فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق) تابستان ۱۴۰۵ ۲۳(۲) ۳۱۶-۲۹۱



فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری

صفحه‌ی اصلی وب سایت مجله:
www.jqe.scu.ac.ir
شاپا الکترونیکی: ۴۲۷۱-۲۷۱۷
شاپا چاپی: ۵۸۵۰-۲۰۰۸

بررسی تطابق الگوی جمعی(CM) بر اساس عوامل توزیعِ« تفاوت تحصیلی» و «سهم درآمدی» با رفتار کار بازاری متاهلینِ ایرانی

لیلا سادات زعفرانچی*

** استادیار اقتصاد، گروه مطالعات میان رشته ای و توسعه اقتصادی، پژوهشکده اقتصاد، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی،تهران، ایران.*

اطلاعات مقاله	طبقه‌بندیJEL: B21, D13, J22
تاریخ دریافت: ۲۶ خرداد ۱۴۰۳ *تاریخ بازنگری: ٦ مهر ۱۴۰۳* *تاریخ پذیرش: ۲۸ آبان ۱۴۰۳*	*واژگان کلیدی:* *الگوی جمعی، تفاوت تحصیلیِ زوجین، سهم درآمدیِ زوجین، کار بازاری.*

ارتباط با نویسنده (گان) مسئول:
ایمیل: l.zafaranchi@ihcs.ac.ir
0000-0002-6292-4917

آدرس پستی:
تهران، بزرگراه کردستان، خیابان دکتر صادق آئینه وند (۶۴غربی)،
کد پستی: ۱۴۳۷۷۷۴۶۸۱

قدردانی: از تمامی افراد و موسساتی که در انجام این تحقیق مولف را مساعدت نمودند، قدردانی می‌شود.
تضاد منافع: نویسنده مقاله اعلام می‌کند که در انتشار مقاله ارائه شده تضاد منافعی وجود ندارد.
منابع مالی: نویسنده هیچگونه حمایت مالی برای تحقیق، تألیف و انتشار این مقاله دریافت نکرده است.

دانشگاه شهید چمران اهواز
فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد مقداری (بررسی های اقتصادی سابق)

چکیده

الگوی جمعی (Collective Model) عرضهٔ کار بازاری خانوار از حوزه¬های مطالعاتی اخیر اقتصاد خانوار در زمینه تبیین رفتار کار بازاری متأهلین محسوب می¬شود. هدف اصلی این مطالعه بررسی اثر دو متغیر «تفاوت تحصیلات زوجین (به نفع شوهر)» و «سهم درآمدی شوهر از کلّ درآمد خانوار» بر ساعات کار متاهلینِ شاغل مبتنی بر ادبیات الگوی جمعی (CM) در ۸۰۰ خانوار ایرانی است. روش برآورد با استفاده از گشتاورهای تعمیم¬یافته (GMM)و با ملاحظات سنجی مربوطه صورت گرفته است. نتایج مطالعه مبتنی بر اطلاعات فردی و خانوادگی نمونه نشان می‌دهد متاهلین شهرنشین ساعات کار بیشتری دارند. با افزایش سن ساعات کار بازاری متاهلین کاهش یافته و دارا بودن تحصیلات دیپلم و بالاتر با افزایش ساعات کار بازاری مردان و کاهش ساعات کار بازاری زنان همراه است. کشش دستمزدی در تابع عرضه ساعات کار مردان مثبت و شکل تابع استاندارد گزارش می‌شود. کشش دستمزدی زنان منفی و پرکشش و نشاندهنده غلبه اثر درآمدی بر جانشینی در تابع عرضه کار است .

نتایج در بررسی دو متغیر منتخب عامل توزیع در الگوی جمعی(CM) نشان می‌دهد متغیر «تفاوت تحصیلات زوجین(به نفع شوهر)» با ساعات کار بازاری مردان متاهل رابطه منفی و معنادار داشته و با ساعات کار بازاری زنان متاهل ارتباط معنی‌داری نشان نمی‌دهد. همچنین رابطه متغیر «سهم درآمد شوهر از کل درآمد خانوار» با ساعات کاری مردان متاهل مثبت و با ساعات کار بازاری زنان متاهل منفی و معنی‌دار است و لذا در نمونه مطالعه شده رفتار کار بازاری شاغلینِ متاهل با ادبیات نظری الگوی جمعی(CM) همخوانی ندارد. بر این اساس همچنان باید به فرض وجود تابع ترجیحات مشترک زوجین در خانوار ایرانی توجه نمود و توصیه می شود هرگونه سیاست پرداختی به خانوار (یارانه) و دریافتی از خانوار (مالیات) بر اساس شناسایی خانوارهای هدف و نه زوجین شاغل در خانوار، وضع و اجرا گردد.

رجاع به مقاله:
زعفرانچی، لیلا سادات. (۱۴۰۵). بررسی تطابق الگوی جمعی(CM) بر اساس عوامل توزیعِ« تفاوت تحصیلی» و «سهم درآمدی» با رفتار کار بازاری متاهلینِ ایرانی. *اقتصاد مقداری (بررسی‌های مقداری سابق)*، ۲۳(۲)، ۳۱۶-۲۹۱.
10.22055/jqe.2024.46774.2636

© 2026 Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

۱- مقدمه

علم اقتصاد خانوار به وضوح در طول سه دهه گذشته تغییرات قابل توجهی یافته است و مطالعات گسترده‌ای از تحقیقات نظری و تجربی در این حوزه بر تصمیم‌گیری در خصوص مصرف، ساعات کار و تعاملات بین اعضاء خانواده (به خصوص زن و شوهر) متمرکز است. در زمینه ساعات کار متاهلین، تمایز بین تصمیمات گسسته و پیوسته خانوار در هسته‌ی

اصلی این تحولات نظری و تجربی می‌باشند. انتخاب‌های گسسته بین مجموعه‌ای از گزینه-های دو- دویی از جمله مشارکت و یا عدم مشارکت در بازار کار زن و شوهر و انتخاب‌های پیوسته (داده‌های متصل) مانند انتخاب در خصوص ساعات کار همسران از این جمله‌اند. اولین جریان مطالعاتی در زمینه نحوه تصمیم‌گیری خانوار با تمرکز بر متاهلین شاغل تحت عنوان الگوهای واحد(Unitary Model) مطرح شد. از بنیانگذاران این الگو می‌توان به ساموئلسون و بکر اشاره نمود.(Samuelson,1956; Becker,1972,1991). در این مجموعه نظری، خانوار به عنوان یک فرد تصمیم‌گیرنده در خصوص زمان فراغت و ساعات کار و دارای یک تابع مطلوبیت واحد(UM) در مقابل یک محدودیت بودجه مشترک است. اپس و ریس(۲۰۰۹) این فرض را تحت عنوان اصل "گمنامی[1]" می‌نامند که به این معنا است که افزایش درآمد هر عضو (زن و شوهر) بدون در نظر گرفتن این که چه کسی این درآمد را دریافت می‌کند، تاثیر یکسانی بر تصمیم‌گیری خانوار در زمینه ساعات کار بازاری خواهد داشت(Apps & Rees ,2009). الگوی جمعی(CM) مطرح می‌کند که تخصیص منابع درون خانوار کارآمد است و چانه‌زنی اعضاء (زوجین) منجر به تخصیص‌های بهینه پارتو می‌شود. به این معنا که اگر منابع ثابت باقی بماند، رفاه یکی از اعضاء بدون کاهش رفاه عضو دیگر امکان افزایش نمی‌یابد. چندین استدلال این فرض را تایید می‌کند که قانع کننده‌ترین آن مربوط به بهره‌گیری از نظریه بازی‌ها است که مطرح می‌کند که تخصیص کارآمد به طور خود به خود از تعاملات تکرار شونده زوجین در یک محیط ثابت(خانواده) پدید می‌آید. اگر همه تخصیص‌های کارآمدی پرتو به عنوان مرز مجموعه ترکیب‌های مطلوبیت قابل دسترسِ زوجین تحت عنوان محدودیت بودجه معین در نظر گرفته شود، بر این اساس در صورت کاهش قدرت چانه زنی هر یک از همسران، قدرت چانه زنی دیگری افزایش یافته و تعادل در مرز کارایی پارتو تغییر می‌کند(Chiappori,2002). بر اساس این الگو برخی متغیرها به ترجیحات فردی همسران و برخی متغیرها بر فرآیند تصمیم‌گیری در چهارچوب الگوهایی با چندین عامل اثرگذار مربوط می‌شوند. متغیرهایی از جنس اول از قبیل: جنس، سن و ... به اصطلاح عوامل ترجیحی[2] نامیده شده و گروه دوم متغیرها که موثر بر تخصیص منابع بین زوجین به شمار می‌روند، عوامل توزیع[3] نامیده می‌شوند. متغیرهای عوامل توزیع، متغیرهایی هستند که بر محل تعادل در مرز بهینه پرتو تاثیر گذارند ولی از آنجا که محدودیت بودجه را تغییر نمی‌دهند، بر مجموعه ترجیحات اثرگذار نبوده و آن را جابجا

[1] Anonymity
[2] Preference factories
[3] Distribution factories

نمی‌کنند. الگوی جمعی (CM) نیز دارای محدودیت‌های قابل آزمونی بوده و فروض اصلی خود را دارا است. اثبات رویکرد جمعی(CM) نشان می‌دهد که خانوار در خصوص مطلوبیت خود به عنوان یک کلّ واحد عمل نکرده و تخصیص پول و زمان بین زن و شوهر بستگی به مولفه‌هایی موثر بر تصمیم‌گیری درون خانواری زوجین خواهد داشت. از این زاویه هرگونه سیاستگذاری در مورد پرداختی به خانوار(پرداخت‌های انتقالی) و دریافتی از خانوار(مالیات) باید با توجه به تاثیر بر تخصیص‌های درون خانواری زمان و درآمد زوجین وضع شده و بنابر این به دریافت کننده و پرداخت کنندهٔ مستقیم آن بستگی دارد.

