sekolah dasar dan sekolah menengah pertama.

Variabel selanjutnya lama bersekolah kepala rumah tangga memiliki rata-rata 11,26 tahun dengan deviasi standar 4,80 yang menunjukkan bahwa sebagian besar kepala rumah tangga memiliki pendidikan setara Sekolah Menengah Atas (SMA) atau sederajat. Namun, rentang nilai dari 0 hingga 22 tahun menunjukkan variasi yang cukup besar dalam tingkat pendidikan kepala rumah tangga, di mana beberapa tidak memiliki pendidikan formal sama sekali, sementara yang lain mungkin telah menyelesaikan pendidikan tinggi. Tingkat pendidikan orang tua menjadi kontrol pada penelitian ini dikarenakan tingkat pendidikan orang tua sering dikaitkan dengan kesejahteraan rumah tangga dan mobilitas sosial (Becker, 2019; Becker *et al.*, 2018). Artinya, tingkat pendidikan orang tua menjadi salah satu variabel yang mempengaruhi keputusan rumah tangga dalam mempekerjakan anak (Blåka & Jacobsen, 2024). Terakhir, rata-rata jumlah anggota rumah tangga adalah 3,94 dengan deviasi standar 1,30 yang

mencerminkan ukuran rumah tangga yang relatif kecil hingga sedang. Secara keseluruhan, statistik deskriptif ini memberikan gambaran awal tentang keragaman dan ketimpangan dalam karakteristik demografis dan ekonomi rumah tangga di Indonesia (World Bank, 2022).

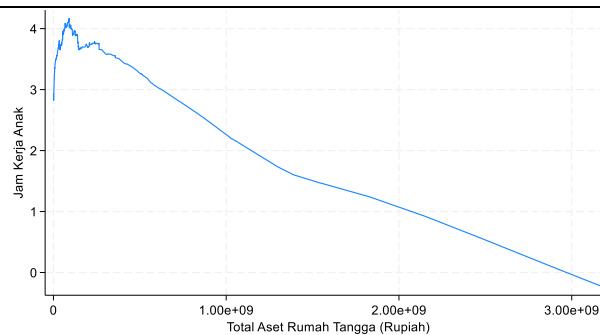
Tabel 2.
Statistik Deskriptif

Variabel	Obs	Rata-rata	Std. dev.	Minimal	Maksimal
<i>Child_{it}</i>	922	3,607	8,655	0	105
<i>TotalAset_{it}</i>	922	166.000.000	536.000.000	0	6.230.000.000
<i>Total_Children_School_{it}</i>	922	1,381	1,051	0	10
<i>Total_Children_{it}</i>	922	1,429	0,537	1	4
<i>Total_Daughter_{it}</i>	922	0,690	0,636	0	3
<i>Avg_AgeChildren_{it}</i>	922	7,888	2,962	5	14
<i>Yos_HeadHouseholds_{it}</i>	922	11,262	4,798	0	22
<i>Member_Households_{it}</i>	922	3,939	1,297	0	9

Sumber: Data IFLS Diolah, 2025

Gambar 1 menunjukkan pola bagaimana rumah tangga dengan total aset yang lebih tinggi cenderung memiliki anak-anak yang bekerja lebih sedikit. Fenomena ini dapat dijelaskan melalui beberapa teori dalam ekonomi ketenagakerjaan, yang menunjukkan bahwa rumah tangga yang lebih kaya memiliki lebih banyak sumber daya untuk mendukung kebutuhan anak-anak mereka, termasuk pendidikan dan kegiatan non-kerja lainnya. Dalam konteks ini, rumah tangga dengan lebih banyak aset mungkin memiliki akses yang lebih baik pada institusi pendidikan dan peluang lain yang mengurangi kebutuhan untuk melibatkan anak-anak dalam pekerjaan ekonomi. Penelitian sebelumnya yang berkaitan dengan hubungan aset rumah tangga dan jam kerja anak, seperti yang ditemukan dalam literatur tentang ekonomi pembangunan, sering menunjukkan bahwa keberadaan aset, seperti tanah, rumah, atau tabungan, berperan dalam mengurangi ketergantungan anak-anak terhadap pekerjaan di luar rumah. Dengan kata lain, semakin besar aset rumah tangga, semakin kecil kemungkinan anak-anak harus bekerja untuk membantu ekonomi keluarga.

