

الگوی تعادل عمومی پویا برای ادوار تجاری اقتصاد ایران

حمید شهرستانی*
فرزین اربابی**

در این مطالعه با تعادلاتی در الگوهای ادوار تجاری حقیقی در یک اقتصاد کوچک باز، برای اولین بار یک مدل تعادل عمومی پویا به منظور بررسی خصوصیات ادوار تجاری اقتصاد ایران طراحی می‌شود. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که با در نظر گرفتن فقط شوک تکنولوژی، تغییرات نوسانهای متغیرهای کلان الگو بسیار پایین تر از مقادیر مشاهده شده اقتصاد ایران است که با

* دکتر حمید شهرستانی؛ عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی - واحد علوم و تحقیقات.

E.mail: shahrest@ohio.edu

** فرزین اربابی؛ دانشجوی دوره دکتری اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی - واحد علوم و تحقیقات.

E. mail: arbabi_farzin@yahoo.com

در نظر گرفتن نقش شوک‌های قیمت نفت، نتایج الگو سازگاری بهتری با مشاهدات اقتصاد ایران پیدا می‌کند و می‌تواند برخی از خصوصیات ادوار تجاری اقتصاد ایران را توضیح دهد. یافته‌ها نشان می‌دهد که با یک شوک مثبت قیمت نفت، مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید افزایش می‌یابند و نتایج الگو همانند مشاهدات واقعی اقتصاد ایران است. شوک‌های نرخ بهره حقیقی جهانی اثر اندک و ناچیزی بر روی تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری دارند. همچنین نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که تغییرات نوسانهای سیکلی متغیرهایی نظیر مصرف، سرمایه‌گذاری، تولید و تراز تجاری بدست آمده از الگو با تغییرات مشاهده شده اقتصاد ایران تفاوت اندکی دارد. همچنین همبستگی و هم حرکتی مصرف، سرمایه‌گذاری و واردات با سیکل‌های تجاری در الگو همانند مشاهدات واقعی دیده می‌شود.

کلید واژه‌ها:

الگوی تعادل عمومی پویا، ادوار تجاری ایران، شوک قیمت نفت، نوسان قیمت

مقدمه

بررسی موضوع ادوار تجاری از آن جهت دارای اهمیت است که رکود اقتصادی به معنای افزایش بیکاری^۱ و فقر است همچنین افزایش نوسانات و فضای بی ثباتی می‌تواند سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را کاهش دهد.^۲ در شرایط رکودی دولتها در کشورهای در حال توسعه در تأمین مخارج بهداشتی، آموزشی و عمرانی دچار مشکل می‌شوند.^۳ مطابق نظر «لوکاس»^۴ اولین گام در طراحی سیاستهای تثبیت اقتصادی، شناخت و درک سیکل‌های تجاری است. در دنیای کنونی، مطالعه ادوار تجاری در یک اقتصاد بسته نمی‌تواند تصویر مناسبی ارائه دهد. امروزه اقتصاد جهانی به صورت یک اقتصاد مسلط بر روی یک اقتصاد کوچک باز تأثیرات بسیاری می‌گذارد و مطالعه ادوار تجاری بایستی با در نظر گرفتن اثرات اقتصاد جهانی صورت گیرد. رونق و رکود در کشورهای بزرگ، بهبود تکنولوژی، ارتباط تنگاتنگ^۵ بازارهای مالی و آزادسازی حساب سرمایه بر روی رکود و رونق یک اقتصاد کوچک باز مؤثر خواهند بود، که البته شدت و ضعف و نیز نحوه این تأثیر برای اقتصاد هر کشور با کشور دیگر با توجه به ویژگیهای ساختاری و درجه باز بودن اقتصاد متفاوت خواهد بود. در این مطالعه با تعدیلاتی در الگوهای ادوار تجاری حقیقی در یک اقتصاد کوچک باز، برای اولین بار یک مدل تعادل عمومی پویا برای ادوار تجاری اقتصاد ایران طراحی می‌شود در قسمت اول این مقاله ابتدا خصوصیات ادوار تجاری ایران بررسی می‌شود و به مبانی نظری و سابقه پژوهش می‌پردازیم. سپس یک مدل تعادل عمومی پویا برای اقتصاد ایران طراحی می‌شود و در قسمت آخر با حل الگو به بررسی نتایج اثرات شوک‌ها و نیز تست و آزمون مدل خواهیم پرداخت.

¹. Joseph. E. Stiglitz., et al, *Volatility and Macroeconomic Paradigm for Rich and Poor in: Dreze. J, Advances in Macroeconomic Theory*, (Palgrave Mc Millan, 2003), pp. 352-372.

². *Ibid*, p. 353.

³. *Ibid*, p.353.

⁴. Lucas, R. E, *Studies in Business Cycle Theory*, (Cambridge, MA:MIT, 1981), pp. 104-30.

⁵. Integration

بررسی خصوصیات ادوار تجاری ایران

هدف ما در این قسمت استخراج خصوصیات ادوار تجاری اقتصاد ایران و مقایسه آن با نتایج حاصل از مدل ارائه شده است. روشی که در این قسمت مورد استفاده قرار گرفته بطور کلی شامل مراحل زیر است:

۱. تولید ناخالص داخلی غیر نفتی به عنوان سری زمانی مرجع^۱ انتخاب شده است بنابراین نوسانات سیکلی GDP غیر نفتی نمایانگر ادوار تجاری خواهد بود.