مقاله حاضر ضمن برآورد الگوی عرضه ساعات کار زنان و مردانِ متاهل و شاغل در نمونه آماریِ منتخب، بر اساس روش گشتاورهای تعمیم یافته[4] (GMM) به آزمون الگوی جمعی (CM) بر اساس توابع عرضه کار شاغلینِ متاهل پرداخته است. متغیرهای معرِّف عوامل توزیع در این پژوهش عبارت از «تفاوت تحصیلات زن و شوهر (به نفع شوهر)» و «سهم درآمد شوهر از کل درآمد زوجین» است. پژوهش بر اساس اطلاعات خُردِ فردی و خانوادگیِ ۸۰۰ زن و مرد متاهل و شاغل ایرانی و بر اساس داده‌های مقطعی حاصل از طرح آمارگیری از هزینه- درآمد خانوار شهری و روستایی در سال ۱۳۹۷ (به عنوان سالی منتخب با بالاترین آمار مربوط به پرداخت یارانه به خانوار به عنوان درآمد غیرکاری) انجام شده است. نوآوری این پژوهش قابل طرح در دو جنبه: اول، توجه به ساعات کار متاهلینِ شاغل و عوامل موثر بر آن از جنبه فردی، خانوادگی و اطلاعات درآمدی خانوار و براساس داده‌های خُرد کشور ایران در نمونه مطالعه شده و دوم، بررسی اثردو عامل توزیع پیشنهادی مبتنی بر الگوی جمعی(CM) از جمله :«تفاوت تحصیلات زن و شوهر (به نفع شوهر)» و «سهم درآمد شوهر از کل درآمد زوجین» بر ساعات کار زوجین در خانوارهای مطالعه شدهٔ ایرانی است. پس از مقدمه مقاله و در بخش دوم به پیشینه نظری و مروری بر الگوهای رایج و سیر تحولات آن در رفتارشناسی عرضه ساعات کار بازاری زنان و مردان متاهل اشاره شده است. بخش سوم به مبانی و ادبیات نظری الگوی جمعی (CM) عرضه کار بازاری زوجین و استخراج قیود آن بر اساس معرفی عوامل توزیع اشاره دارد. در بخش بعدی، شکل تبعی معادلات عرضه ساعات کار ۸۰۰ زن و شوهر با در نظر گرفتن متغیرهای معرّف خصوصیات فردی و نیز ویژگی‌های اجتماعی- اقتصادی خانوار و نیز متغیرهای معرّف عوامل توزیع با توجه به ملاحظات آماری و سنجی مربوطه استخراج و نتایج مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته

[4] Generalized method of moments

است. در بخش پایانی کوشیده شده تا با تکیه بر یافته‌های پژوهش، نتایج و پیشنهادهای کاربردی جهت بهبود سیاست‌گذاری فعّال در بازار کار شاغلینِ متاهل در کشور ارائه شود.

۲- پیشینه مطالعه

در بررسی رفتار عرضه کار بازاری خانوار الگوهای رقیب و جدّی در حوزه ادبیات بازار کار مطرح است. یکی از ابتدایی‌ترین نظریه‌های مطرح در این زمینه الگوی واحد[5] (UM) عرضه کار خانوار است. قیود قابل آزمون این الگو عبارتند از: ۱- تقارن اثرات دستمزدی (شرایط اسلاتسکی): که تصریح می‌کند تاثیر تغییر درآمد جبران شده در دستمزد شوهر بر ساعات کار همسر برابر با تاثیر تغییر درآمد جبران شده در دستمزد زن بر ساعات کاری شوهرش می‌باشد. ۲- تجمیع درآمد: که تصریح می‌کند که درآمد غیرکاری هریک از زوجین، تصمیم گیری در مورد عرضه نیروی کار را متاثر نکرده و تنها مجموع درآمد غیر کاری یک زوج می تواند بر عرضه نیروی کار آن دو تاثیرگذار باشد.

فروض الگوی واحد (UM) چه از منظر نظری و چه با رویکردی تجربی از دهۀ ۱۹۸۰ به بعد مورد انتقاد قرارگرفته و در پاسخ به ابهامات بوجود آمده، ادبیاتی تحت عنوان الگوهای غیر واحد (N-UM)[6] شکل گرفته است. در الگوهای غیر واحد(N-UM) هر عضو خانوار از جمله زوجین، مجموعه‌ای از ترجیحات شخصی مربوط به خود را دارا است. عام‌ترین تقسیم بندی ادبیات جدید الگوهای غیر واحد(N-UM)، شامل الگوهای غیر همکارانه[7] و همکارانه[8] ایستا است. اصلی ترین تفاوت الگوهای همکارانه و غیر همکارانه مبتنی بر این امر است که در الگوهای همکارانه پذیرش وجود یک قرارداد الزام آور[9] ازدواج منجر می شود که فرآیند تصمیم گیری خانوار به خروجی بهینه پارتو [10] بیانجامد و بالعکس در الگوهای غیر همکارانه با فرض عدم وجود یک توافق الزام آور انتظار خروجی بهینۀ پارتو از فرآیند تصمیم گیری زوجین در خصوص عرضۀ ساعات کار بازاری همیشگی نخواهد بود و به این ترتیب ممکن است با شروع از نقطه تعادل، رفاه یکی از اعضاء خانوار بدون کاهش رفاه عضو دیگر افزایش یابد (Chiappori, Molina, Giménez-Nadal, & Velilla, 2019). در الگوهای

---

[5] Unitary model
[6] Non- unitary model
[7] Non-cooperative models
[8] Cooperative models
[9] Binding agreements
[10] Pareto efficiency

همکارانه فرض می‌شود که افراد در صورتی ازدواج می‌کنند که مطلوبیت آنان نسبت به زمان تجردشان افزایش یابد، بر این اساس الگوی همکارانه و الگوی واحد (UM) دارای اشتراک هستند، اما تفاوت این دو الگو در زمینهٔ نحوهٔ تخصیص منابع درون خانواری است. در حالیکه الگوی واحد (UM) فرض وجود یک تابع ترجیحات مشترک را برای زوجین عنوان می‌نماید، در الگوهای همکارانه، زوجین دارای توابع مطلوبیت مستقل هستند که مبتنی بر یک الگوی چانه زنی، منجر به بروز فرآیند تصمیم گیری در خصوص تخصیص درآمد و زمان و در نتیجه ساعات کار بازاری می‌گردد. نظریهٔ مهّم چانه زنی از تدوین مقاله ای بنیادین توسط جان نش (۱۹۵۰) آغاز شد و چارچوبی مفهومی در حلّ و فصل مسائل چانه زنی را در معاملات ارائه نمود (Nash, 1950). فرض چانه زنی نَش در الگوهای همکارانه بسیار وابسته به خطی بودن توابع ترجیحات زوجین است، لذا آزمون الگوهای چانه زنی مبتنی بر دو مولفه است: اول آزمون عمومی الگوی چانه زنی نَش و دوم آزمون بسیار خاصّ مربوط به خطی بودن ترجیحات. انتقاد مطرح در زمینهٔ الگوی چانه زنی زوجین در خانوار مبتنی بر این امر است که اگر در الگوی تجربی برخی مولفهٔ های چانه زنی در تاثیر گذاری بر فرآیند تصمیم گیری زوجین در خانوار مورد تایید قرار نگیرد، استنباط واضحی نمی‌توان داشت که آیا بطور کلی رویکرد چانه زنی در مقابل الگوی واحد(UM) مورد تایید ویا تردید قرار گرفته است. بر همین اساس چیاپوری(۱۹۸۸) و اپس و ریس (۱۹۸۸) تحلیل خود را از یک نقطهٔ جایگزین آغاز می نمایند و تنها فرض اساسی در نظر گرفته شده توسط آنان در ارتباط با تصمیمات و فرآیند تصمیم گیری خانوار، مبتنی بر تبعیّت از اصل برقراری کارایی پرتو است (Apps & Rees, 1988; Chiappori, 1992). این نوآوری در زمینهٔ عرضهٔ ساعات کار بازاری زوجین با ظهور الگوهای جمعی(CM) به عنوان زیر مجموعه‌ای از الگوهای همکارانه توسط چیاپوری (۱۹۸۸) پیشنهاد و بررسی خروجیهای قابل آزمون و استخراج توابع ترجیحات فردی را امکان پذیر نموده است. رویکرد جمعی (CM)عرضه ساعات کار خانوار، سی و ششمین سال تولد خود را سپری می نماید و آن را باید یکی از موضوعات مهّم اقتصاد خُرد دانست که منشا بیشترین تولید مطالعات در سه دههٔ گذشته محسوب می‌شود (Donni & Molina, 2018). معرفی اولیه الگوی جمعی (CM) توسط چیاپوری (۱۹۸۸) با فرض داشتن ترجیحات مستقل اعضاء خانوار و شناسایی رفتار چانه زنی زوجین در کار بازاری انجام گرفت. در ادامه وی (۱۹۹۲) با در نظر گرفتن وجود مصارف خصوصی و خودخواه[11] بودن زوجین توانست امکان آزمون قیودی را بر اساس الگوی کار بازاری همسران فراهم نماید که در نهایت به