Namun, jika diamati lebih detail ada sebuah fenomena yang menunjukkan sebuah puncak pada nilai total aset yang sangat rendah, bagaimana jam kerja anak masih relatif tinggi, sebelum akhirnya menurun secara signifikan. Hal ini dapat diinterpretasikan bahwa pada rumah tangga dengan aset yang terbatas tidak mampu menghindarkan anak-anak mereka dari aktivitas pekerjaan. Hal ini disebabkan oleh kebutuhan ekonomi yang mendesak yang kemudian harus mengikutsertakan anak-anak untuk bekerja. Gambar 1 juga menunjukkan hubungan nonlinier antara kepemilikan aset terhadap jam kerja yaitu setelah nilai aset mencapai titik tertentu, peningkatan aset rumah tangga mulai menunjukkan pengaruh yang lebih besar dalam mengurangi jumlah jam kerja anak. Meskipun hubungan terlihat nonlinear pada gambar 1, namun model linear yang sederhana tetap dianggap cukup dalam menjelaskan hubungan tersebut. Misalnya, jika perubahan aset besar hanya terjadi pada titik-titik tertentu dan efeknya tidak terlalu kuat di luar titik tersebut, model linear akan dipilih. Dalam konteks rumah tangga pertanian fenomena ini dapat dijelaskan dengan adanya kepemilikan aset yang diwariskan secara turun temurun terutama pada aset yang direpresentasikan berupa tanah (Holden *et al.*, 2013).



Sumber: Data IFLS diolah, 2025

Gambar 1. Hubungan Total Aset Rumah Tangga terhadap Total Jam Kerja Anak (2007-2014)

Sementara itu, Tabel 3 menyajikan hasil estimasi empiris pada model baseline menggunakan dua pendekatan, yaitu *fixed effect* (FE) dan *random effect* (RE), untuk menganalisis faktor-faktor yang memengaruhi jam kerja anak berdasarkan data panel dari tahun 2007 hingga 2014. Dalam analisis regresi panel, perbandingan antara FE dan RE sering dilakukan untuk melihat variasi antar rumah tangga selama periode waktu tertentu. Misalnya model FE mengasumsikan jika perbedaan antar rumah tangga dalam data panel dapat dihubungkan dengan faktor yang tidak teramati yang tetap konstan sepanjang waktu untuk setiap rumah tangga. Dalam model ini, variasi rumah tangga yang tidak teramati dianggap sebagai faktor tetap yang perlu diperhitungkan sehingga model ini cocok digunakan jika perbedaan antar rumah tangga dalam data memiliki hubungan erat dengan variabel independen. Sedangkan pada model RE variasi antar rumah tangga dalam data panel dianggap bersifat acak dan tidak terkait dengan variabel independen. Setelah dilakukan Uji Hausman, menunjukkan p-value sebesar 0,3042 yang menyatakan bahwa model RE lebih efisien dan cocok pada estimasi empiris berikut.

Nilai koefisien total kepemilikan aset rumah tangga dalam Rupiah menunjukkan nilai negatif dan signifikan sebesar -0,001. Nilai koefisien tersebut mengartikan bahwa peningkatan total aset rumah tangga berkorelasi dengan penurunan jam kerja anak. Hal ini mengindikasikan bahwa rumah tangga dengan aset yang lebih besar cenderung mengurangi ketergantungan pada pekerja anak, argumen ini didasari atas alasan bahwa rumah tangga yang memiliki sumber pendapatan yang lebih stabil tidak ingin anaknya bekerja dan lebih memilih mengirimkan anaknya untuk bersekolah (Basu & Dimova, 2024). Temuan ini sejalan dengan teori ekonomi yang menyatakan bahwa kepemilikan aset dapat meningkatkan kesejahteraan rumah tangga dan mengurangi tekanan ekonomi yang memaksa anak untuk bekerja. Selain itu, model pengambilan keputusan untuk melibatkan anak bekerja atau tidak dalam rumah tangga pertanian umumnya digunakan dalam analisis pekerja anak. Model pengambilan keputusan ini terbagi dalam dua kategori besar, yaitu model di mana anak-anak tidak memiliki daya tawar dan model anak-anak memiliki nilai intrinsik dalam keluarga. Dalam model di mana anak-anak tidak memiliki daya tawar dalam rumah tangga, orang tua membuat keputusan berdasarkan kepentingan mereka tanpa memperhatikan dampaknya pada anak (Bar & Basu, 2009).

Pada variabel lain yang bernilai signifikan secara statistik, jumlah anak dalam rumah tangga dan jumlah anak yang bersekolah memberikan dampak yang berbeda-beda pada perubahan jam kerja anak. Pada variabel jumlah anak, peningkatan jumlah anak justru mampu meningkatkan jam kerja anak secara rata-rata. Rumah tangga yang memiliki anak dalam kondisi bersekolah mampu menurunkan jam kerja anak. Hal ini menyatakan bahwa rumah tangga yang mengirimkan anaknya sekolah mempertimbangkan *discount factor* di masa depan yaitu menginginkan adanya perubahan perekonomian di rumah tangga mereka dengan harapan adanya peningkatan pendapatan meskipun harus mengorbankan pekerjaan mereka di sektor pertanian dengan melakukan transisi keluar. Sedangkan pada variabel rata-rata umur anak mendeskripsikan bahwa semakin bertambah usia anak maka akan terjadi peningkatan pada jam kerja anak.

