

【所員論考 / AGI Researcher Essay】

時間短縮技術の利用が家庭内時間と労働参加に与える影響： ロボット掃除機の事例から*

The Effects of Time-Saving Technology Use on Household Time Allocation and Labor Force Participation: Evidence from Robot Vacuum Use

アジア成長研究所上級研究員 小松 翔

Asian Growth Research Institute (AGI), Assistant Professor KOMATSU Sho

要旨

近年、食器洗い機やロボット掃除機などの家事負担を軽減する時間短縮技術の普及が進んでいる。こうした技術は家事時間を削減し、可処分時間を増加させる可能性がある一方、清潔基準の上昇や他の家庭内活動への時間再配分を通じて、家計の時間利用全体に影響を及ぼす可能性もある。また、節約された時間が市場労働に再配分される場合には、労働参加にも影響を与えうる。しかし、時間短縮技術の利用と家庭内時間および労働参加との関係を同一データに基づいて検証した研究は限られている。とりわけ、ロボット掃除機のような新しい時間短縮技術に関する実証研究は依然として少ない。そこで本稿では、慶應義塾家計パネル調査（Keio Household Panel Survey：KHPS）のデータを用いて、ロボット掃除機の利用が家庭内時間と労働参加に与える影響を分析する。推定には二元配置固定効果モデルを用い、頑健性確認としてマッチングと固定効果モデルを組み合わせた補完的分析も行う。分析の結果、ロボット掃除機の利用は家事時間を有意に短縮する一方、睡眠時間には有意な影響を示さなかった。また、効果の異質性の分析では、家事時間の短縮効果は主に既婚女性において確認された。さらに、ロボット掃除機の利用と既婚女性の労働参加との間に正の関係が確認された。以上の結果は、時間短縮技術が家事負担の軽減を通じて既婚女性の時間制約を緩和し、市場労働への参加を促す可能性を示唆している。

キーワード：時間短縮技術、ロボット掃除機、家庭内時間、時間リバウンド効果、労働参加

* 謝辞：本稿の作成に当たり、慶應義塾大学 経済研究所パネルデータ設計・解析センターから「慶應義塾家計パネル調査」(KHPS)の個票データを提供して頂いた。本研究は日本学術振興会二国間交流事業（課題番号：JPJSBP120257301, 研究代表者：馬欣欣）から研究助成を頂いた。記して感謝の意を表したい。

Abstract

In recent years, time-saving technologies that reduce the burden of housework, such as dishwashers and robot vacuums, have become increasingly widespread. These technologies may reduce housework time and increase disposable time. At the same time, they may also affect overall household time use through rising cleanliness standards and the reallocation of time to other in-home activities. Moreover, if the time saved is reallocated to market work, such technologies may also influence labor force participation. However, few studies have examined the relationship between the use of time-saving technologies, in-home time, and labor force participation using the same dataset. In particular, empirical evidence on new time-saving technologies such as robot vacuums remains limited. This study uses data from the Keio Household Panel Survey (KHPS) to examine the effects of robot vacuums use on in-home time and labor force participation. The baseline analysis employs a two-way fixed effects model, and a complementary analysis combining matching with fixed effects models is also conducted as a robustness check. The results show that the use of robot vacuums significantly reduces housework time, while it has no statistically significant effect on sleep time. Heterogeneity analysis further indicates that the reduction in housework time is mainly observed among married women. Furthermore, the results indicate a positive association between robotic vacuum cleaner use and labor force participation among married women. These findings suggest that time-saving technologies may ease married women's time constraints by reducing the burden of housework and thereby encourage their participation in market work.

Keywords : time-saving technology, robot vacuum, in-home time, time rebound effect, labor force participation

1. はじめに

近年、日常生活における家事負担を軽減する時間短縮技術の普及が急速に進んでいる。例えば、内閣府の「消費動向調査」によると、2人以上の世帯における衣類乾燥機の普及率は、2005年の25.9%から2022年には56.3%へと上昇しており、2倍以上に増加している。また、同調査によると、2人以上の世帯における食器洗い機（食洗機）の普及率も、2005年の21.6%から2022年には36.3%へと上昇し、顕著な拡大がみられる。さらに、ロボット掃除機「ルンバ」や床拭きロボット「ブラーバ」を販売するアイロボットジャパン合同会社によると、ルンバおよびブラーバの全国世帯普及率は2021年1月時点で約7.2%に達し、2023年末には10%を達成した。これらの時

間短縮技術は、本来人の手によって行われてきた掃除、洗濯、食器洗いなどの家事を補助または代替することで、家庭内の可処分時間の増加や生活の質の改善につながる可能性がある。こうした文脈のもと、便利家電であるドラム式洗濯乾燥機、食洗機、ロボット掃除機は、メディア等において「新・三種の神器」と呼ばれることもある。

ロボット掃除機のような時間短縮技術の導入により、可処分時間が新たに発生し、その時間が他の家庭内行動に使われる可能性がある。時間短縮技術による家庭内生産活動および家庭内余暇活動への時間の再配分は「時間リバウンド効果」^{注1)}と呼ばれる (Brenčić and Young, 2009)。また、Nicholls and Strengers (2019) は、清潔さの基準が歴史的・社会的に構築されてきたことを指摘した上で、ロボット掃除機のようなスマート清掃技術の普及が、家庭における清潔さへの期待を一層高め、その結果として更なる清掃行動を促す可能性がある^{注2)}と論じている。さらに、Bittman, Rice and Wajcman (2004) は、家庭内技術 (家電) の保有が女性の無償労働時間を減らさず、場合によっては増やすことすらあることを示した^{注3)}。このことは、時間短縮技術の導入が必ずしも単純な家事時間の削減を意味するわけではなく、家事、余暇、就業の時間再配分の可能性を示唆している。したがって、時間短縮技術の利用が家事負担の軽減や家事関連時間の短縮にどの程度寄与するのか、さらに、そこで節約された時間が余暇活動や市場労働へ再配分されるなど時間利用パターンがどのように変化するのは、実証的に明らかにすべき課題である。

リバウンド効果に関する先行研究は、主としてエネルギー節約型技術革新がエネルギー使用にどの程度影響するかに焦点を当ててきた。これに対して、時間リバウンド効果に関する研究蓄積は依然として限られている (Brenčić and Young, 2009; 溝渕, 2021; Mizobuchi and Yamagami, 2022, 2024)。Brenčić and Young (2009) や溝渕 (2021), Mizobuchi and Yamagami (2022, 2024) は食洗機や自動掃除機など少なくとも一部の時間短縮技術の利用による時間リバウンド効果が発生していることを示している。一方で、先行研究にはいくつかの限界が残されている。第1に、家電製品の利用・保有と家事時間の関連を分析する研究と、家電製品の利用・保有と女性労働供給の関連を分析する研究はそれぞれ存在するが、両者を同一データに基づいて分析する研究は限ら