[11] Egoism

معرّفی قائدهٔ **تسهیم**[۱۲] و رفتار توزیع درآمد درون خانواری زوجین منجر شد. در ادامه این روند مطالعاتی، پژوهش‌های مختلف با در نظر گرفتن برخی متغیرها به عنوان عوامل توزیع سعی در آزمون الگوی جمعی(CM)عرضهٔ ساعات کار زوجین نمودند (Chiappori, Fortin, & Lacroix, 2002). در نظر گرفتن تفکیک اوقات فراغت زوجین به خصوصی و عمومی (Fong & zhang,2001) و ملاحظهٔ تصمیم گیری غیر مشارکتی با در نظر گرفتن راه حل‌های گوشه‌ای(Donni & Chiappori, 2011) نیز از جمله مطالعات تکمیلی دیگر در این حوزه محسوب می‌شود. در حوزهٔ مطالعات تجربی اقتصاددانان با تمرکز بر داده های موجود بازار کار در کشورهای مختلف در صدد ارزیابی متغیرهای معرّفی شده تحت عنوان عوامل توزیع بر ساعات عرضهٔ کار بازاری زوجین در خانوار پرداختند که از آن جمله می توان به بلومن (۲۰۱۰) بر اساس داده های هلند و لاکریکس و ردچنکو (۲۰۱۱) بر اساس داده های روسیه اشاره نمود (Bloemen, 2010; Lacroix & Radtchenko, 2011). ارتباط بین بازار کار و بازار ازدواج نیز با ترکیب الگوهای تعادل عمومی و پیوند آن با الگوی جمعی (CM) و اثر آن بر تخصیص زمان کار بازاری زوجین مورد ملاحظه قرار گرفته است (Chiappori, Salanié, & Weiss, 2017; Choo, Seitz, & Siow, 2008; Galichon & Salanié, 2022; Goussé, Jacquemet, & Robin, 2017). جریان مطالعاتی اخیر جهانی با اهدافی نظیر بهبود سیاستگذاری بازار کار متاهلین شاغل، ارزیابی و اصلاح سیاست های مالیاتی، تغییر قوانین موثر و مرتبط با توزیع درآمد درون خانواری، انتخاب الگوی مناسب و جلوگیری از نتایج نامطلوب الگوهای غیر مرتبط در زمینهٔ**عرضه** کار بازاری زوجین روند رو به گسترشی یافته است. سوال اصلی در این گروه از مطالعات پاسخ به این سوال کلیدی است که آیا در سیاست‌های پرداختی (یارانه) و یا دریافتی (مالیات) از خانوار،تعیین هویت و تشخیص فرد دریافت کننده و یا پرداخت کننده می تواند بر رفاه سایر اعضاء و همچنین تصمیمات اوقات فراغتی آنها اثر گذار باشد؟ این همان مبنایی است که می تواند در رّد الگوی واحد (UM) و تایید الگوی جمعی (CM) عرضهٔ کار زوجین مورد ملاحظه قرار گیرد (Chiappori & Mazzocco, 2017). در مطالعه اخیر انجام شده توسط چیاپوری و دیگران(۲۰۲۴)، با استفاده از دو کالای عمومی شامل هزینه‌های کودکان و هزینه مسکن به توزیع رفاه در خانوارهای ژاپنی بر اساس الگوی جمعی(CM) و با وجود ترجیحات مختلف در خانوار پرداخته شده است(Chiappori, Meghir & Okuyama, 2024). در خصوص آزمون الگوی جمعی(CM) عرضه کار خانوار بر اساس اطلاعات خانوارها درکشورهای مختلف

[12] Sharing rule

نیز می‌توان به مطالعه مولینا ، ولیلا و ابارا (۲۰۲۳) درکشور اسپانیا، پژوهش جیووانیس وازنور(۲۰۱۹) بر اساس اطلاعات خانوار در عراق و پژوهش لاکامبرا(۲۰۲۲) با تمرکز بر بررسی نتایج تجربی الگوی جمعی(CM) عرضه کار خانوار در سیزده کشور توسعه یافته اشاره نمود.(Molina, Velilla & Ibarra, 2023; Giovanis & Oznur, 2019; Lacambra, 2022). در بررسی پژوهش‌های مرتبط داخلی و ملّی، مطالعات محدودی در این حوزه انجام شده است. زعفرانچی (۱۳۹۹)، در مقاله خود با عنوان آزمون الگوی واحد (UM) عرضه کار خانوار و با بررسی قیود اصلی الگوی واحد (UM)، قابلیت این الگو را در شناسایی رفتار عرضه نیروی کار خانوار کشور بررسی نموده است. الگو عرضه ساعات کار زوجین بر اساس اطلاعات خُرد خانوار شهری و روستایی در سال ۱۳۹۲ برآورد شده است. برآوردها با توجه به روش‌های آماری و اقتصاد سنجی و در چارچوب الگوی خطی - نیمه لگاریتمی، با لحاظ تفکیک و تجمیع درآمد غیر کاری صورت گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که قید تجمیع درآمد الگوی واحد (UM) در عرضه ساعات کار بازاری مردان تایید و در الگوی عرضه ساعات کار زنان در خانوار تایید نمی‌گردد. نتایج آزمون قید تقارن اسلاتسکیِ الگوی واحد(UM) نیز در هر دو الگوی ساعات کار زوجین تایید می شود. نتایج این مقاله بر اساس داده های مطالعه شده، اگرچه شواهد مهمی را به نفع الگوی واحد (UM) فراهم می آورد، اما نتیجه گرفته شده که همچنان جهت بهبود سیاستگذاری توجه به الگوهای جدید عرضه کار زوجین در خانوار مطابق با داده های ملی می تواند در تحقیقات آینده مورد توجه قرار گیرد (Zafaranchi, 2020). در تحقیق انجام شده توسط کشاورز و برهانی (۱۳۹۱) تابع عرضهٔ نیروي کار فردي اعضاي خانوار(زن و شوهر) برآورد شده و تأثیر تغییرات نسبت جنسیتي، به عنوان یک عامل توزیع در الگوی جمعی(CM)، در کنار سایر عوامل تعیین کننده ساعات کار بازاری، با استفاده از روش اقتصاد سنجی داد های پانل در حضور متغیرهاي توضیحي درونزا، مورد بررسي قرار گرفته است. این بررسي با توجه به اطلاعات موجود سالهای۱۳۸۰ تا ۱۳۸۲، نشان می‌دهد که نسبت جنسیتی بر عرضه نیروی کار زنان، تاثیر منفی و بر عرضهٔ نیروی کار مردان تاثیر مثبت دارد. معنی دار بودن این ضریب صحت الگوهای سنتی و چانه‌زنی غیر همکارانه را مورد تردید قرار می‌دهد. بر اساس یافته‌های این پژوهش درصورت کاهش نسبت جنسیتی، عرضه کار زنان در بازار کار افزایش یافته و بطور بالقوه بیکاری مردان افزایش می‌یابد(Keshavarz & Borhani, 2013).

۳- ادبیات نظری

الگوی جمعی(CM) در دهه‌های اخیر تکامل یافته و شـــامل کالاهای عمومی(چیاپوری و ویس،۲۰۰۷)؛ مشـــارکت در اشـــتغال(بلوندل، مگیر و چیاپوری،۲۰۰۵)؛ تولیدات خانگی(برونینـگ، چیـاپوری و لابـل،۲۰۱۳) و ابعـاد زمـانی(چیـاپوری و مگیر،۲۰۲۱) می‌شـــود (Chiappori & Weiss,2007; Blundell, Meghir & Chiappori,2005; Chiappori & Meghir,2021; Browning, Chiappori & Lewbel, 2013). در این بخش خلاصه‌ای از نسخه اصلی الگوی جمعی(CM)عرضه نیروی کاربر اساس تحقیق انجام شـــده توســـط چیاپوری و همکاران(۲۰۰۲) و مولینا و همکاران(۲۰۲۳) با عوامل توزیعی پیشنهادی ارائه شده است (Chiappori, Fortin & Lacroix,2002; Molina, Velilla & Ibarra,2023).

در رویکرد عمومیِ الگوی جمعی (CM)، اگر h^i و c^i برای i=1,2 به ترتیب معرّف عرضه ساعات کار زوج i ام ($0\leq h^i\leq 1$) و مصرف یک کالای ترکیبی هیکسی -که قیمتش به واحد تغییریافته- باشد، رفاه زوج i ام می تواند به مصرف و ساعات عرضهٔ **کار همسرش از روش‌های گوناگونی** وابســـته باشـــد، لذا: $u^i = (1-h^1, c^1, 1-h^2, c^2, z)$ تابع مطلوبیت زوج i ام وz برداری از فاکتورهای شـخصـی از قبیل سـن و تحصـیلات متاهلین اسـت. اگر w^1 ،w^2 وy به ترتیب معرف دسـتمزد متاهلینِ شـاغل و درآمد غیر کاری خانوار باشـد، با در نظر گرفتن s به عنوان برداری از عوامل توزیع[۱۳] و تحت قاعدهٔ **اینکه تصـمیم گیری درون خـانواری از خصـوصـیّـت کـارایی پرتو تبعیـت می نمـاید، برای هر ترکیـب داده شـــده از** (w^1, w^2, y, s, z) ، یک فاکتور وزنی $\mu(w^1, w^2, y, s, z)$ وجود دارد- متعلق به [۰،۱]- ، بگونه ای کهh^i, c^i حاصل حل مسئله زیر:

$$\underset{(h^1,h^2,c^1,c^2)}{\text{Max}}\ \mu\, U^1 + (1-\mu)\, U^2 \qquad (۱)$$

با در نظر گرفتن قید زیر است:

$$w_1 h^1 + w_2 h^2 + y \geq C^1 + C^2$$
$$0\leq h^i \leq 1 \quad , \quad i=1,2$$

تابع μ قابل دیفرانسیل گیری پیوسته نسبت به متغیرها فرض شده و لذا موقعیت خاص در مرز بهینهٔ پارتو به تمام پارامترهای مربوط به μ از جمله w1، w2، y، s و z، وابسـته خواهد بود. همچنین از آنجا که بردار عوامل توزیع s ، تنها در μ ظاهر می شـود،