Temuan empiris tersebut memberikan wawasan penting tentang bagaimana aset rumah tangga dan faktor-faktor lain mempengaruhi jam kerja anak. Dalam diskursus ekonomi ketenagakerjaan, pekerja anak sering dipandang sebagai hasil dari kemiskinan dan keterbatasan sumber daya ekonomi rumah tangga. Kepemilikan aset yang lebih besar, seperti yang ditunjukkan oleh koefisien negatif dan signifikan dapat berfungsi sebagai mekanisme perlindungan yang mengurangi ketergantungan rumah tangga pada pendapatan yang dihasilkan oleh anak. Aset dapat memberikan stabilitas ekonomi, memungkinkan rumah tangga untuk menginvestasikan lebih banyak sumber daya dalam pendidikan anak daripada mempekerjakan mereka. Selain itu, temuan bahwa jumlah anak yang bersekolah berkorelasi negatif dengan jam kerja anak menguatkan pentingnya kebijakan yang mendukung akses pendidikan. Pendidikan tidak hanya meningkatkan modal manusia di masa depan tetapi juga mengurangi insiden pekerja anak. Di sisi lain, rumah tangga dengan jumlah anak yang lebih besar cenderung menghadapi tekanan ekonomi yang lebih tinggi, yang dapat memaksa anak-anak untuk bekerja. Hal ini menyoroti perlunya kebijakan sosial yang mendukung rumah tangga besar, seperti bantuan tunai bersyarat atau program pengurangan beban tanggungan pada rumah tangga pertanian.

Tabel 3.
Hasil Estimasi Empiris (Model Baseline)

Variabel Dependen: Jam Kerja Anak	Panel Data (2007-2014)	
	Fixed Effect	Random Effect
<i>TotalAset_{it}</i>	-0,001*** (-3,94)	-0,001*** (-5,68)
<i>Total_Children_School_{it}</i>	-3,381*** (-2,83)	-2,594** (-2,46)
<i>Total_Children_{it}</i>	8,659*** (3,50)	8,051*** (3,64)
<i>Total_Daughter_{it}</i>	0,0896 (0,06)	0,491 (0,36)
<i>Avg_AgeChildren_{it}</i>	0,691*** (5,25)	0,807*** (5,29)
<i>Yos_HeadHouseholds_{it}</i>	-0,157 (-1,11)	-0,0135 (-0,28)
<i>Member_Households_{it}</i>	-0,252 (-0,84)	-0,0449 (-0,21)
<i>Constant</i>	-8,376** (-2,57)	-11,28*** (-4,76)
<i>Observation</i>	922	922
<i>R-Square</i>	0,138	0,129
<i>Hausman</i>	(p-value= 0,3042)	

Catatan: Angka dalam kurung merupakan t-statistics. Tanda *, **, *** merujuk pada tingkat signifikansi, masing-masing 10%, 5%, dan 1%.

Sumber: Data IFLS diolah, 2025

Tidak hanya berhenti pada analisis panel *random effect*, penelitian ini mempertimbangkan adanya potensi *outlier* bawah yang dapat mempengaruhi hasil estimasi terutama ketika variabel dependen mengalami *sensoring*. *Sensoring* terjadi ketika nilai pada variabel dependen tidak dapat diamati dengan distribusi nilai di bawah ambang batas atau terlalu banyak terdistribusi di angka nol, untuk mengatasi masalah ini model *random effect* tidak dapat memberikan estimasi yang konsisten dan tepat karena mengabaikan karakteristik data. Oleh karena itu, metode tobit panel dianggap lebih *robust* dalam mengatasi masalah ini. Pada tabel 4 hasil empiris menggunakan tobit panel membuktikan adanya konsistensi hasil empiris dengan model *random effect* yang telah diuji sebelumnya. Kedua model ini menunjukkan pola yang serupa dalam hal pengaruh variabel-variabel seperti total aset rumah tangga, jumlah anak yang bersekolah, jumlah anak dan rata-rata usia anak-anak terhadap jam kerja anak. Model

tobit panel menangani *sensing* dalam data dengan cara yang lebih tepat, memperhitungkan bahwa beberapa nilai jam kerja anak mungkin tidak tercatat dengan baik pada batas bawah. Meskipun model *random effect* mungkin memberikan hasil yang serupa untuk sebagian besar variabel, model tobit panel memberikan estimasi yang lebih konsisten dan akurat dalam mengatasi masalah *sensing*, yang memberikan tambahan kredibilitas pada hasil analisis ini.