۲. متغیرهای اساسی^۲ در این مطالعه شامل مصرف خصوصی و دولتی، سرمایه‌گذاری، صادرات و واردات، شاخص قیمتی CPI و درآمدهای صادراتی نفت است.

۳. برای بدست آوردن جزء سیکلی متغیرها از فیلتر هودریک- پرسکات^۳ استفاده شده است. انحراف معیار جز سیکلی هر متغیر نمایانگر تغییرات آن متغیر است و همچنین جزء سیکلی سری زمانی مرجع (GDP غیرنفتی) با هر یک از سری‌های زمانی اساسی از طریق محاسبه ضرایب همبستگی متقاطع مقایسه می‌شود و شدت و جهت همبستگی بین متغیرها طبق قواعد زیر تعیین می‌شود:

الف) علامت مثبت ضریب همبستگی، نشان‌دهنده هم حرکتی متغیر مورد نظر با تولید و ضریب منفی نشان‌دهنده حرکت خلاف جهت بین دو متغیر است.

ب) زمانی که $|\rho_{xy}(0)| \geq 0.4$ متغیر اقتصادی X با تولید دارای همبستگی بالا است. زمانی که $0.3 \leq |\rho_{xy}(0)| \leq 0.4$ همبستگی پایین است و زمانی که $|\rho_{xy}(0)| \leq 0.3$ باشد؛ بدون همبستگی است.

¹. Reference Series

². Basic Series

³. Hodrick, R. J. and Prescott, E. C, "Postwar US Business Cycles: an Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, No. 29, (1996), pp. 1-16.

- M. Baxter, *Handbook of International Economics*, Edited by Gene M. Grossman and Kenneth Rogoff (Rogoff, K) Vol. 111, North - Holland, Amsterdam., pp. 1801-1864.

- Backus, D. and M. Crucini, "Oil Prices and the Terms of Trade", *Journal of International Economics*, No. 50, (2000).

- J. Rand, and Finn Tarp, "Business Cycles in Developing Countries: Are They Different?", *World Development*, Vol 30, No.12, (2002), pp. 2071-2088.

ج) اگر ضریب همبستگی برای مقادیر قبل از وقفه $l = 0$ مقدار بیشتری داشته باشد، آن متغیر پیش رو و در صورتیکه برای مقادیر بعد از وقفه $l = 0$ مقادیر بیشتری اتخاذ کند، آن متغیر مؤخر محسوب می‌شود. همچنین، اگر مقدار حداکثر ضریب در وقفه $l = 0$ باشد، متغیر هم زمان تشخیص داده می‌شود.

۴. در مواردی خصوصیات ادوار تجاری اقتصاد ایران با سایر کشورها مقایسه شده است که برای کشورهای صنعتی از مطالعه «باکستر»^۱ (۱۹۹۵) و بیکوس و «کروسینی»^۲ (۲۰۰۰) و برای کشورهای در حال توسعه از مطالعه «راند و تارپ»^۳ (۲۰۰۲) و «آگنور و دیگران»^۴ (۲۰۰۰) استفاده شده است.

استخراج خصوصیات ادوار تجاری ایران

در این بخش، به بررسی خصوصیات ادوار تجاری می‌پردازیم. داده‌ها سالیانه و دوره مورد مطالعه ۱۳۸۳-۱۳۳۸ بوده و متغیرهای کلان اقتصادی عبارتند از: مصرف خصوصی، سرمایه‌گذاری، تولید ناخالص داخلی غیر نفتی، هزینه‌های دولت، واردات و تراز تجاری هستند که از حسابهای ملی ایران به قیمت ثابت ۱۳۷۶ بوده و فقط درآمدهای صادراتی نفت از حساب تراز پرداختها است. جدول (۱) ضرایب همبستگی متقابل و همچنین، تغییرات نسبی نوسانات سیکلی متغیرها را نشان می‌دهد. اعداد مربوط به ضریب همبستگی متقابل برای سه دوره، مورد محاسبه قرار گرفته‌اند. عدد مذکور در ستون (t) بیانگر ضریب همبستگی متقابل همزمان بین نوسانات متغیر و ادوار تجاری است. همچنین، ستون (t-1) ضرایب مذکور را با توجه به یک دوره تأخیر متغیر با ادوار تجاری نشان می‌دهد و ستون (t+1) ضریب همبستگی متقابل متغیر را در یک دوره بعد با ادوار تجاری به نمایش درآورده است.

¹ M. Baxter, (1995).

² M. Crucini, (2000).

³ J. Rand and Finn Tarp, (2002).

⁴ P. Agenor, et al, "Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Some Stylized Facts", *World Bank Economic Review*, No. 14, (2000), pp. 251-285.

جدول ۱. تغییرات و ضریب همبستگی در دوره (۱۳۳۸-۱۳۸۳)

متغیرها	تغییرات ^۱ (درصد) (انحراف معیار)	تغییرات نسبی ^۲	ضرایب همبستگی متقابل		
			t+1	t	t-1
تولید ناخالص داخلی	۷	۱/۳			
تولید ناخالص داخلی غیر نفتی	۶/۲	۱			
مصرف	۶/۶	۱/۰۶	-۰/۷۳	-۰/۷۸	-۰/۵۲
سرمایه‌گذاری	٪۱۶/۳	۲/۶۳	-۰/۷۳	-۰/۸۵	-۰/۳۹
هزینه‌های دولت	٪۱۰/۸	۱/۷۴	-۰/۷	-۰/۷۲	-۰/۴۲
صادرات	٪۲۳/۲	۳/۷۴	-۰/۵۲	-۰/۳۹	-۰/۱
واردات	٪۲۲/۶	۳/۶۴	-۰/۷۳	-۰/۶۷	-۰/۲۵
درآمدهای صادراتی نفت	٪۲۹	۴/۶۷	-۰/۷۳	-۰/۴۶	-۰/۰۴
تراز تجاری	٪۲۳	۳/۷۱	-۰/۱۸	-۰/۲۶	-۰/۱۴
شاخص قیمت cpi	٪۶/۹	۱/۱	-۰/۰۶	-۰/۱۷	-۰/۰۹