[13] Distribution factor

یک تغییر در s ، تاثیری بر جابجایی مرز پارتو نداشـــته و تنها نقطهٔ نهایی واقع بر مرز را تحت تاثیر قرار می دهد. در رویکرد عمومی، با فرض داشتن راه حل های داخلی (متاهلینِ شـــاغل)، قیود (یا محدودیت های) عرضـــهٔ کار قابل اســـتخراج خواهد بود. به خوبی اثبات می‌شـــود که حل مســـئله فوق، بر اســـاس قضـــیه بنیادی دوم رفاه، معادل یک فرآیند دو مرحله‌ای غیرمتمرکز اســـت که در آن، ابتدا اعضـــای خانوار در خصـــوص تخصـــیص درآمد خانوار بر اساس "قانون اشتراک‌گذاری(ϕ)"مذاکره می‌کنند، ϕ=ϕ(μ)، به طوری که فرد اول معادل ϕ=ϕ۱ را دریـافت و فرد دوم معـادل ϕ=y-ϕ۲ را دریـافت خواهـد کرد. بنـابراین بر اســـاس مطالعه چیاپوری و همکاران (۲۰۰۲) هر یک از همســـران مســـئله فردی زیر را حل خواهد کرد:

$$\underset{\{h^i,\ c^i\}}{\text{Max}}\ U^i(1-h^i,\ c^i,\ z) \qquad (۲)$$

با توجه به قید بودجه زیر:

$$w_1h^i+\varphi_i(\mu)=c^i \qquad (۳)$$

سـپس، راه‌حل مسـئله خانوار را می‌توان به عنوان راه‌حل برنامه‌ی اولیه یا به طور معادل به عنوان راه‌حل برنامه‌های فردی همسران مشمول قانون اشتراک‌گذاری بیان نمود. به عبارت دیگر معادلات عرضه نیروی کار زن و مرد شاغل طبق معادلات ذکر شده‌ی فردی به قرار زیر خواهد بود:

$$h^1(w_1, w_2, y, z, s)= H^1(w_1, \varphi(w_1, w_2, y, z, s), z) \qquad (۴)$$

$$h^2(w_1, w_2, y, z, s)= H^2(w_2, y- \varphi(w_1, w_2, y, z, s),z) \qquad (۵)$$

جایی که Hi معرف تقاضای مارشالی فردی همسران و یا به عبارتی حل معادلات (۱)(۲)و (۳) است. با استفاده از معادلات فوق، چیاپوری و همکاران (۲۰۰۲)، مجموعه‌ای از قیود قابل آزمایش جهت برآورده شدن فروض الگوی جمعی (CM) را استخراج کرده‌اند. اگر چنین قیودی برآورده شوند، سیستمی از مشتقات جزئیِ معادله قانون اشتراک‌گذاری که غیرقابل مشاهده است، بر حسب مشتقات معادلات عرضه نیروی کار همسران قابل ارائه خواهد بود. با توجه به این که "قانون اشتراک‌گذاری" مربوط به موقعیت‌های تصمیم‌گیری همسران است- همان‌طور که توسط وزن پارتو نمایش داده می‌شود- الگوی جمعی (CM) امکان مطالعه تصمیم‌گیری درون خانواری را از طریق رفتار قابل مشاهده همسران فراهم می‌کند. نظر به این کلّیت و با فرض این که اندیس ۱ نماینده زن و اندیس ۲ معرف شوهر در خانوار است، بر اساس تحلیل‌های انجام شده توسط چیاپوری و همکاران (۲۰۰۲) و

مولینا و همکاران(۲۰۲۳)، فرم پارامتری نیمه لگاریتمی معمول معادلات عرضه نیروی کار زن و مرد در خانوار به شکل زیر استخراج می‌شود(Chiappori, Fortin & Lacroix,2002; Molina, Velilla & Ibarra,2023):

$$h^1= F_0+ F_1\log w_1+ F_2\log w_2+ F_3y+ F_4\log w_1 \log w_2+ F_5S_1 \ F_6S_2+ F_7z \quad (۶)$$

$$h^2= M_0+ M_1\log w_1+ M_2\log w_2+ M_3y+ M_4\log w_1 \log w_2 + M_5S_1 + M_6S_2+ M_7z \quad (۷)$$

که در آن h1 وh2 به ترتیب معرّف ساعات کار زن و شوهر ، w1وw2 به ترتیب برابر دستمزد ساعتی زن و شوهر و Y معرف درآمد غیر کاری(متفرقه) خانوار و S_1 و S_2 دو عامل توزیع معرفی شده موثر بر تعاملات درآمدی متاهلین وZ معرف بردار خصوصیات فردی و خانوادگی همسران (سن، تحصیلات، محل سکونت، تعداد فرزندان و....) است. نتیجهٔ اساسی این است که عوامل توزیع بر انتخاب مصرف و ساعات کار زوجین تنها از طریق تاثیر بر محل انتخاب نقطه درمرز پارتو یا به عبارتی از خلال وزن ترجیحات زن و شوهر اثرگذار می¬باشند و از آنجا که این وزن یک بعدی نیست، به این معنا است که نسبت¬های تاثیرعوامل توزیع در دو تابع عرضهٔ ساعات کار زوجین یکسان خواهد بود. شایان ذکر است که قیود ذکر شده فقط در صورت وجود حداقل دو عامل توزیع ظاهر می¬شوند و می¬تواند آزمونی جهت دسترسی به بهینه¬ی پارتو را بر اساس الگوی جمعی (CM) فراهم نماید. نتایج گرفته شده توسط چیاپوری و اکرلند (۲۰۰۶) نشان می¬دهد که شرط ذکر شده کافی است(Chiappori & Ekeland, 2006) . بنابراین اگر یک عامل توزیع به نفع یکی از زوجین باشد، کاهش در عرضهٔ ساعت کار بازاری وی از طریق افزایش سهم او از درآمد و همچنین افزایش ساعت کار بازاری زوج دیگر دیده می‌شود. سپس اگر $\frac{M_3}{F_3} \neq \frac{M_5}{F_5}$ باشد، می‌توان مجموعه‌ای از مشتقات جزئی جهت استخراج "قانون اشتراک‌گذاری" را محاسبه نمود که عبارت زیر را بر این اساس مشخص می‌کند:

$$\Delta= 1/\Delta\ (M_1F_4\log w_1 + F_2M_4\log w_2+ F_3M_4y+ F_4M_4\log w_1 \log w_2+ M_4F_5S) + K(z) \quad (۸)$$

رابطه فوق تنها زمانی معتبر خواهد بود که: $\frac{M_4}{F_4} = \frac{M_5}{F_5} = \frac{M_6}{F_6}$ باشد، جایی که $\Delta= F_3M_4- F_3M_3\neq 0$ و K(z) معرف جزء ثابت است.

برخی از متغیرهایی که در تحقیقات مختلف جهت آزمون الگوی جمعی(CM)، به عنوان عوامل توزیع در نظر گرفته و آزمون شده اند عبارت از: شاخص جنسیت و قوانین طلاق(Chiappori, Fortin & Lacroix,2002; Molina, Velilla & Ibarra,2023)،

تفاوت درآمدی و تفاوت سـنّی زوجین (Bourguignon, Browning & Chiappori, 1995)، سهم زن از کلّ هزینه¬های ازدواج (Hendy & Sofer, 2010)، وجود برنامه¬های پرداخت انتقالی به یکی از زوجین(Lyssiotou، Attanasio & Lechene,2017) ناتوانی جسـمانـی یـکـی از زوجـیـن (Rapoport, Sofer & Sola,2011; Giovanis& Ozdamar,2018)رسـیدن ارث به یکی از زوجین می‌شـد(Blau & Goodstein,2016) می‌باشـد. مطالعه حاضـر با بررسـی اثر دو عامل توزیع از جمله:«تفاوت تحصـیلات زن و شوهر (به نفع شوهر)» و «سهم درآمد شوهر از کل درآمد زوجین» در الگوی عرضه ساعات کار متاهلینِ شـاغل مبتنی بر الگوی جمعی(CM)، کوشـیده اسـت تا با تحلیل نتایج، میزان توضیح دهندگی این الگو را در تبیین رفتار نمونه آماری بررسی نماید. لازم به ذکر است به جهت عدم تایید شرط اولیه لازم جهت استخراج قانون اشتراک گذاری($\frac{M_4}{F_4}=\frac{M_5}{F_5}=\frac{M_6}{F_6}$) بر اساس اطلاعات نمونه آماری این تحقیق، قانون اشتراک گذاری و احصاء آن عملا از دستور مطالعه حاضرخارج شده است.

۴- برآورد الگو و یافته‌های پژوهش

۴-۱ اطلاعات آماری

اطلاعات این مطالعه از داده‌های خُرد اقتصادی – اجتماعی خانوار و از طرح آماری هزینه درآمد خانوار شهری و روستایی اخذ شده است. از آنجا که یکی از متغیرهای مهم برآورد مربوط به درآمدهای غیرکاری خانوار است، اطلاعات پایه مربوط به طرح آمارگیری سال ۱۳۹۷ است. علت انتخاب این سال در بررسی انجام شده حداکثر بودن خانوارهای یارانه بگیر(به عنوان درآمد غیر کاری) نسبت به سال‌های بعدی است. در سنوات بعدی به تدریج با توجه به کاهش دریافت کنندگان یارانه، کاهش معنادار حجم نمونه، مانع برآورد بوده است. جهت دستیابی به اهداف پژوهش و بررسی و تطابق رویکرد جمعی(CM) با داده‌های ملی، رعایت سه شرط: تاهل، اشتغال و دارا بودن درآمدهای غیرکاری شاغلین در گردآوری آمار مورد توجه است. رعایت قید اولیهٔ **تاهل** در کلّ جامعه آماری در سال ۱۳۹۷، موجب تمرکز بر ۳۱۴۰۶ خانوار دارای زوج(سرپرست و همسر) با ترکیب ۱۵۷۶۶ خانوار شهری و ۱۵۶۴۰ خانوار روستایی گردید. رعایت پیش شرط دوم یا ضرورت اشتغال هر دو زوج نیز اطلاعات را بر تعداد ۱۴۱۰ زن و مردِ شاغل و متاهل (۱۴۱۰ مرد و ۱۴۱۰ زن) محدود نمود. در نهایت با توجه به قید سوم و در نظر گرفتن خانوار دارای زوج هر دو شاغل و دارای درآمد غیر کاری، به همراه حذف داده های پرت، به استخراج اطلاعات ۸۰۰ زن و مرد شاغل و متاهل در ۴۵۳

خانوار شهری و ۳۴۷ خانوار روستایی منجر شد. متغیرهای مورد استفاده در پژوهش در سه سرفصل کلّی، متغیرهای فردی و خانوادگی، متغیر های توزیعی و متغیرهای درآمدی و عرضهٔ **ساعت کار زوجین قابل تقسیم‌بندی است.**