Tabel 4.
Hasil Estimasi Empiris (Model Sensoring)

Variabel Dependen: Jam Kerja Anak	Panel Data (2007-2014)
	Tobit Panel
<i>TotalAset_{it}</i>	-0,003*** (-2,81)
<i>Total_Children_School_{it}</i>	-4,037*** (-4,04)
Variabel Dependen: Jam Kerja Anak	Panel Data (2007-2014)
	Tobit Panel
<i>Total_Children_{it}</i>	17,59*** (7,58)
<i>Total_Daughter_{it}</i>	2,272 (0,89)
<i>Avg_AgeChildren_{it}</i>	2,118*** (7,33)
<i>Yos_HeadHouseholds_{it}</i>	0,0757 (0,62)
<i>Member_Households_{it}</i>	-0,280 (-0,60)
<i>Constant</i>	-42,61*** (-9,83)
<i>Sigma U</i>	4,751*** (3,67)
<i>Sigma e</i>	13,06*** (20,26)
<i>Observation</i>	922

Catatan: Angka dalam kurung merupakan t-statistics. Tanda *, **, *** merujuk pada tingkat signifikansi, masing-masing 10%, 5%, dan 1%.

Sumber: Data IFLS diolah, 2025

Pada analisis sub sampel penelitian ini membedakan dua kelompok sampel antara jumlah anak laki-laki dan jumlah anak perempuan dalam rumah tangga pertanian terlihat bahwa tidak terdapat pengaruh signifikan dari total aset rumah tangga terhadap jam kerja anak pada kedua kelompok. Pada kedua kelompok mengindikasikan jika semakin tinggi aset yang dimiliki oleh rumah tangga akan menurunkan jam kerja anak yang dapat dilihat dari variabel total aset kuadrat. Meskipun model linear dianggap cukup untuk menjelaskan hubungan nonlinear antara total aset dengan jumlah jam kerja anak, namun pada analisis sub sampel ini bersifat mengkonfirmasi dan mempertegas hasil estimasi pada baseline bahwa model linear dan model kuadrat memberikan hasil yang sama. Sementara itu penurunan jam kerja anak dengan total aset rumah tangga yang lebih besar menunjukkan bahwa kebijakan yang meningkatkan kesejahteraan rumah tangga pertanian, seperti pemberian insentif untuk meningkatkan produktivitas tanah, dapat mengurangi tekanan ekonomi pada rumah tangga, yang pada gilirannya mengurangi kebutuhan untuk melibatkan anak-anak dalam pekerjaan. Cockburn & Dostie (2007) dalam penelitiannya tentang hubungan antara kemiskinan dan pekerja anak, menekankan bahwa kebijakan yang mengurangi kemiskinan secara langsung mengurangi jumlah anak yang bekerja yang relevan dengan temuan ini. Penelitian oleh Basu dan Van (1998) juga mengungkapkan bahwa program-program yang

meningkatkan akses ke sumber daya ekonomi, seperti pertanian yang lebih produktif, dapat mengurangi ketergantungan rumah tangga pada tenaga kerja anak untuk mendukung pendapatan keluarga. Dalam konteks pertanian, peningkatan produktivitas tanah dan insentif untuk modernisasi pertanian dapat mengurangi kebutuhan rumah tangga untuk melibatkan anak-anak dalam pekerjaan yang berat atau berisiko.

Beberapa studi lain juga menunjukkan hal yang sama meskipun ada tren umum yang mengindikasikan bahwa peningkatan kesejahteraan mengurangi jam kerja anak, dampaknya mungkin lebih kuat pada anak laki-laki daripada anak perempuan. Deininger dan Feder (2001) dalam penelitiannya menunjukkan bahwa di banyak negara berkembang, anak perempuan sering kali terlibat dalam pekerjaan rumah tangga lebih banyak dibandingkan anak laki-laki, terutama dalam keluarga yang lebih miskin. Oleh karena itu, kebijakan yang meningkatkan kesejahteraan rumah tangga dapat secara tidak langsung mengurangi beban kerja anak perempuan dalam keluarga, yang dapat berkontribusi pada peningkatan akses mereka ke pendidikan dan peluang non-ekonomi lainnya.