تغییرات مصرف خصوصی در جدول (۱) در دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۳ حدود ۶/۶٪ است که بیشتر از تغییرات تولید است. مصرف خصوصی متغیر همزمان با ادوار تجاری است. بر اساس جدول (۱) ضریب همبستگی نوسانات سیکلی مصرف با تولید غیر نفتی برابر ۰/۷۸ بوده که نمایانگر همزمانی و هم بستگی بالای مصرف با سیکل تجاری است.

در جدول (۱) تغییرات مخارج دولتی حدود ۱۰/۸٪ است. همچنین تغییرات نسبی مخارج دولتی حدود ۱/۷۴ بوده که بیانگر تغییرات ملایم می‌باشد. ضریب همبستگی نوسانات

^۱. تغییرات نشان دهنده انحراف معیار جزء سیکلی هر متغیر است.

^۲. تغییرات نسبی نسبت انحراف معیار هر متغیر به انحراف معیار تولید ناخالص غیر نفتی را نشان می‌دهد.

سیکلی مخارج دولتی با تولید غیر نفتی برابر $0/72$ است که نمایانگر همزمانی و همبستگی بالای مخارج دولتی با سیکل تجاری است. مطالعات تجربی نشان می‌دهد که هزینه‌های مصرفی دولتی در کشورهای توسعه‌یافته متغیر مخالف جهت سیکل است (اثر جایگزینی). اما این هزینه‌ها در کشورهای در حال توسعه هم جهت سیکل هستند بنابراین مشاهدات ایران همانند الگوی مشاهده شده در کشورهای در حال توسعه است. در جدول (۱) تغییرات سرمایه‌گذاری در حدود $16/3\%$ است. تغییرات نسبی سرمایه‌گذاری حدود $2/63$ است که بیانگر تغییرات نسبی بالای این متغیر است. ضریب همبستگی نوسانات سیکلی سرمایه‌گذاری با تولید غیر نفتی برابر $0/85$ است که نمایانگر همزمانی و همبستگی بالا با سیکل تجاری است. ضریب همبستگی نوسانات سیکلی دو متغیر سرمایه‌گذاری و واردات نیز برابر $0/79$ است که همانند کشورهای در حال توسعه نمایانگر وابسته بودن سرمایه‌گذاری به واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای است. در جدول (۱) شاخص قیمتی CPI یک متغیر مخالف جهت سیکل تجاری است (تأیید وضعیت رکود تورمی) که با نتایج مطالعات برای کشورهای در حال توسعه همخوانی دارد. این امر نشان می‌دهد که شوک‌های سمت عرضه، منبع اصلی نوسانات هستند و مدل‌های سمت عرضه درک بهتری از ادوار تجاری ارائه خواهند داد. تغییرات درآمدهای صادراتی نفت در جدول (۱) برابر 29% است. تغییرات نسبی درآمدهای صادراتی نفت حدود $4/67$ است که نمایانگر تغییرات نسبی بالای این متغیر می‌باشد. بر اساس جدول (۱) ضریب همبستگی نوسانات سیکلی درآمدهای صادراتی نفت در یک دوره قبل با سیکل تجاری برابر $0/73$ است که نمایانگر هم حرکتی و همبستگی بالا با سیکل تجاری است و درآمدهای صادراتی نفت شرایط متغیری در پیش رو دارند. تراز تجاری در دوره $1383-1388$ ضریب همبستگی منفی و پایینی با سیکل‌های تجاری دارد؛ یعنی متغیر، مخالف جهت سیکل است و به دلیل پایین بودن مقدار ضریب همبستگی، متغیر بدون همبستگی است. ضریب تغییرات واردات در دوره $1383-1388$ در جدول (۱) حدود $22/6\%$ است. همچنین ضریب تغییرات نسبی واردات حدود $3/64$ است که بیانگر تغییرات نسبی بالای این متغیر است. بر اساس جدول (۲) ضریب همبستگی نوسانات سیکلی واردات در یک دوره قبل با سیکل تجاری برابر $0/72$ است و واردات شرایط متغیر پیش‌رو را دارد. واردات هم جهت قوی

سیکل تولید است که نمایانگر وابسته بودن تولید به واردات است که با نتایج مطالعات برای کشورهای در حال توسعه همخوانی دارد.