میانگین سنی زوجین به ترتیب برای مردان و زنان ۴۳/۲ و ۳۹/۵ سال است. در خانوارهای مطالعه شده، ۳۵ درصد از شوهران و ۴۶ درصد از زنان تحصیلات دیپلم و بالاتر داشته و۶۳ درصد از خانوارها ساکن در مناطق شهری بوده‌اند. میانگین ساعت کاری زنان و مردان به ترتیب ۳۶ و ۴۵/۵ ساعت در هفته گزارش شده، که از الگوی جهانی تبعیت می نماید. درآمدهای غیر کاری زوجین (شامل دریافتی حاصل از پرداخت یارانه) به ترتیب برای زنان و شوهران برابر ۵۸۴/۷۳۹ و ۲/۳۲۰/۶۳۰ ریال در ماه و میانگین دستمزد ساعتی شوهران و همسرانشان در نمونه بررسی شده به ترتیب برابر ۸۸/۶۵۳ و ۷۴/۸۰۶ ریال است. با توجه به ادبیات نظری جهت آزمون الگوی جمعی (CM) عرضه کار خانوار، حداقل دو عامل توزیع درآمد درون خانواری در توابع برآوردی مورد نیاز است. لذا در این تحقیق دو متغیر تفاوت تحصیلات زوجین (بالاتر بودن تحصیلات شوهر نسبت به زن) و سهم درآمد شوهر از کل درآمد خانوار،به عنوان متغیرهای توزیعی الگو انتخاب شده‌اند. متغیر تفاوت تحصیلات زوجین به صورت متغیری مستقل وگسسته (تحصیلات مرد منهای زن) و در شش زیرگروه در نظر گرفته شده- بدون اختلاف مدرک تحصیلی، یک واحد اختلاف مدرک تحصیلی، دو واحد اختلاف مدرک تحصیلی، سه واحد اختلاف مدرک تحصیلی، چهارواحد اختلاف مدرک تحصیلی، پنج واحد اختلاف مدرک تحصیلی- و در نمونهٔ مطالعه شده، زنان نسبت به شوهران تحصیلکرده‌ترند. در ۵۹ درصد از خانوارهای نمونه، سطح تحصیلات زن و شوهر یکسان است. در ۱۹ درصد از خانوارها تحصیلات زن یک گروه تحصیلی از شوهر بالاتر، در ۱۵ درصد از خانوارها تحصیلات شوهر یک گروه تحصیلی از تحصیلات همسر بالاتر، در ۶ درصد از خانوارها تحصیلات زن دو گروه تحصیلی بالاتر از شوهر و در ۱ درصد از خانوارها تحصیلات شوهر دو گروه تحصیلی بالاتر از همسر گزارش می‌شود. در خصوص نسبت درآمد شوهر از کل درآمد زوجین به عنوان یکی دیگر از متغیر های توزیعی ملاحظه شده، داده‌ها نشان می‌دهد در ۸۰٪ از خانوارهای نمونه سهم درآمد شوهران از کلّ درآمد زوجین (شامل درآمد کاری و متفرقه) بیشتر و در ۱۹٪ خانوارها سهم درآمد زن از کلّ درآمد زوجین نسبت به شوهر بیشتر و در سایر خانوارها (۱٪) سهم زن و شوهر از کلّ درآمد زوجین برابر است.

با توجه به ملاحظات سنجی در بسیاری از تحقیقات تجربی امکان مشاهدهٔ داده‌های پیوسته از متغیرهای وابسته و مستقل برای کلّ جامعهٔ مورد مطالعه وجود ندارند. درمواردی نیز امکان مشاهدهٔ داده های پیوسته تنها برای زیر مجموعه ای از جامعه پدید

می‌آید. تکنیک‌های گوناگونی برای در نظر گرفتن این نوع محدودیت و کاستی در داده‌ها، در هنگام برآورد ضرایب معادلات رگرسیونی که در آن متغیر وابسته از نوع محدود شده می‌باشد، ارائه شده است. زمانی که لازم است معادلهٔ دستمزد پیشنهادی برای افراد در سنین کار در نظر گرفته شود این معادله باید مُعّرف تمامی افراد در سنین کار بوده و صرفا مؤُید دستمزد پیشنهادی افراد شاغل در زمان جمع آوری داده‌های آماری نباشد. اما از آنجا که در زمان گردآوری داده‌ها تنها دستمزد پیشنهادی افراد شاغل قابل رؤیّت است، بطور جّدی مشکل انتخاب نمونه مطرح می شود، چرا که اطلاعات کلیدی یک متغیر(دستمزد پیشنهادی)تنها برای زیر مجموعه‌ای از جمعیت قابل مشاهده است و دستمزد پیشنهادی افرادی که به جهت پایین‌تر بودن دستمزد پیشنهادی به آنان از دستمزد آستانه، مایل به مشارکت در بازار کار نشده‌اند امکان مشاهده ندارد. به همین جهت به دلیل بالا بودن نرخ مشارکت اقتصادی مردان، بویژه مردان متاهل، مسئلهٔ تورش نمونهٔ متغیر دستمزد ناشی از قطع تصادفی داده ها برای این گروه قابل اغماض است، به این معنا که تقریبا دستمزد مشاهده شده نماینده کل دستمزد پیشنهادی و دستمزد آستانه‌ای برای مردان محسوب می‌گردد، اما به دلیل اینکه جمع نسبتا وسیعی از زنان متاهل غیرشاغلند، مشکلات در الگوسازی پیچیده و دشوارتر می‌گردد (Blundell, Chiappori, & Meghir, 2005). لذا به جهت حجم اندک زنان مشارکت کننده در بازار کار و رعایت مسائل سنجی، مسئله تورش نمونه آماری[۱۴] ناشی از نمونه‌های سانسور شده [۱۵]و قطع شده در برآورد رفع شده و متغیر معکوس میلز[۱۶] به عنوان متغیر جانبی الگو، محاسبه و در برآورد ساعت کار زنان لحاظ شده است.

۲-۴- برآورد توابع عرضه ساعات کار

با اســـتناد به مبانی نظری الگوی جمعی(CM)، شـــکل تبعی و کاربردیِ معادلات عرضـــهٔ ساعات کار زن و شوهر در خانوار، در توابعی فاقد محدودیت و با در نظر گرفتن دو عامل توزیعِ تفاوت تحصیلات و سهم هریک از زوجین از کلّ درآمد زن و شوهر تخمین زده شد. مبتنی بر پژوهش انجام شـــده توســـط چیاپوری و همکاران (۲۰۰۲) و مطالعه اخیر مولینا و همکاران(۲۰۲۳)، فرم پارامتری نیمه لگاریتمی معمول معادلات عرضـه نیروی کار زن و مرد

[14] Sample Selection Bias
[15] Censored
[16] Inverse mill's ratio

در خانوار به شکل زیر استخراج شده است (Chiappori, Fortin & Lacroix,2002; Molina, Velilla & Ibarra,2023):

$$logh^1 = f_0 + f_1 logw_1 + f_2 logw_2 + logw_1 logw_2 + f_4 logy + f_5 s_1 + f_6 s_2 + f_7' z + \varepsilon_1 \quad (۹)$$

$$logh^2 = m_0 + m_1 logw_1 + m_2 logw_2 + logw_1 logw_2 + m_4 logy + m_5 s_1 + m_6 s_2 + m_7' z + \varepsilon_2 \quad (۱۰)$$

که در آن ، h^1 و h^2 به ترتیب ساعات کار بازاری ماهانهٔ زن و شوهر، f_i و m_iاسکالر بوده و f_8' و m_8' بردارهای K پارامتری شامل مشخصات فردی متاهلین از جمله سن، درجه تحصیلات، منطقه سکونت و تعداد فرزندان در خانوار است. w_1 وw_2 به ترتیب دستمزد ساعتی زنان و مردان، y_1 وy_2 به ترتیب درآمد غیر کاری زنان و مردان، s_1 متغیر توزیعی معرّف تفاوت تحصیلات زن و شوهر و s_2 متغیر توزیعی معرّف سهم شوهر از کل درآمد زوجین است. الگوی نیمه لگاریتمی پیشنهادی امکان بررسی شیب مثبت و همچنین بررسی خمیدگی رو به عقب[17] ناشی از تعیین علامت $\partial h_i / \partial w_i$ را فراهم کرده و از سوی دیگر شکل لگاریتمی درآمدهای غیر کاری زوجین، تخمین کشش‌های درآمدی را قابل احتساب می‌نماید.

جدول ۱. برآورد لگاریتم ساعت کار بازاری ماهانهٔ متاهلین به روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)
مأخذ: نتایج پژوهش

Table 1. Estimating the logarithm of the monthly working hours of married people by the method of generalized moments
Source: Research results

متغیر توضیحی	زن	مرد
سن (Age)	***- ۰/۰۰۹۹ (۰/۰۰۲۵)	***- ۰/۰۰۵۰ (۰/۰۰۱۷)
دارا بودن تحصیلات دیپلم و بالاتر (GR3)	***-۰/۱۲۶۸ (۰/۰۴۸۷)	***۰/۱۶۰۵ (۰/۰۳۹۳)
منطقه سکونت (RU)	***-۰/۲۶۹۴ (۰/۰۶۶۷)	***-۰/۱۹۰۵ (۰/۰۲۷۸)
تعداد فرزندان (Total child)	-۰٫۰۰۵۵ (۰٫۰۱۳۴)	۰/۰۲۳۴ (۰/۰۱۳۱)

[17] Upward sloping

لگاریتم دستمزد ساعتی زن log(E _ women)	*-۱/۴۵۲۰ (۰/۷۴۲۰)	***۰/۳۷۹۲ (۰/۲۶۳۷)
لگاریتم دستمزد ساعتی مرد log(E _ men)	-۰/۴۱۷۱ (۰/۷۹۹۲)	***۰/۷۹۷۹ (۰/۲۶۲۹)
حاصل ضرب دستمزد ساعتی مرد و زن log(Log(E _ women)* log(E _ men	۰/۰۷۳۸ (۰/۰۶۹۳)	***-۰/۲۱۴۱ (۰/۰۴۲۹)
درآمد غیر کاری ماهانه خانوار Non_labor income	***-۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۰۳)	***-۰/۰۰۰۰ (۰/۰۰۰۶)
تفاوت تحصیلات مرد و زن(به نفع شوهر) (Diff_Education)	۰/۰۱۲۳ (۰/۰۲۷۰)	**-۰/۰۴۰۱ (۰/۰۱۷۴)
سهم مرد ازکل درآمد خانوار (Share_Income)	***-۲/۷۷۷۱ (۰/۲۶۳۴)	***۰/۹۶۰۷ (۰/۱۲۲۷)
معکوس نسبت میلز (Inverse Mill's ratio)	***-۰/۲۳۸۵ (۰/۰۸۱۱)	-------
R-squared	۰/۵۲	۰/۴۶
Durbin-Watson	۱/۹۵	۱/۹۲
J-statistic	۴/۴۹	۲/۱۳
Prob(J-statistic)	۰/۸۱	۰/۱۳

- ارقام داخل پرانتز معرف انحراف معیار است. ۰/۱ > p *، ۰/۰۵> p ** و ۰/۰۱> p ***.
- دستمزد ساعتی و درآمد غیر کاری (متفرقه) در جدول فوق بر حسب ریال است.