Table 5.
Analisis Sub Sampel

Variabel Dependen: Jam Kerja Anak	Boys	Girls
	Random Effect	Random Effect
<i>TotalAset_{it}</i>	-0,002*** (-3,00)	-0,002*** (-2,83)
<i>TotalAset_Square_{it}</i>	0,0025* (1,66)	0,0032** (2,05)
<i>Constant</i>	5,476*** (12,36)	5,088*** (11,49)
<i>Observation</i>	636	701
<i>R-square</i>		

Catatan: Angka dalam kurung merupakan t-statistics. Tanda *, **, *** merujuk pada tingkat signifikansi, masing-masing 10%, 5%, dan 1%.

Sumber: Data IFLS diolah, 2025

Secara keseluruhan, hasil analisis empiris pada model tobit maupun analisis sub sampel menguatkan temuan utama pada model *baseline* yang menyatakan bahwa kepemilikan aset memiliki pengaruh yang signifikan dalam menentukan keterlibatan anak dalam pekerjaan di rumah tangga pertanian, namun dengan efek yang berbeda antara anak laki-laki dan perempuan. Hasil ini juga konsisten dengan penelitian sebelumnya yang menunjukkan bahwa gender memainkan peran penting dalam keputusan pekerja anak dalam konteks rumah tangga pertanian, di mana anak laki-laki lebih cenderung terlibat dalam pekerjaan fisik di lapangan, sementara anak perempuan lebih banyak terlibat dalam pekerjaan rumah tangga atau domestik (Inder *et al.*, 2017).

Selain itu, penelitian ini memberikan kontribusi penting terhadap literatur tentang pekerja anak di sektor pertanian, terutama di negara berkembang. Beberapa implikasi utama yang didukung oleh penelitian ini antara lain: pertama penelitian ini memperkuat temuan bahwa faktor ekonomi dan aset keluarga, memiliki dampak berbeda terhadap keterlibatan anak laki-laki dan perempuan dalam pekerja anak (Kharisma *et al.*, 2022). Kedua, temuan ini juga mendukung hipotesis bahwa rumah tangga dengan kepemilikan aset yang lebih besar akan cenderung menghindarkan anak-anak mereka untuk bekerja, sehingga salah satu cara yang dapat ditempuh adalah mengirimkan anak-anak mereka untuk bersekolah yang diharapkan dapat memberikan *discount factor* yang optimal di masa depan pada peningkatan perekonomian rumah tangga pertanian.

SIMPULAN DAN SARAN

Penelitian ini menunjukkan pengaruh signifikan kepemilikan aset terhadap jam kerja anak dengan efek heterogen pada masing-masing rumah tangga. Hal ini didasari oleh temuan deskriptif yang menunjukkan adanya ketimpangan yang signifikan dalam data rumah tangga, yang tercermin dalam variasi total aset. Hasil ini memberikan gambaran awal yang baik mengenai ketidakmerataan ekonomi antar rumah tangga pertanian, serta perbedaan akses terhadap pendidikan yang memengaruhi keputusan rumah tangga untuk melibatkan anak-anak mereka dalam pekerjaan. Rumah tangga dengan aset terbatas masih melibatkan anak-anak dalam pekerjaan dapat menjadi indikator bahwa meskipun ada korelasi negatif antara kepemilikan aset dan jam kerja anak, faktor lain seperti kebutuhan ekonomi yang mendesak masih memainkan peran penting. Sedangkan pada hasil estimasi empiris menyatakan jika peningkatan kepemilikan aset rumah tangga secara signifikan mengurangi jam kerja anak, yang sejalan dengan teori bahwa kepemilikan aset meningkatkan stabilitas ekonomi dan mengurangi ketergantungan pada pekerja anak. Ini mempertegas pentingnya kebijakan yang mendukung kesejahteraan rumah tangga, khususnya dalam sektor pertanian, yang dapat mengurangi kebutuhan untuk melibatkan anak-anak dalam pekerjaan. Pada analisis sub sampel menunjukkan bahwa kebijakan yang meningkatkan kesejahteraan rumah tangga pertanian memiliki dampak yang lebih kuat terhadap pengurangan jam kerja anak laki-laki, yang bisa mengarah pada peningkatan kesempatan pendidikan dan kesejahteraan mereka. Ini menekankan pentingnya kebijakan yang lebih fokus pada perbedaan gender dalam rumah tangga yang lebih miskin.