مبانی نظری و سابقه پژوهش

مدل‌های ادوار تجاری حقیقی برای یک اقتصاد کوچک باز در دهه ۱۹۹۰ بسط و توسعه یافته و به بررسی شوک‌های نرخ بهره جهانی، شوک رابطه مبادله، شوک انتقالات از خارج، انتقال شوک‌های تکنولوژی و ... پرداختند. «مندوزا» (۱۹۹۱) در یک مدل اقتصاد باز کوچک به بررسی نقش شوک‌های نرخ بهره حقیقی جهانی بر روی نوسانات سیکلی کانادا پرداخت و نتیجه گرفت که این شوک‌ها تنها یک اثر کوچک بر سیکل‌های تجاری کانادا دارند. «مندوزا»^۱ (۱۹۹۵) برای اولین بار با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویا نتیجه گرفت که شوک‌های رابطه مبادله، ۵۶ درصد از نوسانات تولید کشورهای در حال توسعه را توضیح می‌دهد. «کوپاریتاس»^۲ (۱۹۹۷) به بررسی انتقال شوک‌های بهره‌وری از کشورهای توسعه یافته به کشورهای در حال توسعه پرداخت. نتایج وی نشان می‌دهد که حدود ۲۰ درصد از نوسانات تولید کشورهای کمتر توسعه یافته به وسیله این شوک‌های بهره‌وری تشریح می‌شود. «بلانکنو و همکاران»^۳ (۲۰۰۱) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویا به بررسی اثر نرخ بهره بر روی اقتصاد کانادا پرداختند؛ نتایج اثر، شوک‌های نرخ بهره بر روی سیکل‌های تجاری را تأیید می‌کند، بخصوص نرخ بهره بر روی خالص صادرات، داراییهای خارجی و تولید مؤثر است. «خوزه»^۴ (۲۰۰۲) با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویا در بررسی اش نتیجه گرفت که شوک‌های قیمتی جهانی، نقش مهمی در نوسانات اقتصادی کشورهای در حال

^۱ E. Mendoza, "The Terms of Trade, the Real Exchange Rate and Economic Fluctuations", *International Economic Review*, Vol. 39, No. 1, (1995), pp. 101-137.

^۲ M. Kouparitsas, "North-South Terms of Trade: An Empirical Investigation", *Federal Reserve Bank of Chicago*, (1997).

^۳ W. Blankenau, et al, "Can World Real Interest Rates Explain Business Cycles in a Small Open Economy?", *Journal of Economic & Control*, No. 25, (2001), pp. 867-889.

^۴ M. Kose, "Explaining Business Cycles in Small Open Economies, How Much Do World Prices Matter?", *Journal of International Economics*, No. 56, (2002), pp. 299-327.

توسعه دارد و تقریباً ۸۰ درصد از نوسانات تولید و ۹۰ درصد از نوسانات سرمایه‌گذاری در این کشورها را توضیح می‌دهد.

ادبیات موجود در مورد نقش شوک‌های قیمت نفت عمدتاً بر روی کشورهای واردکننده نفت یا مدل‌های اقتصاد کلان بین‌الملل در مورد اثر شوک‌های قیمت نفت عمدتاً بر روی کشورهای واردکننده نفت متمرکز شده‌اند کوپاریتاساس (۱۹۹۶)، بیکوس و کروسینی (۱۹۹۸) از مدل‌های تعادل عمومی پویا در جهت تحلیل اثر تغییرات قیمت‌های نفت بر نوسانات کشورهای صادرکننده کمتر استفاده شده است. در این مورد «سائز»^۱ (۲۰۰۲) به بررسی نوسانات اقتصاد نفتی ونزوئلا پرداخت. آزمون تجربی نشان می‌دهد که مدل، برخی از خصوصیات ادوار تجاری کشور ونزوئلا را تشریح می‌کند و با افزایش قیمت نفت و درآمدهای نفتی، مصرف، سرمایه‌گذاری و تولید نیز افزایش می‌یابد.

ارائه مدل تعادل عمومی پویا برای اقتصاد ایران

در مدل، در این قسمت خانوار نمونه سعی دارد مطلوبیت مورد انتظارش را با توجه به محدودیت منابع حداکثر نماید. خانوار، مالک سرمایه و کار است که درآمدهای آنها را دریافت می‌نماید، همچنین درآمدهای نفت به صورت انتقالات از خارج و عواید حاصل از سرمایه‌گذاری در بازار مالی بین‌الملل به درآمدهای خانوار اضافه می‌شود. میزان موجودی سرمایه و داراییهای مالی در بازار بین‌الملل در هر دوره زمانی برای خانوار مشخص و معلوم است و با توجه به این دو متغیر، خانوار در مورد مصرف یا سرمایه‌گذاری تصمیم‌گیری کرده و مسیر بهینه‌ای را انتخاب می‌کند. در صورت بروز شوک‌های تصادفی، خانوار تغییراتی در تصمیمات بهینه خود داده و این واکنش سبب ایجاد نوسانات در متغیرهای کلان اقتصادی می‌شود. از ویژگیهای اصلی مدل، در نظر گرفتن درآمد نفت به صورت خالص انتقالات از خارج است که شوک‌های قیمت نفت سبب تغییر در خالص انتقالات از خارج شده و خانوار نسبت به این تغییرات در شرایط، عکس‌العمل نشان می‌دهد و این عکس‌العمل‌ها نوسانات را

^۱. F. Saez and L. A. Puch, "Trade Shocks and Aggregate Fluctuations in an Oil Exporting Economy", *Venezuela Central Bank*, (2002).