در خصوص روش برآورد و جهت رفع درونزایی متغیر دستمزد، به جهت وجود خطای در اندازه گیری[18]، از آزمون دوربین- هاسمن[19] استفاده شده است. آماره آزمون دارای توزیع χ^2 با درجهٔ آزادی برابر با تعداد متغیرهای آزمایش شده جهت درونزایی است. احتمال آمارهٔ j، به ترتیب برای مردان برابر ۰/۰۱ و برای زنان برابر ۰/۰۴ گزارش شده که نظر به اثبات درونزایی در الگو، استفاده از روش متغیرهای ابزاری کارا خواهد بود. جهت انتخاب روش ابزاری مناسب - از آمارهٔ **آزمون بروش پاگان**[20] استفاده شده است. بر این اساس ابتدا الگوی عرضهٔ **ساعات کار زوجین مبتنی بر فرض وجود همسانی واریانس تخمین زده شده و فرضیهٔ**

[18] Error in measurement
[19] Durbin-Wu Hausman
[20] Breusch-Pagan-Godfrey test

صفر مبنی بر وجود همسانی واریانس رد و لذا مزّیت استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته GMM در مقایسه با سایر روش های ابزاری نظیر IV و 2SLS با وجود ناهمسانی واریانس به اثبات رسید. این تخمین زننده نیازی به اطلاع دقیقی از توزیع جملات خطا ندارد و برخلاف روش OLS در روش GMM به اطلاعات کامل توزیع داده¬ها نیازی نیست و به عبارتی دیگر مستلزم هیچگونه دانشی از شرایط اولیه یا اخلال نیست و می تواند برای شرط ناهمسانی واریانس و نیز خودهمبستگی ناشناخته برآورد قدرتمندی محسوب گردد. در روش GMM اگر الگو بیش از حد قابل شناسایی باشد، می توان از آزمون های مرتبط جهت اعتبار ابزارها استفاده نمود[۲۱].

در روش GMM برای اینکه یک متغیر، ابزار مناسبی محسوب گردد باید دو شرط اصلی برقرار باشد. اول اینکه متغیر ابزاری باید به شدت با متغیر درونزای مربوطه در ارتباط باشد و دوم باید نسبت به جملهٔ خطا در معادله، متعامد باشد(Wooldridge,2010). جهت بررسی متغیر ابزاری مرتبط با متغیر درونزای الگو، از آزمون سارگان معرفی شده توسط آرلاند و باند (۱۹۹۱) استفاده شده است (Arellano& Bond,1999). میزان احتمال آزمون سارگان در هر دو برآورد عرضه ساعات کار زنان و مردان بالاتر از ۰٫۰۵ بوده و نشانگر مناسب بود ابزارهای بکار رفته در هر دو الگو است. آزمون متعامد بودن[۲۲] که تحت عناوین دیگری از جمله تفاوت فاصله[۲۳] و هایاشی (۲۰۰۰) نیز نامیده می شود ،اغلب با نام آزمون C[۲۴] شناخته می‌شود(Hayashi,2000). فرضیه تهی این آزمون برابر است با اینکه متغیرهای مورد نظر ابزارهای مناسبی هستند. در این برآورد کلیه متغیرهای ابزاری مورد ارزیابی آزمون C قرار گرفته‌اند و اعتبار ابزارها از جهت متعامد بودن تایید شد. اگرچه روش تخمینی گشتاورهای تعمیم یافته(GMM) اصولا برای رفع مشکل ناهمسانی واریانس موجود در الگو توصیه می‌شود، لیک جهت قضاوت مناسب بودن تخمین الگوی رگرسیونی، واریانس ناهمسانی جملات پسماند پس از برازش الگو بر اساس آزمون بروش-پاگان-گادفری بررسی شد. نتایج نشان می‌دهد که در سطح ۹۵ درصد احتمال، جملات پسماند و متغیرهای توضیحی الگوهای برازش شده دارای ناهمسانی واریانس نمی‌باشند. در الگوهای رگرسیونی برازش شده حاضر، آمارهٔ دوربین واتسون در

[21] Testing validity of instruments
[22] Instrument orthogonality test
[23] Distance difference
[24] C test

دامنه مناسب تغییرات بهینه خود قرار داشته و دلیلی بر عدم وجود همبستگی جملات پسماند در الگو است. لیک جهت قضاوت صریح‌تر در بررسی وجود همبستگی و یا استقلال جملات پسماند از متغیرهای توضیحی در الگو، از آزمون بروش-گادفری استفاده شده است. نتایج این آزمون بر اساس آمارهٔ f در الگوی مردان و زنان به ترتیب برابر ۰/۳۹ و۰/۸۳ و میزان احتمال گزارش شده برابر ۰/۵۵ و ۰/۴۳ است که نشان می‌دهد فرضیه صفر مبتنی بر وجود همبستگی سریالی در هر دو الگوی برازش شده رد می‌شود.

۳-۴- بررسی نتایج برآورد

در تحلیل نتایج تخمین، در ابتدا متغیرهای مبتنی بر ویژگیهای فردی مورد تحلیل قرار گرفته است. در نمونهٔ بررسی شده با توجه به میانگین سنّی مردان و زنان در نمونه(۵۴-۲۵ سال)، رابطه سن با ساعات کار منفی و معنادار است. همچنین سکونت متاهلینِ شاغل در مناطق روستایی دارای اثر منفی و معنادار بر ساعات کار بازاری ماهانه است.

آموزش از طریق آموزش‌های رسمی و یا آموزش ضمن خدمت باعث بالا بردن توانایی تخصیصی، توانایی ابداع و نوآوری، توانایی انعطاف‌پذیری و مسئولیت‌پذیری در برابر قوانین میشود و درنهایت منجر به ارتقاء کیفیت نیروی کار، توانمندیهای نیروی کار و افزایش بهره‌وری در تولید می‌شود(khodaverdi Samani, Alizadeh & Fotros, hasan, 2024). دارا بودن سطح تحصیلات دیپلم و بالاتر با ساعات کار ماهانه مردان متاهل، رابطه‌ای مثبت و معنادار و بالعکس با ساعات کار بازاریِ زنان متاهل رابطه ای منفی و معنادار را نشان می‌دهد. این امر می‌تواند به دلیل اولویت نقش‌های خانوادگی توسط زنان و یا امکان دسترسی بیشتر زنان دارای تحصیلات دیپلم و بالاتر به مشاغل پاره وقت و نیمه وقت نتیجه شود. رابطهٔ تعداد فرزندان و ساعات کار بازاری ماهانهٔ زنان و مردان متاهل در نمونه مطالعه شده غیر معنادار است. در نمونه تحقیق، خانوارهای دارای دو فرزند بالاترین فراوانی را در بین زوجین داشته و تنها ۲۳ درصد از ۱۲۵۳ فرزند موجود در خانوارهای نمونه، در گروه سنی صفر تا پنج سال(سن زیر پیش دبستان) قرار دارند، لذا انتظار عدم تاثیر تعداد فرزندان بر ساعات کاربازاری زنان و مردان شاغل دور از انتظار نیست.

نتایج در خصوص کشش‌های دستمزدی در برآورد تابع عرضه ساعات کار مردان متاهل نشان می‌دهد، کشش دستمزد مردانِ شاغل مثبت و معنادار و غلبه اثر جانشینی بر درآمدی در آن مشهود است و لذا شکل تابع عرضه ساعات کار مردان، استاندارد گزارش می‌شود. به این معنا که با افزایش دستمزد، مردان ساعات کار را جایگزین اوقات فراغت