注1) エネルギー経済学におけるリバウンド効果の言葉からすると、時間リバウンド効果も行動の変化によるエネルギー消費量の変化まで捉えた現象であるという研究も多い (溝渕, 2021)。Sorrell and Dimitropoulos (2008), Mizobuchi and Yamagami (2022), Sorrell, Gatersleben and Druckman (2020) では、時短製品/サービス導入に伴う家庭内行動時間の再配分が、エネルギー消費量に与える影響を「時間リバウンド効果」と呼んでいる。また、エネルギー効率改善によるリバウンド効果研究のレビュー (溝渕, 2016) もある。

注2) 関連して、Hertzum (2024) は、ロボット掃除機が9種類の掃除対象面のうち7種類で手動式掃除機より性能が劣るか、あるいはまったく機能しないにもかかわらず、清潔さの基準を引き上げる可能性がある^{注2)}と指摘している。すなわち、ロボット掃除機は自律的に掃除を行う一方で、その作業範囲は限定的であり、天井や階段などの清掃には対応できない。このことは、ロボット掃除機が家事労働を完全に代替するものではなく、特定の掃除作業を部分的に補完・自動化する技術であることを示唆している。

注3) Bittman, Rice and Wajcman (2004) は、こうした逆説的な効果の説明要因として家庭内生産における基準の上昇を指摘している。ここでいう基準の上昇とは、より多く、あるいはより質の高い食事、より清潔な衣類、より手入れされた庭など、家庭内生産の量や質の改善を意味する。つまり、家電は家事時間を削減するためだけに用いられるのではなく、家庭内で生産される財・サービスの水準を高めるために用いられる可能性がある。同論文の分析結果からも、この解釈を支持する間接的な証拠が示されている。すなわち、世帯所得に大きな差があっても、家事・育児・買い物に費やされる時間の変化はごく小さい。これは、高所得世帯が家電を利用して家事時間を単純に削減しているというよりも、より高い水準の家庭内財・サービスを生産している可能性を示唆している。

れている。第2に、近年普及が進む時間短縮技術を体現する新たな家電製品に関する実証研究はさらに限られている。第3に、多くの先行研究はクロスセクション回帰に基づく相関分析であり、家電製品の保有・利用の内生性の問題はなお残されている。

そこで、本稿では、Brenčić and Young (2009) による時間リバウンド効果の定義と分析枠組みに基づき、日本を代表する家計パネル調査である慶應義塾家計パネル調査 (KHPS) のデータを用いて、時間短縮技術を体現する新たな家電製品としてロボット掃除機に着目し、その利用が家庭内時間と労働参加に与える影響を検証する。本稿は、パネルデータを用いてロボット掃除機の利用が家事時間および睡眠時間に与える影響を分析するとともに、労働参加への影響も検討することで、時間リバウンド効果および時間短縮技術と家計行動に関する実証研究の射程を広げる。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、先行研究をレビューする。第3節では、推計モデル、使用データ、主要変数など分析方法について説明する。第4節では、実証分析の結果について説明する。第5節では、結論として分析結果のまとめと政策的示唆を示すとともに、本稿の限界と今後の課題について述べる。

2. 先行研究のレビュー

現在の技術水準のもとでは、家計は基本的な家事をどのように行うかについて、多くの場合、複数の選択肢を有する。例えば、食器は手洗いすることも、食器洗い機を用いて洗浄することもできる。衣類は外に干すことも、衣類乾燥機を用いて乾燥させることもできる。掃除は自身で行うことも、ロボット掃除機に任せることもできる。こうした家事遂行における技術の選択は、食事の準備、洗濯、その他サービスの家庭内生産にどれだけの時間を割く必要があるか、また、どれだけのエネルギー投入が必要かの双方に影響を及ぼす (Brenčić and Young, 2009)。

エネルギー経済学においてリバウンド効果の実証研究は数多くあるが、時間リバウンド効果に関する論文は依然として限られている (Brenčić and Young, 2009; 溝淵, 2021; Mizobuchi and Yamagami, 2022)。Brenčić and Young (2009) は2003年のカナダの家計調査データを用いて、時間節約型家電の保有が、世帯レベルの時間配分およびエネルギー使用に影響するかを検証した。回帰分析の結果、食洗機、衣類乾燥機および洗濯機などの時間節約型家電の保有は、家事や余暇への時間配分を変化させることが示された。特に、食洗機を利用する世帯では洗濯機や衣類乾燥機の使用頻度が高い傾向がみられた。これは、ある家事において節約された時間が別の家事活動へ再配分されるという間接的な時間リバウンド効果^{注4)}と整合的である。一方、時間節約型家電の保有が家庭部門のエネルギー使用の増加をもたらすことを示す証拠は得られなかった。

注4) Brenčić and Young (2009) は、時間節約型技術の導入に伴う時間リバウンド効果を、直接的な効果と間接的な効果に区別している。直接的な時間リバウンド効果とは、ある家事活動に関連する時間節約型技術の導入によって、その同じ活動に費やされる時間や利用頻度が増加する場合を指す。例えば、台所用の時間節約型技術の導入後に食事準備に関する活動が増加する場合や、洗濯用の時間節約型技術の導入後に洗濯関連活動が増加する場合がこれに該当する。これに対して、間接的な時間リバウンド効果とは、ある家事活動で節約された時間が、別の家事活動に再配分される場合を指す。例えば、台所用の時間節約型技術の導入によって節約された時間が洗濯に振り向けられる場合や、洗濯用の時間節約型技術の導入後に食事準備の時間が増加する場合がこれに該当する。