ایجاد می‌کنند. در نظر گرفتن درآمدهای نفتی بصورت برونزا و انتقالات از خارج، یک مشکل عدم تطبیق پیش‌بینی‌های مدل را با داده‌های اقتصاد نفتی ایران پدید می‌آورد. طبق مدل‌های ادوار تجاری حقیقی در اقتصاد باز کوچک، افزایش انتقالات از خارج به دلیل اثر ثروتی سبب می‌شود خانوار مصرف و فراغت را افزایش دهد (یعنی عرضه نیروی کار را کاهش می‌دهد) و با افزایش نسبت سرمایه به کار $\left(\frac{K}{L}\right)$ تولید نهایی سرمایه کاهش می‌یابد و شرایط تعادلی (در شرایط تعادل نرخ بهره حقیقی داخلی (بازدهی سرمایه) برابر نرخ بهره بین‌المللی است) به هم می‌خورد ($I < I^*$)، با بیشتر شدن نرخ بهره بازار مالی بین‌الملل از نرخ بهره داخلی و با فرض تحرک کامل سرمایه، خانوار اقدام به خروج سرمایه برای سرمایه‌گذاری در بازار مالی بین‌الملل می‌نماید و در نهایت با کاهش عرضه نیروی کار و سرمایه‌گذاری در موجودی فیزیکی سرمایه، تولید داخلی کاهش خواهد یافت. اما داده‌های کشورهای نفتی از جمله ایران نشان می‌دهد که با شوک‌های مثبت قیمت نفت، مصرف و سرمایه‌گذاری و تولید افزایش یافته‌اند. برای رفع این مشکل عدم تطبیق پیش‌بینی مدل با مشاهدات واقعی: نخست همانند سائز تحرک ناکامل سرمایه را در نظر گرفته ایم، و فرض شده که فرصت‌های سرمایه‌گذاری در بازار مالی بین‌الملل محدود است و سرمایه‌گذاری داخلی با افزایش انتقالات از خارج کاهش نمی‌یابد؛ دوم عرضه نیروی کار، برونزا در نظر گرفته شده و در نتیجه با افزایش انتقالات از خارج عرضه نیروی کار کاهش نمی‌یابد. این دو فرض (تحرک ناکامل سرمایه و برونزا بودن عرضه نیروی کار) سبب می‌شوند که در مدل نیز با شوک مثبت نفتی و افزایش انتقالات از خارج، مصرف و سرمایه‌گذاری افزایش یابند و مشکل عدم تطبیق پیش‌بینی‌های مدل با داده‌های اقتصاد ایران حل شود. در این قسمت برای اولین بار یک مدل تعادل عمومی پویا برای اقتصاد نفتی ایران بسط و ارائه می‌شود و با توجه به ساختار اقتصادی ایران، مدل سائز در سه جنبه اساسی، توسعه و تعدیل یافته است. نخست با توجه به وابستگی تولید داخلی به واردات، نقش کالاهای وارداتی در مصرف و سرمایه‌گذاری در مدل کاملاً تصریح شده است؛ دوم مطلوبیت خانوار، که تابعی از مصرف کالاهای وارداتی و داخلی است در نظر گرفته شده و سوم؛ با توجه به بدهی‌های خارجی ایران در دو دهه گذشته شوک نرخ بهره خارجی نیز در

مدل وارد شده است. در این مدل به نقش شوک‌های قیمت نفت، شوک نرخ بهره خارجی و شوک‌های تکنولوژی در ایجاد نوسانات اقتصادی ایران پرداخته می‌شود. در زیر به تشریح مدل پیشنهادی برای اقتصاد ایران می‌پردازیم.

مدل تعادل عمومی پویا برای اقتصاد ایران

مطلوبیت خانوار تابعی از مصرف کالای تولید داخل ch_t و کالای وارداتی cm_t است. خانوار نمونه با عمر نامحدود در پی حداکثرسازی تابع مطلوبیت است. همانند سائز^۱ (۲۰۰۲) فرض می‌کنیم بدهیهای خارجی اثر منفی بر روی مطلوبیت دارد و بدهیهای خارجی bt بصورت منفی وارد تابع مطلوبیت می‌شود. این فرض سبب می‌شود که در وضعیت یکنواخت، نرخ بهره داخلی r با نرخ بهره جهانی r^* متفاوت باشد. $(r^* + \tau = r)$ که τ پرمیم نرخ بهره است و ناکامل بودن تحرک سرمایه را نشان می‌دهد. مطلوبیت مورد انتظار طول زندگی خانوار به ترتیب زیر تعریف می‌شود:

$$W = E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u[ch_t, cm_t, b_t] \right\}; \beta > 0 \quad (1)$$

W مطلوبیت مورد انتظار طول دوره زندگی، ch_t مصرف کالای داخلی، cm_t مصرف کالای وارداتی، E_0 امید شرطی بر پایه مجموعه اطلاعات در دسترس در زمان صفر است و β نرخ ربحان زمانی است. فرض می‌شود تابع مطلوبیت، خواص معمول یک تابع مطلوبیت را دارا است. تابع مطلوبیت بصورت ریسک‌گریزی نسبی ثابت در نظر گرفته می‌شود (همانند «سنهادجی» (۱۹۹۸) برای کشورهای در حال توسعه).

$$U(ch_t, cm_t, b_t) = [ch_t^\mu cm_t^{1-\mu}] \frac{\gamma}{\gamma} - \theta b_t^2 \quad (2)$$

^۱. *Ibid*, p. 8.