می‌کنند. بالعکس نتایج در خصوص کشش‌های دستمزدی در برآورد تابع عرضه ساعات کار زنان متاهل نشان می‌دهد، کشش دستمزد زنان شاغل منفی و معنادار و غلبه اثر درآمدی بر جانشینی مشهود است. اگرچه در ارزیابی متخصصین بازار کار عکس العمل عرضۀ ساعات کار به تغییرات دستمزد بسیار با اهمیت است، با این وجود تفاوت در برآورد میزان کشش های محاسباتی وسیع است (Evers, De mooij & Van Vuuren, 2008) و تقریبا بین اقتصاددانان اجماعی در خصوص میزان کشش پذیری ساعات کار به عنوان محور تجزیه و تحلیل سیاست های بازار کار وجود ندارد(Bargain, Orsini & Peichl, 2014). نکته جالب توجه در این عدم اجماع اینکه، زنان متاهل اصلی ترین گروه در تفاوت نتایج تخمین کشش دستمزد خودی عرضۀ ساعات کار می باشند. ناهمگونی در برآورد کشش دستمزد در توابع عرضۀ ساعات کار زنان می تواند ناشی از ناهمگونی ترجیحات کار زنان در کشورها به شمار رود. اگر دستمزدها افزایش یابد و فراغت برای فرد کالایی نرمال محسوب شود، فرد فراغت بیشتر را جایگزین کار و فعالیت می نماید و میزان عرضه ساعات کار خود را کاهش می دهد(غلبه اثر درآمدی بر جانشینی)، در حالیکه اگر فراغت کالایی پست محسوب شود، فرد با توجه به ترجیحات خود وخصوصیات فردی – خانوادگی، میزان فعالیت و عرضه ساعات کار بیشتر را جایگزین فراغت نموده(غلبه اثر درآمدی بر جانشینی)و ساعات عرضۀ کار خود را در بازار افزایش می‌دهد. بطور معمول زنان متاهل با جایگزینی سه تقسیم زمانی: اوقات فراغت، تولیدات خانگی و کار بازاری در خصوص واکنش ساعات کار بازاری به تغییرات دستمزد تصمیم گیری می نمایند و مردان فقط با جایگزینی دو تقسیم زمانی اوقات فراغت و کار بازاری به تغییرات دستمزدی پاسخ می دهند. این اصل سبب شده تا در اکثر مطالعات تجربی بخصوص در کشورهای توسعه یافته توابع عرضۀ ساعات کار زنان پر کشش تر گزارش شوند. از سویی دیگر در حالیکه در مطالعات تجربی انجام شده غلبۀ اثر جانشینی بر اثر درآمدی در خصوص زنان متاهل در کشورهای توسعه یافته حاکم است، مطالعات تجربی در این زمینه در کشورهای در حال توسعه نشاندهنده غلبه اثر درآمدی ناشی از افزایش دستمزدها و کاهش ساعات کار بازاری زنان متاهل است(Dasgupta؛& Goldar, 2006). رابطه دستمزد متقاطع(اثردستمزد ساعتی زن و یا شوهر بر ساعات کار بازاری همسر) بر ساعات کار مردان مثبت و معنادار و بر ساعات کار زنان منفی وغیر معنادار گزارش می‌شود. واکنش افزایش ساعات کاری مردان متاهل در اثر افزایش دستمزد همسر(با توجه به دارا بودن درآمدهای غیر کاری همسران)، می¬تواند ناشی از رقابت زوجین و عوامل تاثیرگذار در قدرت چانه زنی آنان و در نتیجه جایگزینی اوقات فراغت با ساعات کار بیشتر بازاری توسط مردان متاهل تفسیر شود. در برآوردهای انجام شده، رابطه درآمدهای غیر

کاری خانوار و ساعات کار بازاری زنان و مردان متاهل منفی و معنادار گزارش می‌شود و کشش مربوطه مطابق با اکثر مطالعات انجام شده در زمینه احتساب کشش درآمد غیر کاری در برآورد الگوی عرضهٔ ساعات کار زوجین، کوچک گزارش شده است(Jacob & Ludwig,2012) .

معناداری ضریب متغیر معکوس نسبت میلز در برآورد عرضه ساعات کار زنان متاهل نشان می دهد که مشارکت و عدم مشارکت زنان در بازار کار پدیده ای تصادفی نبوده و در صورت عدم توجه به امکان تورش انتخاب نمونه و وارد نکردن این متغیر در الگوی عرضه ساعات کار زنان متاهل، برآورد عرضه ساعات کار این گروه تورش دار می گردد. اما از آنجا که در این تحقیق این جزء به متغیرهای توضیحی الگو اضافه شده است، تورش انتخاب تصحیح گردیده و معناداری ضریب این متغیر دلیل وجود و ضرورت رفع تورش نمونه در برآوردالگوی ساعات کار بازاری زنان متاهل در نمونهٔ بررسی شده است. در پژوهش حاضر از دو متغیر معرّف عامل توزیع درآمد درون خانواری و موثر بر عرضه کار بازاری زن و شوهر شامل: تفاوت تحصیلات زوجین(به نفع شوهر) و سهم درآمد شوهر از کلّ درآمد زوجین، جهت آزمون الگوی جمعی (CM)استفاده شده است. مبتنی برادبیات نظری مفروض، پیش‌بینی می‌شود با وجود تفاوت و بالاتر بودن سطح تحصیلات شوهر در خانوار و همچنین بالاتربودن سهم شوهراز کلّ درآمد زوجین، شاهد انتقال درآمد به سمت وی و در نتیجه کاهش ساعات کار بازاری شوهر و افزایش ساعات کار همسر باشیم. این به معنای توزیع منابع مالی به نفع شوهر و در عین حال توان جایگزینی اوقات فراغت بیشتر در عوض ساعات کار بازاری توسط او است. شایان ذکر است که متغیر معرّف عامل توزیع یک وجهی نبوده و بر اساس مبانی نظری می¬باید تاثیر این عامل بر عرضهٔ ساعات کار هر دو زوج معنادار باشد. لذا به دلیل اثرات درآمدی استاندارد و در نظر گرفتن اوقات فراغت به عنوان کالایی نرمال، انتظار ¬رود تاثیر تفاوت تحصیلات زوجین (به نفع شوهر)، دارای تاثیر متضادی بر عرضهٔ ساعات کار بازاری زن و شوهر باشد. نتایج نشان می‌دهد رابطهٔ متغیر تفاوت سطح تحصیلات زوجین (به نفع شوهر) با ساعات کار بازاری مردان متاهل منفی و معنادار بوده، ولی با ساعات کاری همسرانشان رابطه‌ای معنادار را نشان نمی‌دهد. همچنین بررسی متغیر معرّف عامل توزیع ثانویه یعنی سهم درآمد شوهر از کلّ درآمد زوجین با ساعات کار بازاری شوهران مثبت و معنادار و بالعکس با ساعات کار بازاری همسران منفی و معنادار گزارش می‌شود. نتایج ذکر شده برخلاف پیش‌بینی الگوی جمعی(CM) در زمینه توزیع منابع به نفع شوهر در صورت بالاتر بودن سهم درآمدی وی از

کلّ درآمدهای زوجین اســـت. لذا نتایج آزمون عدم همخوانی الگوی جمعی(CM) در تبیین عرضه ساعات کار بازاری متاهلین شاغل را در نمونه آماری حاضر نشان می‌دهد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نتایج این مطالعه نشان می¬دهد که ساعات کار زنان متاهل نسبت به تغییرات دستمزدی پر کشش و دارای ارتباط منفی با ساعات کار بازاری است. به دیگر معنا با افزایش دستمزدِ زنان در گروه مطالعه شده، اثر درآمدی ناشی از افزایش دستمزد بر اثر جانشینی غلبه یافته و اوقات کار بازاری با زمان صرف شده در کار خانگی و اوقات فراغت جایگزین می¬گردد. لذا اگرچه به نظر می¬رسد که افزایش دستمزدها به تنهایی می¬تواند محرّکی برای مشارکت و حضور بیشتر زنان در کار بازاری باشد، لیکن نتایج نشان می-دهد زنان متاهل در پی توازن مسئولیت¬های زندگی و کار، زمان کار بازاری خود را به نفع نقش¬های خانوادگی کاهش می¬دهند. پیگیری اشتغال دوستدار خانواده[۲۵]، گسترش کار منعطف و رونق مشاغل پاره وقت و سیاستهای موثر دورکاری می‌تواند از کاهش مشارکت و ساعات کار زنان متاهل و مادرانِ شاغل جلوگیری نماید.

با افزایش تورم خانوارهای فقیر نسبت به ثروتمندان آسیب پذیرتر می شوند و خانوار فقیر با توجه به دســـتمزد خود نمی تواند افزایش هزینه زندگی خود را جبران کند(Ganjoei, Akbari Fard ,Jalaei Esfandabadi& Mashinchi,2024). لذا با توجه به افزایش هزینه های خانوار و کشـش مثبت دسـتمزد بر سـاعات کار بازاری مردان متاهل در نمونه حاضـر، افزایش سـطح فعلی دسـتمزدها با توجه به هزینه‌های خانوار اثرات کاهشـی بر سـاعات کار بازاری مردان متاهل ندارد. بعلاوه میانگین سـاعات کار بازاری مردان متاهل در نمونه مطالعه شـده در این تحقیق برابر ۴۵.۵ سـاعات در هفته و بر اسـاس اسـتانداردهای جهانی نزدیک به سـاعات کار طولانی(بیش از ۴۸ سـاعت در هفته)اسـت. از سـویی دیگر مردان و زنان متاهل شهری ساعات کاری طولانی‌تری نسبت به ساکنین روستایی در نمونه مطالعه شده دارند. لذا سیاست¬های موثر جهت دسترسی خانوار به درآمد¬های ناشی از بازارهای سـرمایه، پیشـنهاد اصـلاح نظام مالیات بر دسـتمزد و تعیین نرخ مالیات موثر می تواند ضـمن تامین منابع درآمدی دولت، از اثرمنفی وضـع مالیاتِ دسـتمزد بر سـاعات کار مردان متاهل در خانوار جلوگیری نماید.

[25]Family friendly working

با توجه به اثر منفی درآمدهای غیر کاری بر ساعات کار متاهلینِ شاغل، می‌توان پیش‌بینی نمود در صورتیکه خانوار امکان دستیابی به درآمدهای غیر کاری را دارا باشد، کاهش ساعات کاری متاهلین در بازار کار(در سطح دستمزدهای فعلی و ثبات سایر شرایط) دور از انتظار نیست. این نتیجه علاوه بر ارتقاء فرهنگ کار، توجه به اثر پرداختهای انتقالی به خانوار(هرگونه یارانه مستقیم و غیر مستقیم) و اثر دریافت هرگونه مالیات از خانوار (مالیات بردرآمد غیر کاری) در سیاستگذاری بازار کار را طلب می‌کند.