Meskipun penelitian ini menggunakan data panel dari tahun 2007 hingga 2014 dengan analisis *random effect* serta tobit, peneliti menyadari masih terdapat beberapa keterbatasan. Pertama, penelitian ini menggunakan data IFLS yang sudah lampau dengan rentang tujuh tahunan. Interval tujuh tahun tersebut dianggap terlalu panjang sehingga cukup sulit untuk menangkap penyebab perubahan kepemilikan aset secara dinamis oleh rumah tangga yang dapat menjadi justifikasi kuat bagi penelitian ini. Kedua, penelitian ini terbatas menggunakan kontrol variabel berupa karakteristik anak dan orang tua. Penelitian berikutnya dapat memfasilitasi kontrol atau determinan lain yang menjawab secara detail isu pekerja anak dan kepemilikan aset di Indonesia. Oleh karena itu, penelitian selanjutnya dapat mempertimbangkan saran di atas untuk menghasilkan hasil yang lebih *robust* dan variatif terutama dengan berbagai variabel yang tidak terakomodasi pada penelitian ini.

REFERENSI

- Ahmad, S., Huifang, W., Akhtar, S., Maqsood, S., & Imran, S. (2020). An analytical study of child labour in the agriculture sector of the rural areas of central Punjab, Pakistan. *Sri Lanka Journal of Social Sciences*, 43(1). <https://doi.org/10.4038/SLJSS.V43I1.7730>
- Ajefu, J. B., & Massack, F. (2023). Mobile money, child labour and school enrolment. *Telecommunications Policy*, 47(10). <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2023.102648>
- Aminu, R. O., Si, W., Ibrahim, S. B., Arowolo, A. O., & Ayinde, A. F. O. (2022). Impact of socio and demographic factors on multidimensional poverty profile of smallholder arable crop farmers – evidence from Nigeria. *International Journal of Social Economics*, 49(1). <https://doi.org/10.1108/IJSE-12-2020-0834>
- Badan Pusat Statistik. (2023a). Berita Resmi Statistik - Hasil Pencacahan Lengkap Sensus Pertanian 2023. In *Badan Pusat Statistik*.
- Badan Pusat Statistik. (2023b). *Keadaan Ketenagakerjaan Indonesia Agustus 2023*. Badan Pusat Statistik.
- Bar, T., & Basu, K. (2009). Children, education, labor, and land: In the long run and short run. *Journal of the European Economic Association*, 7(2–3). <https://doi.org/10.1162/JEEA.2009.7.2-3.487>
- Barkowski, S., McLaughlin, J., & Dai, Y. (2020). Young Children and Parents' Labor Supply during COVID-19. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3630776>
- Basu, A., & Dimova, R. (2024). Household Preferences and Child Labor in Rural Ethiopia. *Journal of African Economies*, 33(1). <https://doi.org/10.1093/jae/ejac030>
- Basu, K., & Van, P. H. (1998). The Economics of Child Labor. *American Economic Review*, 88(3). <https://doi.org/10.58183/pjps.04022023>