که در آن μ سهم کالای داخلی در مصرف و γ ضریب ریسک گریزی است. در این الگو عرضه نیروی کار، برونزا در نظر گرفته شده است. با این فرض فراغت را در تابع مطلوبیت نخواهیم داشت و مطلوبیت خانوار تابعی از مصرف کالاهای وارداتی و داخلی است، این فرض در بسیاری موارد برای اقتصادهای در حال توسعه در نظر گرفته شده است.^۱ تولید به دو بخش نفتی و غیر نفتی تقسیم می‌شود؛ تولید بخش نفت به صورت انتقالات از خارج در نظر گرفته می‌شود. تولید بخش غیر نفتی با استفاده از نیروی کار و سرمایه بدست می‌آید که به صورت کاب داگلاس در نظر گرفته می‌شود:

$$Y_t = Z_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (۳)$$

Y_t تولید بخش غیر نفتی داخلی، K_t موجودی سرمایه، L_t خدمات نیروی کار α و $(1-\alpha)$ به ترتیب سهم سرمایه و نیروی کار را در تولید نشان می‌دهند. تکنولوژی Z_t مشمول اختلالات تصادفی است که از یک فرایند اتورگرسیو مرتبه اول $AR(1)$ تبعیت می‌کند بنابراین:

$$Z_{t+1} = \rho_z Z_t + \varepsilon_{z,t+1}, \varepsilon_{z,t+1} \sim NIID(0, \sigma_z^2) \quad (۴)$$

که در آن $\varepsilon_{z,t}$ اختلالات نوفه سفید، یا یک مجموعه از شوک‌های با میانگین صفر است که با یکدیگر همبستگی ندارند. جزء تصادفی Z_t برابر درصدی از انحراف ρ_z از ارزش دوره قبل به اضافه یک عبارت تصادفی است.

سرمایه‌گذاری، ترکیبی از کالاهای داخلی و وارداتی است و همانند سنهادجی^۲ (۱۹۹۸) برای کشورهای در حال توسعه به صورت یک تابع CES با کشش جانشینی ثابت در نظر گرفته شده است. I_t سرمایه‌گذاری ناخالص ملی که ترکیبی از کالای تولید داخلی iht و کالای

^۱. *Ibid*, p. 113.

^۲. *Ibid*, p. 114.

وارداتی im_t است. θ و $(1-\theta)$ به ترتیب سهم کالاهای داخلی و خارجی را در سرمایه‌گذاری نشان می‌دهند و $1/(1-\rho)$ نمایانگر کشش جانشینی مابین این دو کالا است.

$$i_t = (\phi h_t^\rho + (1-\phi)im_t^\rho)^{1/\rho} \quad (5)$$

در هر دوره سرمایه‌گذاری i_t موجودی سرمایه در دوره بعد K_{t+1} را به ترتیب زیر افزایش می‌دهد که δ نرخ استهلاک است.

$$K_{t+1} = K_t(1-\delta) + i_t \quad (6)$$

کالای تولید داخلی می‌تواند مصرف، سرمایه‌گذاری و یا صادر شود و محدودیت کل منابع اقتصاد به ترتیب زیر خواهد بود:

$$ch_t + ih_t + x_t \leq Z_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (7)$$

در این اقتصاد یک بازار مالی بین‌الملل وجود دارد و خانوار می‌تواند در این بازار مالی بین‌الملل با نرخ بهره جهانی r_t^* وام گرفته یا وام بدهد. نرخ بهره مشمول اختلالات تصادفی است که فرض می‌شود از یک فرایند اتورگرسیو مرتبه اول $AR(1)$ تبعیت می‌کند. میزان بدهیهای مالی خارجی b در دوره $(t+1)$ به ترتیب زیر خواهد بود:

$$b_{t+1} = b_t(1+r_t^*) + cm_t + im_t - x_t - p_t \cdot \overline{yp} \quad (8)$$

X_t صادرات غیرنفتی و $p_t \cdot \overline{yp}$ درآمدهای نفتی را نشان می‌دهد که به صورت انتقالات از خارج در نظر گرفته شده است. \overline{yp} تولید بخش نفت و p_t قیمت نفت را نشان

می‌دهد. قیمت نفت مشمول اختلالات تصادفی است که فرض می‌شود از یک فرایند اتورگرسیو مرتبه اول AR(1) تبعیت می‌نماید.

$$\text{Log}(p_{t+1}) = \rho_p \log(p_t) + \varepsilon_{p,t}; \varepsilon_{p,t}, \varepsilon_{p,t+1} \sim NIID(o, \sigma_p^2) \quad (9)$$

که در آن $\varepsilon_{p,t}$ اختلالات نوفه سفید، یا یک مجموعه از شوک‌ها با میانگین صفر است که با یکدیگر همبستگی ندارند. جزء تصادفی p_t برابر درصدی از انحراف ρ_p از ارزش دوره قبل به اضافه یک عبارت تصادفی می‌باشد.

حداکثر کردن تابع مطلوبیت در معادله (۲) نسبت به متغیرهای ih_t, im_t, ch_t, cm_t و با توجه به معادلات (۳) تا (۸) انجام می‌پذیرد. شرایط مرتبه اول تعادلی F.O.C را برای مسئله ریزی پویا به ترتیب زیر خواهیم داشت:

$$ch_t : \mu ch_t^{\mu-1} cm_t^{1-\mu} (ch_t^\mu cm_t^{1-\mu})^{\gamma-1} = \lambda_t \quad (9)$$

$$cm_t : (1 - \mu) ch_t^\mu cm_t^{-\mu} (ch_t^\mu cm_t^{1-\mu})^{\gamma-1} = \lambda_t \quad (10)$$

$$ih_t : \phi \rho ih_t^{\rho-1} i_t^{1/\rho-1} = \lambda_t \quad (11)$$

$$im_t : (1 - \phi) \rho im_t^{\rho-1} i_t^{1/\rho-1} = \lambda_t \quad (12)$$

$$b_{t+1} : \beta E_t [\lambda_{t+1} (1 + r_t^*) - 2\theta b_{t+1}] = \lambda_t \quad (13)$$

$$K_{t+1} : \beta E_t [\alpha \frac{y_{t+1}}{k_{t+1}} + (1 - \delta)] \lambda_{t+1} = \lambda_t \quad (14)$$

با ترکیب معادلات (۹) و (۱۰) خواهیم داشت:

$$\frac{\mu}{1-\mu} \frac{cm_t}{ch_t} = 1 \quad (15)$$

معادله (۱۵) نمایانگر نرخ نهایی جانشینی دو کالای داخلی و خارجی است که در شرایط تعادلی، مطلوبیت نهایی حاصل از مصرف این دو کالا برابر هم می‌شوند.