日本を対象とした研究として、溝渕（2021）は2016年に関西電力管内の家庭715世帯を対象に行ったWebアンケート調査データを用いて、時短製品／サービスの利用が時間リバウンド効果の発生、および家庭の電力使用量に与える影響を検証した。分析では、2つの時短製品（食洗機と自動掃除機）と、2つの時短サービス（ネット注文／配送サービスの食品と食品以外）を対象とし、家庭内行動として3つの家事（掃除、洗濯、料理）と5つの余暇行動（テレビ視聴、ネット利用、ゲーム、読書、その他の家庭内での趣味）を対象とした。回帰分析の結果、食洗機と食品のネット注文／配送サービスを利用している世帯では、新たに発生した可処分時間を家庭内行動に再配分する時間リバウンド効果が発生していることが明らかになった。食洗機については、家庭内行動時間の再配分によって、洗濯行動が増加していることが示された。一方で、他の家事である掃除や料理については、どの時短製品／サービスのパラメータも有意ではなかった。Mizobuchi and Yamagami（2022）は溝渕（2021）と同様の家計調査データを用いて、時間節約型財・サービスの利用が家庭内活動時間、および電力消費に与える影響を分析した。傾向スコアマッチングを用いた分析の結果、食洗機やオンラインによる食料品注文・配送サービスの利用が、他の家庭内活動に費やす時間に有意な影響を及ぼすことを示している。さらに、マッチング後サンプルを用いた回帰分析の結果、食洗機の導入は家庭内での洗濯行動の増加を通じて電力消費を増加させることが示されており、時間リバウンド効果が生じている可能性を示唆している。さらに、Mizobuchi and Yamagami（2024）は関西電力管内の300世帯を対象としたランダム化比較試験により、自動掃除機の配布が時間利用と電力消費に与える影響を検証した。その結果、自動掃除機のランダムな割り当ては、世帯の時間配分を変化させることが示された。また、こうした行動変化を通じて電力使用量が増加することも確認された。したがって、時間節約型技術によって生み出された可処分時間がエネルギー消費を伴う活動に再配分されるという時間リバウンド効果の存在が示された。ただし、その規模は世帯電力消費量の1.83%にとどまっており、比較的小さかった。

また、時間リバウンド効果の議論を家計行動のより広義の文脈に位置づけることも重要である。時間節約型家電の導入は、単に特定の家事時間を短縮するだけでなく、家庭内時間配分や市場労働への参加にも影響を及ぼしうる。この点に関連して、時間節約型家電が家庭内時間配分や女性の労働供給に及ぼす影響を分析した研究が蓄積されている。Greenwood, Seshadri and Yorukoglu（2005）は、家計内生産モデルに基づき、新しい耐久消費財の普及が家事負担を軽減し、既婚女性の労働力参加の拡大に寄与しうることを示している。Cavalcanti and Tavares（2008）は、OECD諸国のデータを用いて、家電価格が女性の労働供給に与える影響を検証した。回帰分析の結果、家電製品の相対価格が低下すると、女性の労働力参加率は統計的に有意に上昇することが明らかになった。また、Coen-Pirani, León and Lugauer（2010）は、米国のデータを用いて、家電製品の所有が既婚女性の労働力参加率に及ぼす影響を分析した。二段階最小二乗法と操作変数プロビットモデルによる推定の結果、洗濯機・乾燥機・冷蔵庫という三大家電製品の所有は1960年代米国の既婚女性の労働参加率を上昇させることが明らかになった。さらに、Scott and Pavlisa（2026）は、戦後イギリスにおける労働節約型耐久消費財の普及が既婚女性の就業拡大と関連していたことを示している。これらの研究は、時間節約型家電の普及が、家庭内生産に必要な時間や労力を低下させることで、節約された時間を市場労働へ再配分する可能性を示唆している。

近年では、政策ショックやインフラ整備を利用して、家電所有や家庭内生産技術の影響をより因果的に検証しようとする研究もみられる。例えば、Tewari and Wang (2021) は、中国農村世帯を対象に実施された家電補助金政策（家電下乡）に着目し、耐久消費財の保有が家計内時間配分と女性労働供給に与える影響を分析した。その結果、補助金政策による家電保有の増加が、家事時間の減少と女性の市場労働時間および労働力参加の増加につながったことを示している。また、家電製品の利用を支える基盤的インフラとして、農村電化に関する研究も重要である。Dinkelman (2011) は南アフリカの農村電化を対象に、電化が女性の雇用を増加させることを示している。Grogan and Sadanand (2013) も、ニカラグアの農村部において、電化が男女の時間配分を変化させ、女性の市場労働参加を高めることを示している。ただし、電化の効果は地域や制度的文脈によって異なる。例えば、Van de Walle et al. (2017) は、インド農村部における電化の長期的効果を分析し、労働供給への影響は主として男性にみられ、女性については明確な効果が確認されないことを示している。

以上の先行研究は、政策による価格ショック、歴史的な変動、無作為割当、電化ショックなどを利用し、時間節約型技術の導入が家事時間を単純に短縮するだけでなく、家庭内時間の再配分をもたらすこと、さらに、とりわけ女性において、無償の家事労働から市場労働への時間再配分を促すことを示している。ただし、先行研究にはいくつかの課題が残されている。第1に、先行研究の多くは、家電製品の所有と女性労働供給の関係、あるいは家電製品と家事時間の関係を個別に検討しており、家庭内時間と労働参加を同一データに基づいて同時に分析した研究は限られている。第2に、一部の研究では固定効果モデルや政策ショックを利用した識別戦略が用いられているものの、多くの研究はクロスセクションデータに基づく分析であり、家電の保有・利用に伴う内生性の問題はなお残されている。とりわけ、ロボット掃除機のような比較的新しい時間節約型家電について、その利用が家事時間、睡眠時間、労働参加にどのような変化をもたらすのかを、個人レベルのパネルデータを用いて検証した研究はほとんどない。

したがって、時間節約型技術としてのロボット掃除機に着目し、その利用が家庭内時間と労働参加に及ぼす影響を、パネルデータを用いて分析することは、時間リバウンド効果、および時間節約型技術と家計行動に関する先行研究を補完する意義を有する。とりわけ、家事時間の短縮効果だけでなく、節約された時間が睡眠時間や市場労働へと再配分される可能性を検討することにより、時間節約型技術が家計行動に与える影響をより広い視点から捉えることができる。

3. 分析方法

3.1 推計モデル

本稿は、Brenčić and Young (2009) で用いられた手法^{注5)}に基づいて、時間短縮技術の利用が家庭内時間配分に与える影響を検証する。具体的には、時間短縮技術としてロボット掃除機に着目し、その利用が家事時間と睡眠時間の2つの家庭内行動に与える影響を分析する。個人固定効

注5) 但し、ロボット掃除機がエネルギー消費量（電力使用量）に与える影響についてはデータの制約により推定していない。

果と年固定効果を同時に導入した二元配置（双方向）固定効果モデル（two-way fixed effects model）を推定する。個人固定効果により、清潔志向、家事に対する価値観、時間選好、生活様式など観察されない時間不変の個人特性をコントロールすることができる。また、年固定効果により、景気変動やコロナ禍のようなマクロショック、家電普及の時系列的トレンドなど各年に共通する要因を取り除くことができる。式（1）のモデルを推定する。

$$Time\ use_{it} = \alpha + \beta Robot\ vacuum_{it} + \gamma' X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、 $Time\ use_{it}$ は個人 i の年 t における家庭内行動の時間利用（週平均家事時間と平日1日平均睡眠時間）、 $Robot\ vacuum_{it}$ はロボット掃除機利用ダミー、 α は定数項、 X_{it} は子どもの有無、婚姻状態、就業状態、職位などのコントロール変数、 μ_i は個人固定効果、 λ_t は年固定効果、 ε_{it} は誤差項である。標準誤差は個人単位でクラスタリングする。