- Becker, G. S. (2019). The Economic Approach to Human Behavior. In *The Economic Approach to Human Behavior*. <https://doi.org/10.7208/chicago/9780226217062.001.0001>
- Becker, G. S., Kominsers, S. D., Murphy, K. M., & Spenkuch, J. L. (2018). A theory of intergenerational mobility. *Journal of Political Economy*, 126. <https://doi.org/10.1086/698759>
- Beegle, K., Dehejia, R. H. ., & Gatti, R. (2003). Child Labor , Income Shocks , and Access To Credit. *Development Research Group World Bank*. <https://www.findevgateway.org/sites/default/files/publications/files/mfg-en-paper-child-labor-income-shocks-and-access-to-credit-2003.pdf>
- Benjamin, D. (1992). Household Composition, Labor Markets, and Labor Demand: Testing for Separation in Agricultural Household Models. *Econometrica*, 60(2). <https://doi.org/10.2307/2951598>
- Bhalotra, S., & Heady, C. (2003). Child farm labor: The wealth paradox. *World Bank Economic Review*, 17(2). <https://doi.org/10.1093/wber/lhg017>
- Blåka, S., & Jacobsen, D. I. (2024). Does shared service delivery affect cost? A study of the cost-capacity relation in Norwegian local child protection services. *Journal of Economic Policy Reform*, 27(2). <https://doi.org/10.1080/17487870.2023.2281645>
- Budiningsih, N. K. (2023). GUNCANGAN PENDAPATAN DAN PENGHALUSAN KONSUMSI RUMAH TANGGA DI PERDESAAN INDONESIA. *E-Jurnal Ekonomi dan Bisnis Universitas Udayana*, 12(05). <https://doi.org/10.24843/EEB.2023.v12.i05.p12>
- Burrone, S., & Giannelli, G. C. (2020). Child Labour, Gender and Vulnerable Employment in Adulthood. Evidence for Tanzania. *Journal of Development Studies*, 56(12). <https://doi.org/10.1080/00220388.2020.1755655>
- Choi, I., Lin, R., & Shin, Y. (2023). Canonical correlation-based model selection for the multilevel factors. *Journal of Econometrics*, 233(1). <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2021.09.008>
- Cockburn, J., & Dostie, B. (2007). Child work and schooling: The role of household asset profiles and poverty in rural Ethiopia. *Journal of African Economies*, 16(4). <https://doi.org/10.1093/jae/ejl045>
- Dartanto, T., Can, C. K., Moeis, F. R., & Rezki, J. F. (2023). A Dream of Offspring: Two Decades of Intergenerational Economic Mobility in Indonesia. *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 59(2). <https://doi.org/10.1080/00074918.2021.1970109>
- Dartanto, T., Moeis, F. R., & Otsubo, S. (2020). Intergenerational Economic Mobility in Indonesia: A Transition from Poverty to the Middle Class in 1993–2014. *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, 56(2), 193–224. <https://doi.org/10.1080/00074918.2020.1759614>
- de Hoop, J., Friedman, J., Kandpal, E., & Rosati, F. C. (2019). Child schooling and child work in the presence of a partial education subsidy. *Journal of Human Resources*, 54(2). <https://doi.org/10.3368/jhr.54.2.0317.8627R1>
- Deininger, K., & Feder, G. (2001). Chapter 6 Land institutions and land markets. In *Handbook of Agricultural Economics* (Vol. 1, Issue PART A). [https://doi.org/10.1016/S1574-0072\(01\)10009-5](https://doi.org/10.1016/S1574-0072(01)10009-5)
- Dumas, C. (2020). Productivity shocks and child labor: The role of credit and agricultural labor markets. *Economic Development and Cultural Change*, 68(3). <https://doi.org/10.1086/701828>
- Edmonds, E. (2002). Child Labor in Transition in Vietnam. *World*, February.
- Edmonds, E., & Theoharides, C. (2020). The short term impact of a productive asset transfer in families with child labor: Experimental evidence from the Philippines. *Journal of Development Economics*, 146. <https://doi.org/10.1016/j.jdevco.2020.102486>
- Edmonds, E. V., & Pavcnik, N. (2005). Child labor in the global economy. *Journal of Economic Perspectives*, 19(1). <https://doi.org/10.1257/0895330053147895>
- Emerson, P. M., Ponczek, V., & Souza, A. P. (2017). Child labor and learning. *Economic Development and Cultural Change*, 65(2). <https://doi.org/10.1086/688895>
- Erlina, & Iskandar, I. (2023). Pengaruh PDB Sektor Pertanian, Nilai Tukar Petani dan Investasi Sektor Pertanian terhadap Penyerapan Tenaga Kerja Sektor Pertanian di Indonesia. *Jurnal Samudra Ekonomika*, 7(1). <https://doi.org/10.33059/jse.v7i01.6758>
- Giri, A. K., & Singh, S. P. (2016). Child Labour and ‘Nowhere’ Children in Post-reforms India. *Indian Journal of Human Development*, 10(1), 97–110. <https://doi.org/10.1177/0973703016654562>
- Hailu, Z., & Girma, T. (2022). Wealth-induced child labour: evidence from Ethiopia. *International Journal of Social Economics*, 49(9), 1401–1413. <https://doi.org/10.1108/IJSE-09-2020-0647>
- Holden, S. T., Otsuka, K., & Deininger, K. (2013). Land Tenure Reforms, Poverty and Natural Resource Management: Conceptual Framework. In *Land Tenure Reform in Asia and Africa*. <https://doi.org/10.1057/97811373438191>
- Holloway, G., Nicholson, C., Delgado, C., Staal, S., & Ehui, S. (2004). A revised Tobit procedure for mitigating bias in the presence of non-zero censoring with an application to milk-market participation in the Ethiopian highlands. *Agricultural Economics*, 31(1). <https://doi.org/10.1016/j.agecon.2003.12.001>
- ILO. (2002). A future without child labour. In *ILO publications*.
- Inder, B., Kabore, C., Nolan, S., Cornwell, K., Contreras Suarez, D., Crawford, A., & Kamara, J. K. (2017). Livelihoods and Child Welfare among Poor Rural Farmers in East Africa. *African Development Review*, 29(2). <https://doi.org/10.1111/1467-8268.12248>