با ترکیب معادلات (۱۱) و (۱۲) خواهیم داشت:

$$\frac{1-\phi}{\phi} \left(\frac{im_t}{ih_t}\right)^{1-\rho} = 1 \quad (16)$$

معادله (۱۶) نمایانگر نرخ نهایی تبدیل و تخصیص سرمایه در تولید است که در شرایط تعادلی، تولید نهایی سرمایه‌ها با هم برابر می‌شوند. با ترکیب معادلات (۱۵) و (۱۶) خواهیم داشت:

$$\frac{1-\phi}{\phi} \left(\frac{im_t}{ih_t}\right)^{1-\rho} = \frac{1-\mu}{\mu} \frac{ch_t}{cm_t} \quad (17)$$

معادله (۱۷) نشان می‌دهد که در تعادل نرخ نهایی جانشینی دو کالا برابر با نرخ نهایی تبدیل است.

معادله (۱۴) شرط کارایی بین زمانی است که نشان می‌دهد هزینه نهایی (مطلوبیت از دست رفته) و منافع ناشی از به تعویق انداختن مصرف (افزایش مصرف آتی) در وضعیت بهینه باید برابر هم باشند.

در وضعیت یکنواخت، هیچگونه عدم قطعیتی وجود ندارد و متغیرها بر روی مسیر رشد متعادل بلند مدت خود قرار دارند. وضعیت یکنواخت شرایط مرتبه اول تعادلی به ترتیب زیر هستند:

$$\mu cm = (1 - \pi)ch \quad (18)$$

$$\frac{1 - \phi}{\phi} \left(\frac{im}{ih}\right)^{1-\rho} = 1 \quad (19)$$

$$\frac{1 - \phi}{\phi} \left(\frac{im}{ih}\right)^{1-\rho} = \frac{1 - \mu}{\mu} \frac{ch}{cm} \quad (20)$$

$$b : \frac{1}{\beta} = (1 + r^* + \tau) \quad (21)$$

$$k : \alpha \frac{y}{k} = r^* + \tau + \delta \quad (22)$$

معادله (۱۸) نرخ نهایی جانشینی ما بین دو کالای داخلی و خارجی را نشان می‌دهد. معادله (۱۹) نیز نرخ نهایی تبدیل را نشان می‌دهد از ترکیب این دو معادله به معادله (۲۰) می‌رسیم که در تعادل نرخ نهایی جانشینی برابر نرخ نهایی تبدیل است. معادله (۲۱) وضعیت یکنواخت معادله (۱۳) است و این معادله رابطه نرخ رجحان زمانی با نرخ بهره حقیقی بین‌الملل و پرمیم نرخ بهره را نشان می‌دهد. معادله (۲۲) وضعیت یکنواخت معادله (۱۴) است و نشان می‌دهد که در وضعیت یکنواخت، تولید نهایی سرمایه پس از کسر استهلاک برابر نرخ بهره حقیقی است.

حل الگو

این الگو را نمی‌توان به شکل تحلیلی حل کرد و اغلب این مشکل را با استفاده از روشهای حل عددی الگو برطرف می‌نمایند؛ یعنی پس از ارائه الگو، مقادیر پارامترها بر اساس مطالعات قبلی و شواهد اقتصاد خردی، حدس و گمان علمی، میانگین داده‌ها در بلند مدت و وضعیت یکنواخت انتخاب می‌شوند.¹ در این قسمت چگونگی تعیین مقادیر پارامترها مدل توضیح داده می‌شود.

$(1 - \phi)$ سهم کالای خارجی وارداتی در سرمایه‌گذاری ناخالص ملی است که با استفاده از میانگین نسبت واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای به سرمایه‌گذاری در طی دوره مورد مطالعه (۱۳۸۳-۱۳۳۸) برابر ۰/۶ تعیین شده است.

$(1 - \mu)$ نمایانگر سهم کالای خارجی وارداتی در مصرف است. که با استفاده از میانگین نسبت واردات کالاهای مصرفی به مصرف خصوصی در دوره مورد مطالعه برابر ۰/۲ در نظر گرفته شده است.

yp متوسط نسبت تولید بخش نفت به تولید بخش غیر نفتی در حسابهای ملی ایران در دوره مورد مطالعه برابر ۰/۲۶ بوده است. نرخ بهره حقیقی خارجی بر اساس متوسط نرخ بهره LIBOR در طول دوره مورد مطالعه تعیین می‌شود. نرخ استهلاک موجودی سرمایه بر اساس میانگین نسبت هزینه استهلاک به ارزش موجودی سرمایه برابر ۴ درصد در نظر گرفته می‌شود؛ پرمیم نرخ بهره τ با استفاده از رابطه زیر در وضعیت یکنواخت تعیین می‌شود:

$$\frac{y}{k} = \frac{r^* + \tau + \delta}{\alpha}$$

$$\text{که } \tau = \alpha \left(\frac{y}{k} \right) - r^* - \delta \text{ خواهد بود.}$$

مطابق برآوردهای حاصله در بلند مدت کشش عامل نیروی کار حدود $(1 - \alpha) = 0.3$ و کشش عامل سرمایه حدود $\alpha = 0.7$ است. بر اساس روش کیدلند و

¹. F. E. Kydland and Edward Prescott, "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, 50(6), (November 1982), pp. 1345-1369.