Brenčić and Young (2009) の枠組みでは、時短製品・サービスの導入によって生じた可処分時間が、家庭内行動に振り分けられた場合に、時間リバウンド効果が発生していると判断する。そのため、モデル（1）の推定において、ロボット掃除機利用のパラメータ β が統計的に有意となれば、時間リバウンドが発生していることになる。

さらに、本稿は、Böckerman, Haapanen and Jepsen (2019) を参考に、労働経済学で一般的に用いられる手法であるマッチングと固定効果モデルを組み合わせた補完的分析^{注6)}を行い、推定結果の頑健性を確認する。具体的には、観測期間中にロボット掃除機を利用した個人（switchers）と、一度も利用しなかった個人（never-treated）を識別し、初回観測時点で既に利用していた個人を除外する。その上で、各個人のロボット掃除機の利用前の観察可能な属性から傾向スコアと呼ばれるロボット掃除機の利用確率を求め、この傾向スコアの値の近さに基づいて、switcher に never-treated をマッチングする。傾向スコアは、switcher ダミー変数を被説明変数、導入前期間における年齢、子どもの有無、就業状態、世帯年収の平均値、および初回観測時点の婚姻状態、職位、学歴といった観察可能な属性を説明変数とするロジットモデルの推定によって求める。次に、共通サポート条件を課し、1対1の最近傍マッチング（キャリパーは0.05に設定）を行う。最後に、このマッチング後サンプルを用いて、二元配置固定効果モデルを推定する。

このマッチング後サンプルを用いた固定効果推定の目的は、利用前の観測可能属性において類似した個人同士を比較することで、利用者と非利用者の初期条件の差を追加的に緩和し、固定効果推定の頑健性を確認する点にある。ただし、マッチングは観察可能な属性に基づく調整にとどまり、固定効果モデルと組み合わせた場合でも、時間とともに変化する未観測要因に起因するバイアスを完全に除去するものではない。したがって、得られた結果は厳密な因果効果の証明ではなく、因果効果に整合的な追加的証拠として解釈するのが適切である^{注7)}。

注6) 傾向スコアマッチングと固定効果モデル、および操作変数法を併用した Choi and Kim (2012) や傾向スコアマッチングと差分の差分法を組み合わせた日田他 (2024) の分析方法とは異なる。

注7) 内生性の問題への対応として操作変数法も検討したが、適切な操作変数の確保が困難であったため、十分に信頼できる識別戦略として用いるには限界があった。この点は Brenčić and Young (2009) や溝渕 (2021) においても同様である。また、Coen-Pirani, León and Lugauer (2010) は米国センサスデータを用いて家電保有が既婚女性の労働参加に及ぼす影響を分析しているが、用いられた操作変数は州レベルの独身女性の家電保有率であり、除外制約の観点からは妥当性に一定の疑問が残る。

3.2 データ

本稿では、日本を代表する家計パネル調査である慶應義塾家計パネル調査（Keio Household Panel Survey：KHPS）のデータを用いる。KHPSは社会全体の人口構成を反映した家計パネル調査を目指して設計されている。全国約4,000世帯、7,000人を対象に2004年から毎年継続して実施されてきた調査である。KHPSは20歳～69歳の男女を対象とし、調査対象者は層化2段無作為抽出法により選定されている。また、調査の対象者が有配偶の場合、その配偶者に対しても同一の調査項目が用意されている。ロボット掃除機など新しい家電製品の利用に関する質問項目は2019～2022年の間のみ設定されているため、KHPS2019-2022の4期間パネルデータを用いて実証分析を行う。

3.3 変数

被説明変数は平均家事時間（週）と平均睡眠時間（平日1日）である。

説明変数は、自宅におけるロボット掃除機の利用有無を表すダミー変数である。自宅でロボット掃除機を利用していると回答した場合に1、それ以外の場合に0をとる。

コントロール変数の選択は先行研究（Brenčić and Young, 2009; 溝渕, 2021）を参照し、配偶者の有無、子どもの有無、就業状態、職位、健康状態、世帯年収を採用した。職位については、常勤・役職なし、常勤・役職あり、常勤・経営者、非常勤（契約社員、アルバイト・パートタイマー、派遣社員、嘱託）の4区分として扱った。

表1は基本統計量を示している。分析対象における平均家事時間は週10.911時間、平均睡眠時

表1 基本統計量

| 変数 | 観測数 | 平均値 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|--|------|--------|--------|-------|-------|
| 平均家事時間（週） | 3549 | 10.911 | 12.283 | 0 | 112 |
| 平均睡眠時間（平日1日） | 3560 | 6.265 | 1.006 | 2 | 10 |
| ロボット掃除機の利用（0=なし，1=あり） | 3549 | 0.078 | 0.268 | 0 | 1 |
| 年齢 | 3549 | 53.295 | 9.813 | 28 | 86 |
| 性別（1=男性，2=女性） | 3549 | 1.488 | 0.500 | 1 | 2 |
| 配偶者の有無（1=あり，2=なし） | 3549 | 1.210 | 0.408 | 1 | 2 |
| 子どもの有無（0=なし，1=あり） | 3549 | 0.827 | 0.378 | 0 | 1 |
| 就業状態（0=非就業，1=就業） | 3549 | 0.985 | 0.121 | 0 | 1 |
| 職位（1=常勤・役職なし，2=常勤・役職あり，3=常勤・経営者，4=非常勤） | 3549 | 2.551 | 1.329 | 1 | 4 |
| 健康状態（1=よい，2=まあよい，3=ふつう，4=あまりよくない，5=よくない） | 3549 | 2.609 | 0.913 | 1 | 5 |
| 世帯年収（対数値） | 3549 | 6.174 | 0.622 | 1.792 | 8.465 |

（出所）筆者作成

間は平日1日当たり6.265時間であった。ロボット掃除機の利用者は7.8%と比較的低い。対象者の平均年齢は53.295歳で、配偶者がいる者の割合が高い。また、子どもがいる者の割合は高く、就業者が大半を占めている。