- Kaddoura, Y., & Westerlund, J. (2023). Estimation of Panel Data Models with Random Interactive Effects and Multiple Structural Breaks when T is Fixed. *Journal of Business and Economic Statistics*, 41(3). <https://doi.org/10.1080/07350015.2022.2067546>
- Kharisma, B. (2017). Pekerja Anak dan Goncangan Pertanian di Indonesia. *Jurnal Ekonomi Kuantitatif Terapan*. <https://doi.org/10.24843/jekt.2017.v10.i02.p03>
- Kharisma, B. (2019). Determinan Pengambilan Keputusan Rumahtangga dalam Menyekolahkan dan Memperkerjakan Anak : Studi Kasus di Kabupaten Sumedang. *E-Jurnal Ekonomi dan Bisnis Universitas Udayana*. <https://doi.org/10.24843/eeb.2019.v08.i05.p02>
- Kharisma, B., Wardhana, A., Hasanah, A., Remi, S. S., & Nurhanifa, S. (2022). Does the Household Structure Create Child Labor? The Case in Indonesia. *Bulletin of Geography. Socio-Economic Series*, 58. <https://doi.org/10.12775/bgss-2022-0041>
- Moeis, F. R., Dartanto, T., Moeis, J. P., & Ikhsan, M. (2020). A longitudinal study of agriculture households in Indonesia: The effect of land and labor mobility on welfare and poverty dynamics. *World Development Perspectives*, 20. <https://doi.org/10.1016/j.wdp.2020.100261>
- Nicolella, A., & Kassouf, A. L. (2018). The effect of child labour on children's health in Brazil. *International Journal of Social Economics*, 45(2), 357–371. <https://doi.org/10.1108/IJSE-10-2016-0292>
- Oryioe, A. R., Alwang, J., & Tideman, N. (2017). Child Labor and Household Land Holding: Theory and Empirical Evidence from Zimbabwe. *World Development*, 100. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.07.025>
- Pacifico, A. (2023). Obesity and labour market outcomes in Italy: a dynamic panel data evidence with correlated random effects. *European Journal of Health Economics*, 24(4). <https://doi.org/10.1007/s10198-022-01493-3>
- Ramadhani, R. (2019). Keputusan Anak Sekolah dan Bekerja: Pengaruh Aset Produktif Rumah Tangga di Indonesia. *Jurnal Ekonomi Pembangunan*, 8(2). <https://doi.org/10.23960/jep.v8i2.37>
- Rosenzweig, M. R., & Wolpin, K. I. (1985). Specific Experience, Household Structure, and Intergenerational Transfers: Farm Family Land and Labor Arrangements in Developing Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 100. <https://doi.org/10.2307/1882932>
- Strauss, J. (1986). Does Better Nutrition Raise Farm Productivity? *Journal of Political Economy*, 94(2). <https://doi.org/10.1086/261375>
- Strauss, J., Witoelar, F., & Sikoki, B. (2016). The Fifth Wave of the Indonesia Family Life Survey: Overview and Field Report: Volume 1. In *The Fifth Wave of the Indonesia Family Life Survey: Overview and Field Report: Volume 1*. <https://doi.org/10.7249/wr1143.1>
- Teixeira, A. A. C., & Queirós, A. S. S. (2016). Economic growth, human capital and structural change: A dynamic panel data analysis. *Research Policy*, 45(8). <https://doi.org/10.1016/j.respol.2016.04.006>
- Tham-Agyekum, E. K., Wongnaa, C. A., Kwapong, N. A., Boansi, D., Ankuyi, F., Prah, S., Andivi Bakang, J. E., Okorley, E. L., & Laten, E. (2023). Impact of children's appropriate work participation in cocoa farms on household welfare: Evidence from Ghana. *Journal of Agriculture and Food Research*, 14. <https://doi.org/10.1016/j.jafr.2023.100901>
- Thomas, D., Frankenberg, E., & Smith, J. P. (2001). Lost but not forgotten: Attrition and follow-up in the Indonesia family life survey. *Journal of Human Resources*, 36(3). <https://doi.org/10.2307/3069630>
- Utama, R. S., & Handayani, D. (2020). Pekerja Anak di Indonesia: Peran Penawaran dan Permintaan Ketenagakerjaan. *Jurnal Ekonomi Kuantitatif Terapan*. <https://doi.org/10.24843/jekt.2020.v13.i01.p07>
- Widiani, N. M. N., & Bendesa, I. K. G. (2023). Pengaruh Luas Lahan, Modal dan Tenaga Kerja terhadap Pendapatan Petani Sayur di Desa Baturiti Selama Pandemi Covid-19. *E-Jurnal Ekonomi dan Bisnis Universitas Udayana*. <https://doi.org/10.24843/eeb.2023.v12.i07.p03>
- Wooldridge, J. M. (2002). Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data. *Booksgooglecom*, 58(2). <https://doi.org/10.1515/humr.2003.021>
- World Bank. (2022). Poverty & Equity Brief East Asia & Pacific - Indonesia. *The World Bank*, March.