بررسی دو عامل توزیعِ: تفاوت تحصیلات زوجین(به نفع شوهر) و سهم درآمد شوهر از کلّی درآمد زوجین به عنوان متغیرهای منتخب توزیع درون خانواری درآمد بر اساس الگوی جمعی(CM) امکان تبیین رفتار کار بازاری متاهلینِ شاغل را در نمونه حاضر مبتنی بر ادبیات نظری این الگو دارا نیست. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که ساعات کارِ متاهلین شاغل با افزایش سن، بطور معناداری کاهش می‌یابد. بر اساس گزارش صندوق بازنشستگی کشوردر سال ۱۴۰۰، میانگین سن بازنشستگی ۵۱٫۸۱ سال و مدت پرداخت حقوق ۲۸ سال اعلام شده است. اگر بطور طبیعی با افزایش امید به زندگی فاصله سنّ بازنشستگی تا پایان عمر افزایش یابد، فاصله بازنشستگی تا پایان عمر به حدود ۲۴ سال می¬رسد. این امر به معنای آن است که برنامه ریزی ناظر برافزایش تعهدات صندوق¬های بازنشستگی در آینده، باید مورد نظر سیاستگذاران بازار کار قرار گیرد. از سویی دیگر گزارش وزارت کار، تعاون و رفاه اجتماعی در سال ۱۳۹۷ در ارتباط با وضعیت اشتغال و افزایش سن نشان می دهد که بیش از یک میلیون سالمند در اقتصاد فعّال هستند و این نشانگر عدم تامین کافی مستمری بگیران از جانب صندوق¬های بازنشستگی و شکاف قابل توجه هزینه¬های زندگی و دریافتی بازنشستگان است. با افزایش سالمندی در ایران این امر به معنای بحران جدّی پیش‌روی صندوقهای بازنشستگی در سالهای آینده و نیز خروج زود هنگام شاغلینِ بازار کار و لزوم تمهیدات سیاستهای بازار کارجهت جلوگیری از این بحران محسوب می‌شود.

اگرچه در سالهای اخیر مطالعات جهانی در خصوص نقد و ارزیابی الگوی واحد (UM) با هدف سیاستگذاری رفاه در خانوار و ارزیابی برنامه های اجرایی نظیر پرداختهای انتقالی و اخذ مالیات از خانوار به عمل آمده است، نتایج تحقیق حاضر بر اساس نمونهٔ مطالعه شده نشان می دهد که همچنان این الگو می تواند مرجعی قابل اعتنا در حوزهٔ تبیین رفتار عرضه کار زوجین در خانوار به شمار رود . بافت فرهنگی و اقتصادی حاکم بر خانوار ایرانی، اگرچه معرف تحولاتی در زمینهٔ تغییرات نقش ها و به اصطلاح مدرن شدن تحولات در این

نهاد اســت، اما همچنان بر اســاس وجود تابع ترجیحات مشــترک در خانوار قابل تفســیر است. این امر گویای این مهم است که سیاستهای بازار کار و نیز هرگونه برنامه ریزی جهت پرداخت یارانه به خانوار و یا دریافت مالیات از این واحد، می تواند بر اســاس شــناســایی خانوار هدف تا افراد هدف در خانواروضع و اجرا گردد.

Acknowledgments: Acknowledgments may be made to individuals or institutions that have made an important contribution.
Conflict of Interest: The author declare no conflict of interest.
Funding: The author received no financial support for the research, authorship, and publication of this article.

Reference

Apps, P. F., & Rees, R. (1988). Taxation and the Household. *Journal of Public Economics, 35(3)*, 355-369.

Ashraf Ganjavii, Reza. Hossein, Akbari Fard, Seyed Abdul Majid, Jalaei Esfandabadi & Mashaallah, Mashinchi. (2024). Estimating the Impact of Uncertainty of Macroeconomic and Foreign Trade Variables on Income Distribution among Income Deciles *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 21(2), 75-125. [in Persian]

Attanasio, O. & Lechene. V. (2014). Efficient responses to targeted cash transfers. *Journal of Political Economy ,122(1)*, 178 – 222.

Bargain, O., Orsini, K.& Peichl, A.(2014). Comparing labor supply elasticities in Europe and the US: new results. *Human Resources, 49(3)*,723–838.

Bautista Lacambra, S. (2020). *Household labor supply: Collective results for certain developed countries*, MPRA Paper 101514, University Library of Munich, Germany.

Blau, D. M., & Goodstein, R. M. (2016). Commitment in the household: Evidence from the effect of inheritances on the labor supply of older married couples. *Labour Economics, 42*, 123-137.

Bloemen, H. G. (2010). An empirical model of collective household labour supply with non-participation. *The economic journal, 120(543)*, 183-214.

Blundell R., Chiappori P.-A., & Meghir C. (2005). Collective Labor Supply with Children. *Journal of Political Economy, 113(6)*, 1277-1406.

Bourgignon, F., Browning, M., & Chiappori, P.-A. (1995). *The Collective Approach to Household Behavior*: University of Oxford. Queen Elizabeth House.

Browning, M., Chiappori, P.-A., & Lewbel, A. (2013). Estimating consumption economies of scale, adult equivalence scales, and household bargaining power. *Review of Economic Studies, 80(4),* 1267–1303.

Chiappori, P.-A , Meghir, C & Okuyama, Y (2024). *Intrahousehold Welfare: Theory and Application to Japanese Data*. NBER Working Paper No. w32645.

Chiappori, P.-A. (1992). Collective labor supply and welfare. *Journal of political economy, 100(3)*, 437-467.

Chiappori, P.-A., & Ekeland, I. (2006). The micro economics of group behavior: General characterization. *Journal of Economic Theory, 130(1),* 1-26.

Chiappori, P.-A., & Mazzocco, M. (2017). Static and intertemporal household decisions. *Journal of economic literature, 55(3)*, 985-1045.

Chiappori, P.-A., & Meghir, C. (2021). *Household Labor Economics*. Edward Elgar Publishing.

Chiappori, P.-A., & Weiss, Y. (2007). Divorce, remarriage and child support. *Journal of Labor Economics, 25(1)*, 37–74.

Chiappori, P.-A., Fortin, B., & Lacroix, G. (2002). Marriage market, divorce legislation, and household labor supply. *Journal of political economy, 110(1)*, 37-72.

Chiappori, P.-A., Molina, J. A., Giménez-Nadal, J. I., & Velilla, J. (2019). *Intertemporal labor supply and intra-household commitment*. IZA discussion paper series.: 12353.

Chiappori, P.-A., Salanié, B., & Weiss, Y. (2017). Partner choice, investment in children, and the marital college premium. *American economic review, 107(8)*, 2109-2167.

Choo, E., Seitz, S., & Siow, A. (2008). *The Collective Marriage Matching Model: Identification, Estimation and Testing*. Univercity. of Toronto Working Paper, 340, 1-65.

Dasgupta, P.& Goldar, B. (2006). "Female labor supply in rural India: An econometric analysis". *Indian Journal of Labor Economics, 49 (2),* 293–310.

Donni, O., & Chiappori, P.-A. (2011). Non unitary models of household behavior: a survey of the literature. *Household economic behaviors, 1-40.*

Donni, O., & Molina, J. A. (2018). Household collective models: Three decades of theoretical contributions and empirical evidence. *IZA Discussion Papers: 11915.*

Evers; M., De mooij R.& Van Vuuren, D. (2008). The wage elasticity of labour supply: a synthesis of empirical estimates. *Economist,156,*25–43.

Galichon, A., & Salanié, B. (2022). Cupid's invisible hand: Social surplus and identification in matching models. *The Review of economic studies, 89(5)*, 2600-2629.

Giovanis, E., & Ozdamar, O. (2019). A collective household labour supply model with disability: Evidence from Iraq. *Journal of Family and Economic Issues, 40(2)*, 209-225.

Goussé, M., Jacquemet, N., & Robin, J.-M. (2017). Household labour supply and the marriage market in the UK, 1991-2008. *Labour Economics, 46*, 131-149.

Hendy, R., & Sofer, C. (2010). A Collective Model of Female Labor Supply: Do Distribution Factors Matter in the Egyptian Case? *Documents de travail du Centre d'Economie de la Sorbonne*, No. WP., 2010.35.

Jacob, B. A., & Ludwig,J. (2012). The Effects of Housing Assistance on Labor Supply: Evidence from a Voucher Lottery. *American Economic Review, 102 (1)* , 272-304.

Keshavarz, G., & Borhani, F. (2013). Gender Ratio and Intra-Household Collective Decision Process: Evidence from Iranian Household Labor Supply. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi), 47(4)*, 155-177.

khodaverdi samani, Maryam., Alizadeh, Mohammad & Fotros, Mohammad hasan. (2024). The effect of Financial Decentralization on Efficiency of Health Services Delivery in the Provinces of Iran during 2006-2016: Using Spatial Econometrics. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE)*, 21(2), 34-74. [in persian]

Lacroix, G., & Radtchenko, N. (2011). The changing intra-household resource allocation in Russia. *Journal of Population Economics, 24*, 85-106.

Lyssiotou, P. (2017). The impact of targeting policy on spouses' demand for public goods, labor supplies and sharing rule. *Empirical Economics, 53*, 853-878.

Molina, J. A., Giménez-Nadal, J. I., & Velilla, J. (2018). Intra-household wealth and welfare inequality in the US: estimations from a collective model of labor supply. *IZA Discussion Papers:11707*.

Molina, J.A , Velilla, J & Ibarra, H.(2023).Intrahousehold Bargaining Power in Spain: An Empirical Test of the Collective Model. *Journal of Family and Economic Issues, 44(1),* 84-97.

Nash, J. F. (1950). The bargaining problem. *Econometrica, 18(2)*, 155-162.

Rapoport, B., Sofer, C., & Solaz, A. (2011). Household production in a collective model: some new results. *Journal of Population Economics, 24*, 23-45.

Rapoport, B.; Sofer, C. & Sola, A. (2011). Household production in a collective model: some new results. *Journal of Population Economics, 24(1)*, 23-45.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*: MIT press.

Zafaranchi, L. s. (2020). Testing the "Unitary Model" of household labor supply. *Quarterly Journal of Quantitative Economics(JQE), 17(4)*, 61-87. doi:10.22055/jqe.2019.29237.2071 [In Persian]