4. 実証分析の結果

4.1 主な分析結果

表2は、家庭内行動時間を被説明変数とした二元配置固定効果（TWFE）モデルによる推定結果である。列（1）－（3）は平均家事時間（週）、列（4）－（6）は平均睡眠時間（平日1日）の推定結果を表している。列（1）－（3）において、ロボット掃除機利用の係数はいずれも負であり、1%水準で統計的に有意である。これは、個人に固有の時間不変要因および各年に共通するショックを統制した後でも、ロボット掃除機の利用が週平均家事時間を短縮させる可能性を示唆している。係数の大きさをみると、列（1）ではロボット掃除機の利用により週平均家事時間が約1.85時間減少している。さらに、就業関連コントロールを加えた列（2）では約2.66時間、世帯コントロール変数を追加した列（3）では約2.80時間の減少が確認される。ただし、KHPSにおける家事時間は、食事の用意、洗濯、買い物、掃除に費やす時間の合計として測定されている点に留意が必要である。そのため、どの家事項目が短縮されたのかを直接特定することはできない。ただし、ロボット掃除機の性質を踏まえれば、その利用が主として掃除時間の短縮を通じて総家事時間の減少に結びついていると解釈することは自然である。もっとも、データ上の制約から家事時間の内訳を確認できないため、節約された掃除時間が他の家事にどの程度再配分されたのか、すなわち厳密な意味での時間リバウンド効果を直接検証することはできない。しかし少なくとも、推定結果からは、ロボット掃除機の利用に伴って掃除以外の家事に配分される時間が増加し、その結果として総家事時間が増えるというパターンは確認されなかった。むしろ、個人属性、就業関連要因、世帯年収を統制した場合でも、ロボット掃除機の利用は総家事時間の有意な減少と関連している。

一方、列（4）－（6）では、ロボット掃除機利用の係数はいずれも小さく、統計的にも有意ではなかった。したがって、ロボット掃除機の利用によって節約した家事時間を睡眠時間に再配分するといった時間リバウンド効果は観察されなかった。この点については、ロボット掃除機の技術的特性を踏まえると、いくつかの解釈が可能である。その1つとして、ロボット掃除機は自律的に作動するため、掃除に直接費やす時間を減らしうる一方で、その作動音や生活空間への介入が、利用中に行える家庭内活動を制約する可能性がある。Hertzum（2024）は、ロボット掃除機は、体感される騒音レベルのような機能面において、他の掃除機より優れているわけではないことを指摘している。また、Fink et al.（2013）の民族誌的研究では、ある世帯でロボット掃除機が夜間に階下で作動する音が大きすぎるために階上で眠ることができない事例が報告されている。これらの知見を踏まえると、ロボット掃除機は家事時間を削減しうるものの、その節約時間が睡眠時間の増加として表れるとは限らず、作動中の騒音や利用環境によって、再配分可能な活動の範囲

が限定される場合があると考えられる。

以上の分析結果は、自動掃除機の導入による時間リバウンド効果は観察されないことを示した溝渕（2021）と整合している。また、自動掃除機の導入が掃除時間を減少させる一方で、増加した可処分時間が食事や休息といった他の家庭内行動へ再配分されることを示した Mizobuchi and Yamagami（2024）の知見と部分的に整合的である。すなわち、本分析においても家事時間の削減は示唆されるものの、その節約時間が少なくとも睡眠時間の増加という形で再配分されていることは確認されなかった。なお、本研究はロボット掃除機を対象としており、家事時間の内訳を把握できないため、食洗機を対象とした既存研究と単純に比較することはできない。しかし、Brenčić and Young（2009）が示したような、食洗機の保有世帯で洗濯機や衣類乾燥機の使用頻度が高まるという間接的な時間リバウンド効果のパターンは、本分析においては少なくとも睡眠時間への再配分という形では確認されなかった。この点で、本研究の結果は、食洗機の導入が洗濯頻度を増加させる一方でテレビ視聴時間を減少させたものの、調理や掃除、インターネット利用、読書など他の余暇活動への明確な時間再配分は確認されなかったとする Mizobuchi and Yamagami（2022）の知見に近いといえる。

次に、マッチング後サンプルを用いた頑健性確認の結果を示す。マッチング実施後には、処置群と対照群のマッチングされた共変量間に有意差が存在するか否かを検定する必要がある。もし

表2 二元配置固定効果モデル推定結果（家庭内行動時間）

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--------------|----------------------|----------------------|----------------------|------------------|------------------|------------------|
| 被説明変数： | 平均家事時間 | | | 平均睡眠時間 | | |
| ロボット掃除機 | -1.853*** (0.656) | -2.657*** (0.681) | -2.802*** (0.741) | 0.038 (0.058) | 0.038 (0.076) | 0.023 (0.084) |
| 個人固定効果 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年固定効果 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 就業関連コントロール変数 | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes |
| 個人コントロール変数 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 世帯コントロール変数 | No | No | Yes | No | No | Yes |
| 観測数 | 7,349 | 3,990 | 3,549 | 7,400 | 4,013 | 3,560 |
| Within R-sq. | 0.005 | 0.023 | 0.031 | 0.000 | 0.008 | 0.012 |
| Adj. R-sq. | 0.806 | 0.806 | 0.802 | 0.734 | 0.73 | 0.731 |

(注1) ***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で統計的に有意であることを示している。

(注2) 括弧内はロバスト標準誤差である。

(注3) 列(1)および列(4)ではコントロール変数として配偶者の有無、子どもの有無が含まれる。列(2)および列(5)ではコントロール変数として配偶者の有無、子どもの有無、健康状態、職位、就業状態が含まれる。列(3)および列(6)ではコントロール変数として配偶者の有無、子どもの有無、健康状態、職位、就業状態、世帯年収が含まれる。

(出所) 筆者作成

有意な差が認められなければ、マッチング効果は妥当とみなされ、マッチング済みサンプルを用いた固定効果モデルによる分析が適切である。マッチングの質を確認するためにバランス検定を行った。その結果は付表Aに示している。マッチング前には、一部の共変量について処置群と対照群の間に差がみられたが、マッチング後には、多くの共変量について標準化バイアスが大幅に縮小した。例えば、処置群と対照群の世帯年収における標準化バイアスは18.2%だが、この標準化バイアスはサンプルをマッチング後には-1.2%まで低下した。また、マッチング後のt検定では、いずれの共変量についても処置群と対照群の平均値の差は統計的に有意ではなくなった。したがって、マッチングにより、観察可能な属性に関する処置群と対照群のバランスは概ね改善されたと判断できる。

表3は、マッチング後サンプルを用いて推定した二元配置固定効果モデルの推定結果である。列(1)－(3)は平均家事時間(週)、列(4)－(6)は平均睡眠時間(平日)の推定結果を表している。列(1)－(3)において、ロボット掃除機利用の係数はいずれも負であり、5%水準で統計的に有意である。係数の大きさを見ると、列(1)は-2.632、列(2)は-2.894、列(3)は-3.037であり、ロボット掃除機の利用は週平均家事時間をおよそ2.6～3.0時間短縮することと関連している。この結果は、観察可能属性の類似した個人同士を比較した場合でも、ロボット掃除機の利用が家庭内の家事時間を短縮する可能性を示唆している。したがって、表3の結果はベースライ

表3 マッチング後サンプルを用いた二元配置固定効果モデル推定結果(家庭内行動時間)

| 被説明変数： | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------------|------------------|------------------|
| | 平均家事時間 | | | 平均睡眠時間 | | |
| ロボット掃除機 | -2.632** (1.293) | -2.894** (1.181) | -3.037** (1.308) | 0.091 (0.103) | 0.071 (0.101) | 0.072 (0.109) |
| 個人固定効果 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年固定効果 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 就業関連コントロール変数 | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes |
| 個人コントロール変数 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 世帯コントロール変数 | No | No | Yes | No | No | Yes |
| 観測数 | 332 | 312 | 285 | 333 | 313 | 285 |
| Within R-sq. | 0.018 | 0.057 | 0.064 | 0.021 | 0.056 | 0.058 |
| Adj. R-sq. | 0.633 | 0.617 | 0.587 | 0.668 | 0.678 | 0.696 |

(注1) ***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で統計的に有意であることを示している。

(注2) 括弧内はロバスト標準誤差である。

(注3) 列(1)および列(4)ではコントロール変数として配偶者の有無、子どもの有無が含まれる。列(2)および列(5)ではコントロール変数として配偶者の有無、子どもの有無、健康状態、職位、就業状態が含まれる。列(3)および列(6)ではコントロール変数として配偶者の有無、子どもの有無、健康状態、職位、就業状態、世帯年収が含まれる。

(出所) 筆者作成

ンの推定結果を示した表2と整合的であり、本稿の主要な推定結果は一定の頑健性を有しているといえる。

4.2 効果の異質性の分析

本節では、ロボット掃除機の利用が家事時間に与える影響の異質性を検証するため、既婚男性と既婚女性に分けて分析を行う。配偶者が存在する世帯では、家事時間や生活時間の配分が世帯内の分業や交渉を通じて決定されるため、時間節約型家電の導入効果もこうした世帯内意思決定の影響を受けると考えられる。したがって、ロボット掃除機の利用がもたらす時間節約効果を検討するには、配偶者ありのサンプルに着目することが有用である。加えて、既婚世帯では家事負担の配分に男女差が残存している可能性があり、その効果が既婚男性と既婚女性で異なるかを確認することには実証的な意義がある。

表4は、ロボット掃除機の利用が家事時間に与える影響の異質性を、既婚男性と既婚女性に分けて検証した二元配置固定効果モデルによる推定結果である。列(1)－(3)は既婚男性、列(4)－(6)は既婚女性の推定結果である。既婚男性については、ロボット掃除機利用の係数は全て負

表4 家事時間に与える影響の異質性の推定結果（既婚男性・既婚女性別）

| 被説明変数： | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--------------|-------------------|--------------------|-------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | 既婚男性 | | | 既婚女性 | | |
| | 平均家事時間 | | | | | |
| ロボット掃除機 | -0.526 (0.339) | -0.977* (0.548) | -0.886 (0.556) | -3.072** (1.244) | -4.712*** (1.410) | -4.601*** (1.525) |
| 個人固定効果 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年固定効果 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 就業関連コントロール変数 | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes |
| 個人コントロール変数 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 世帯コントロール変数 | No | No | Yes | No | No | Yes |
| 観測数 | 2,716 | 1,625 | 1,492 | 2,783 | 1,468 | 1,293 |
| Within R-sq. | 0.004 | 0.023 | 0.028 | 0.003 | 0.041 | 0.047 |
| Adj. R-sq. | 0.568 | 0.491 | 0.514 | 0.693 | 0.674 | 0.663 |

(注1) ***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で統計的有意であることを示している。

(注2) 括弧内はロバスト標準誤差である。

(注3) 列(1)および列(4)ではコントロール変数として配偶者の有無、子どもの有無が含まれる。列(2)および列(5)ではコントロール変数として配偶者の有無、子どもの有無、健康状態、職位、就業状態が含まれる。列(3)および列(6)ではコントロール変数として配偶者の有無、子どもの有無、健康状態、職位、就業状態、世帯年収が含まれる。

(出所) 筆者作成

であるものの、統計的に有意であるのは就業関連コントロールを加えた列(2)のみであり、その有意水準も10%にとどまる。また、世帯年収を追加した列(3)では統計的有意性は確認されない。一方、既婚女性については、ロボット掃除機利用の係数は一貫して負であり、統計的に有意である。係数の大きさを見ると、列(4)では-3.072、列(5)では-4.712、列(6)では-4.601であり、ロボット掃除機の利用は週平均家事時間をおよそ3.1~4.7時間短縮することと関連している。したがって、ロボット掃除機の利用と家事時間短縮との関連は、既婚女性においてより明確に確認される一方、既婚男性では限定的である。この結果は、ロボット掃除機の時間節約効果が男女で一様ではない可能性を示している。その背景として、既婚世帯において家事負担が依然として女性に偏っていることが考えられる。すなわち、もともと家事を担う割合の高い既婚女性の方が、ロボット掃除機の導入による掃除負担の軽減効果を直接的に享受しやすい一方、既婚男性では家事全体に占める掃除の比重が相対的に小さいため、利用効果が統計的に明確に現れにくい可能性がある。

4.3 労働参加への影響分析

前節までの分析では、ロボット掃除機の利用が家事時間の短縮と関連していることが示され、特にその効果は既婚女性において顕著であることが確認された。こうした結果を踏まえると、ロボット掃除機の導入による時間節約効果が、その後の労働供給行動にも結びつくかを検証することには意義がある。とりわけ、家事時間の短縮が労働参加の増加につながるのであれば、時間節約型家電は単に家事負担を軽減するだけでなく、市場労働への時間再配分を促す可能性がある。これは働く女性の活躍推進という政策的観点からも重要である。とりわけ、配偶者がいる世帯では、就業選択が世帯内の家事分担や役割配分と密接に関連していると考えられる。前節の分析において、家事時間の短縮効果が主に既婚女性で確認されたことを踏まえると、労働参加への影響についても、既婚男性と既婚女性を分けて検証することには実証的意義がある。

表5は、労働参加(労働供給決定)を被説明変数とし^{注8)}、個人固定効果と年固定効果を統制した固定効果付き線形確率モデルによる推定結果である。列(1)は全体サンプル、列(2)は既婚男性、列(3)は既婚女性の推定結果である。全体サンプルを用いた列(1)では係数は正であるが統計的に有意ではなく、既婚男性を対象とした列(2)でも有意ではない。一方、既婚女性を対象とした列(3)では、ロボット掃除機利用の係数は0.053であり、5%水準で統計的に有意である。これは、観察されない時間不変の個人特性や年次共通ショックを統制した後でも、ロボット掃除機の利用が既婚女性の労働参加を約5.3パーセントポイント高める可能性を示唆している。すなわち、ロボット掃除機の利用による家事負担の軽減が、既婚女性において市場労働への参加を促す方向に作用している可能性がある。また、ロボット掃除機など新しい家電製品ではないが、洗濯機や乾燥機などの家電製品の利用・普及が既婚女性の労働参加を促進したことを示した

注8) KHPSの設問「先月(1月)、あなたは収入をともなうお仕事(家族従業者を含む)をしましたか」に基づいて労働参加ダミーを作成した。具体的には、「おもに仕事」「通学のかたわらに仕事」「家事などのかたわらに仕事」「仕事を休んでいた」と回答した場合を1、「仕事を探していた」「通学・家事・その他」と回答した場合を0とした。

表5 固定効果付き線形確率モデルによる推定結果（労働参加）

| | (1) | (2) | (3) |
|--------------|------------------|-------------------|--------------------|
| 被説明変数： | 全体 | 労働参加 既婚男性 | 既婚女性 |
| ロボット掃除機 | 0.021 (0.017) | -0.018 (0.028) | 0.053** (0.027) |
| 個人固定効果 | Yes | Yes | Yes |
| 年固定効果 | Yes | Yes | Yes |
| 個人コントロール変数 | Yes | Yes | Yes |
| 世帯コントロール変数 | Yes | Yes | Yes |
| 観測数 | 6,297 | 2,432 | 2,381 |
| Within R-sq. | 0.008 | 0.014 | 0.004 |
| Adj. R-sq. | 0.877 | 0.878 | 0.865 |

(注1) ***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10%の水準で統計的有意であることを示している。

(注2) 括弧内はロバスト標準誤差である。

(注3) コントロール変数として配偶者の有無, 子どもの有無, 健康状態, 世帯年収が含まれる。

(出所) 筆者作成

Cavalcanti and Tavares (2008) や家電製品の価格低下が女性の労働参加率の上昇をもたらしたことを示した Coen-Pirani, León and Lugauer (2010) などの先行研究とも整合的である。一方で、全体サンプルおよび既婚男性では有意な効果が確認されていない。以上より、ロボット掃除機の利用は単なる家事時間の削減にとどまらず、家事負担を相対的に多く担う層、すなわち既婚女性においては労働供給行動にも波及しうることを示唆される。

5. 結論

本稿では、慶應義塾家計パネル調査 (KHPS) の KHPS2019-2022 のデータを用いて、ロボット掃除機の利用が家庭内時間（平均家事時間と平均睡眠時間）と労働参加に与える影響を分析した。二元配置固定効果モデルによる推定の結果、家事時間についてはロボット掃除機利用の係数は有意に負となった一方、睡眠時間については係数が統計的に有意ではなかった。これらの結果は、ロボット掃除機の利用が平均家事時間を短縮するが、睡眠時間には影響を与えない可能性を示唆している。また、既婚男性と既婚女性に焦点を当てて、家事時間に対するロボット掃除機利用の効果の異質性の分析も行った。その結果、ロボット掃除機利用の係数は既婚女性において有意に負となった。したがって、家事をより多く担う傾向にある既婚女性の方が、ロボット掃除機の導入による掃除負担の軽減効果を相対的に享受しやすいことが示唆される。また、労働参加を被説

付表A バランス検定 (最近傍マッチング)

| Variable | Unmatched (U) / Matched (M) | Mean | | %bias | % bias reduction | t-test | |
|----------|--------------------------------|---------|---------|-------|---------------------|---------|---------|
| | | Treated | Control | | | t-value | p-value |
| 年齢 | U | 49.724 | 53.789 | -38.0 | | -2.85 | 0.005 |
| | M | 49.313 | 49.360 | -0.4 | 98.9 | -0.02 | 0.981 |
| 子どもの有無 | U | 0.729 | 0.819 | -21.9 | | -1.64 | 0.102 |
| | M | 0.738 | 0.760 | -5.3 | 75.8 | -0.25 | 0.802 |
| 就業状態 | U | 0.931 | 0.951 | -10.3 | | -0.91 | 0.362 |
| | M | 0.948 | 0.940 | 4.3 | 58.1 | 0.22 | 0.826 |
| 世帯年収 | U | 6.220 | 6.131 | 18.2 | | 1.12 | 0.265 |
| | M | 6.224 | 6.230 | -1.2 | 93.5 | -0.06 | 0.955 |
| 配偶者の有無 | U | 0.269 | 0.228 | 9.4 | | 0.68 | 0.496 |
| | M | 0.260 | 0.320 | -13.8 | -47.1 | -0.66 | 0.513 |
| 2_ 職位 | U | 0.250 | 0.234 | 3.6 | | 0.26 | 0.795 |
| | M | 0.240 | 0.200 | 9.3 | -155.0 | 0.48 | 0.633 |
| 3_ 職位 | U | 0 | 0 | | | | |
| | M | 0 | 0 | | | | |
| 4_ 職位 | U | 0.327 | 0.449 | -25.1 | | -1.73 | 0.084 |
| | M | 0.340 | 0.320 | 4.1 | 83.6 | 0.21 | 0.834 |
| 2_ 学歴 | U | 0.135 | 0.199 | -17.3 | | -1.14 | 0.254 |
| | M | 0.140 | 0.120 | 5.4 | 68.9 | 0.29 | 0.769 |
| 3_ 学歴 | U | 0.519 | 0.305 | 44.4 | | 3.26 | 0.001 |
| | M | 0.520 | 0.500 | 4.1 | 90.7 | 0.20 | 0.843 |

(出所) 筆者作成

明変数とした固定効果付き線形確率モデルによる推定の結果、ロボット掃除機利用の係数は全体サンプルおよび既婚男性においては統計的に有意ではない一方、既婚女性においてのみ有意に正となった。したがって、ロボット掃除機の利用は、家事負担の軽減を通じて、既婚女性における市場労働への参加を促進する可能性を有していると考えられる。

以上の分析結果から得られる政策的示唆は、以下のとおりである。第1に、ロボット掃除機のような時間節約型家電の普及は、家庭内の家事負担を軽減することを通じて、とりわけ家事を相対的に多く担っている既婚女性の時間制約を緩和しうる。したがって、家事負担の軽減を通じた就業促進を図る上では、保育サービスや育児支援策のみならず、時短家電の購入補助^{注9)}など家事の省力化に資する技術や製品の利用環境を整備することも重要である。第2に、ロボット掃除機の利用は家事時間の短縮と関連している一方で、睡眠時間への有意な影響が確認されなかったこ

注9) 例えば、愛媛県伊予市では新たに出産した家庭の育児用品、時短・省エネ家電購入を支援する出産世帯応援補助金という取組がある。

とは、時間節約型技術によって創出された時間が一様に休息へ配分されるのではなく、他の家事、余暇、市場労働などへ再配分される可能性を示唆する。したがって、時間節約型家電の普及効果を評価する際には、単なる家事時間の削減効果にとどまらず、節約された時間が家庭内活動や市場労働へどのように再配分されるのかを考慮する必要があることを示している。

本稿には、今後さらに改善すべき限界がある。第1に、時間リバウンド効果の有無を厳密に検証できていない点である。これはKHPSのデータ制約によるものである。KHPSにおける家事時間は、食事の用意、洗濯、買い物、掃除に費やす時間の合計として測定されており、各家事項目の内訳を確認することができない。そのため、ロボット掃除機の利用によって、補完的な手作業、事前の整理整頓、機器の維持管理などを通じて掃除関連活動に配分される時間が増加するという、直接的な時間リバウンド効果を検証することはできない。また、掃除負担の軽減によって生み出された時間が、料理や食器洗いなど他の家事活動へ再配分されるという、家事時間についての間接的な時間リバウンド効果についても、同様に検証できていない。第2に、内生性の問題に完全には対処できていない点である。本稿で用いた固定効果モデルは、個人に固有で時間不変な観察されない異質性をコントロールできる一方、ロボット掃除機の利用選択に影響する時間変動的な要因までは十分に捉えられない。したがって、今後は操作変数法や、ロボット掃除機の利用を外生的に割り当てるランダム化比較実験などを通じて、因果関係をより厳密に検証することが求められる。

参考文献

〈日本語〉

- 日田アトム, 澤内大輔, 近藤功庸, シモーネ・セヴェリーニ, 山本康貴 (2024) 「農業者戸別所得補償制度の導入が稲作生産性水準に及ぼした影響」『経済研究』75巻1号, pp. 1~27
- 溝淵健一 (2021) 「時短技術の普及が家庭内時間とエネルギー消費量に与える影響」『松山大学論集』第33巻第5号, pp. 1~24
- 溝淵健一 (2016) 「エネルギー効率改善によるリバウンド効果研究のレビュー」『松山大学論集』第28巻第3号, pp. 1~26

〈英語〉

- Bittman, M., Rice, J. M. and Wajcman, J. (2004) "Appliances and their impact: the ownership of domestic technology and time spent on household work," *The British Journal of Sociology*, 55(3), 401-423.
- Böckerman, P., Haapanen, M. and Jepsen, C. (2019) "Back to school: Labor-market returns to higher vocational schooling," *Labour Economics*, 61, 101758.
- Brenčić, V. and Young, D. (2009) "Time-saving innovations, time allocation, and energy use: Evidence from Canadian households," *Ecological economics*, 68(11), 2859-2867.
- Cavalcanti, T. V. and Tavares, J. (2008) "Assessing the "engines of liberation": Home appliances and female labor force participation," *The Review of Economics and Statistics*, 90(1), 81-88.
- Choi, H. J. and Kim, J. (2012) "Effects of public job training programmes on the employment outcome of displaced workers: Results of a matching analysis, a fixed effects model and an instrumental variable approach using Korean data," *Pacific Economic Review*, 17(4), 559-581.
- Coen-Pirani, D., León, A. and Lugauer, S. (2010) "The effect of household appliances on female labor force

- participation: Evidence from microdata,” *Labour Economics*, 17(3), 503–513.
- Dinkelman, T. (2011) “The effects of rural electrification on employment: New evidence from South Africa,” *American Economic Review*, 101(7), 3078–3108.
- Fink, J., Bauwens, V., Kaplan, F. and Dillenbourg, P. (2013) “Living with a vacuum cleaning robot: A 6-month ethnographic study,” *International Journal of Social Robotics*, 5(3), 389–408.
- Greenwood, J., Seshadri, A. and Yorukoglu, M. (2005) “Engines of liberation,” *The Review of Economic Studies*, 72(1), 109–133.
- Grogan, L. and Sadanand, A. (2013) “Rural electrification and employment in poor countries: Evidence from Nicaragua,” *World development*, 43, 252–265.
- Hertzum, M. (2024) “Inferior, yet transformative: the user experience with robotic vacuum cleaners,” *Interacting with Computers*, 36(1), 16–29.
- Mizobuchi, K. and Yamagami, H. (2022) “Time rebound effect in households’ energy use: Theory and evidence,” *Cleaner and Responsible Consumption*, 5, 100066
- Mizobuchi, K. and Yamagami, H. (2024) “Impact of time-saving technology on household electricity consumption: An automatic vacuum cleaner distribution experiment in Japan,” *Ecological Economics*, 223, 108231.
- Nicholls, L. and Strengers, Y. (2019) “Robotic vacuum cleaners save energy? Raising cleanliness conventions and energy demand in Australian households with smart home technologies,” *Energy Research & Social Science*, 50, 73–81.
- Scott, P. M. and Pavlisa, K. (2026) “Labor-saving durables, women’s labor-force participation, and government macroeconomic policy: the case of postwar Britain,” *European Review of Economic History*, 30(1), 53–78.
- Sorrell, S. and Dimitropoulos, J. (2008) “The rebound effect: Microeconomic definitions, limitations and extensions,” *Ecological Economics*, 65(3), 636–649.
- Sorrell, S., Gatersleben, B. and Druckman, A. (2020) “The limits of energy sufficiency: A review of the evidence for rebound effects and negative spillovers from behavioural change,” *Energy Research & Social Science*, 64, 101439.
- Tewari, I. and Wang, Y. (2021) “Durable ownership, time allocation, and female labor force participation: Evidence from China’s “home appliances to the countryside” rebate,” *Economic Development and Cultural Change*, 70(1), 87–127.
- Van de Walle, D., Ravallion, M., Mendiratta, V. and Koolwal, G. (2017) “Long-term gains from electrification in rural India,” *The World Bank Economic Review*, 31(2), 385–411.