پرسکات پارامترهای شوک تکنولوژی را بر اساس رفتار تجربی پسماند سولو بدست می‌آوریم. در این روش ابتدا پسماند تابع تولید به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\ln(Z_t) = \ln y_t - [\alpha \ln k_t + (1 - \alpha) \ln L_t]$$

و سپس با برآورد رابطه:

$$\ln(Z_{t+1}) = \rho_z \ln(Z_t) + \varepsilon_{t+1}^z$$

مقادیر ρ_z ضریب خود همبستگی شوک تکنولوژی و انحراف معیار این ضریب حساب می‌شود.

برای شوک‌های تصادفی قیمت نفت نیز همانند سائز^۱ از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\log(p_{t+1}) = \rho_p \log(p_t) + \varepsilon_{t+1}^p$$

ρ_p ضریب خود همبستگی شوک قیمت نفت و انحراف معیار این ضریب را به دست می‌آوریم.

برای تعیین مقادیر پارامترهای γ ضریب ریسک‌گریزی نسبی و $\frac{1}{1-\rho}$ کشش جانشینی سرمایه‌گذاری در تابع CES از مطالعه سنهادجی^۲ (۱۹۹۸) برای گروهی از کشورهای در حال توسعه استفاده می‌شود. در این پژوهش بر اساس کار سنهادجی ضریب ریسک‌گریزی نسبی برابر $\gamma = -3$ و کشش جانشینی سرمایه‌گذاری $\frac{1}{1-\rho} = 0.5$ در نظر گرفته می‌شوند. همانند سائز^۳ ضریب ترجیحات θ از انحراف معیار نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی غیر نفتی برابر 0.108 بدست آمده است.

^۱. *Ibid*, pp. 12-13.

^۲. *Ibid*, pp. 118-120.

^۳. *Ibid*, pp. 12-13.

اثرات شوک‌ها

پس از تعیین مقادیر پارامترها می‌توانیم به ردیابی اثرات شوک‌های تکنولوژی، نرخ بهره خارجی و قیمت نفت بر روی متغیرهای کلان اقتصادی و نیز آزمون مدل بپردازیم. برای آزمون الگو پیش بینی‌های الگو در مورد واریانس‌های سری‌های زمانی مختلف با اطلاعات و داده‌های واقعی مشاهده شده مقایسه می‌شود. در کل، الگوهای تعادل عمومی پویای ادوار تجاری به مقدار زیادی بر اساس موفقیت آنها در سازگاری و تطابق با واریانس‌های اطلاعات واقعی مورد قضاوت قرار می‌گیرند.^۱ در قسمت اثر شوک تکنولوژی فقط شوک تکنولوژی در الگو وارد می‌شود و مشخص می‌شود که این شوک‌ها نمی‌توانند به قدر کافی تغییرات مشاهده شده متغیرهای کلان اقتصادی را توضیح دهند و در قسمت اثر شوک‌های خارجی و شوک تکنولوژی به بررسی اثرات و این شوک‌ها؛ یعنی شوک قیمت جهانی نفت و نرخ بهره خارجی بر روی متغیرهای کلان می‌پردازیم.

اثر شوک تکنولوژی

در الگو یک شوک تکنولوژی مثبت سبب افزایش در تولید نهایی سرمایه و سرمایه‌گذاری می‌شود و تولید و مصرف نیز افزایش می‌یابند. حاصل یک شوک تکنولوژی، افزایش موجودی سرمایه و تولید است. مصرف، واکنش کمتری از خود نشان می‌دهد و آرامتر از سرمایه‌گذاری تغییر می‌کند بدین ترتیب سرمایه‌گذاری نوسانی‌تر از مصرف است. جدول (۲) پیش‌بینی‌های الگو در مورد واریانس‌های متغیرهای اصلی را نشان می‌دهد مقایسه این پیش‌بینی‌های الگو با اطلاعات و داده‌های واقعی (مشاهده شده) نشان می‌دهد که فقط شوک‌های تکنولوژی نمی‌توانند به قدر کافی تغییرات مشاهده شده متغیرها را توضیح دهند و در این حالت علیرغم اینکه جهت تغییرات متغیرهای الگو در اثر شوک تکنولوژی با نظریه تطابق دارد؛ ولی تغییرات متغیرهای کلان الگو بسیار پایین‌تر از مقادیر واقعی آنها است.

^۱. Finn E. Kydland and Edward C. Prescott, "The Computational Experiment: An Econometric Tool", *Journal of Economic Perspectives*, 10(1), (Winter 1996), pp. 69-86.

جدول ۲. مقایسه پیش‌بینی‌های الگو با داده‌های مشاهده شده اقتصادی ایران

متغیر	تغییرات (درصد) σ_x		تغییرات نسبی σ_x/σ_y	
	مشاهده شده	مدل	مشاهده شده	مدل
تولید غیر نفتی	۶/۲۲	۳/۰۴	۱	۱
مصرف (مجموع مصرف خصوصی و مخارج دولت)	۷/۶	۲/۹	۱/۲۲	۰/۹۵
سرمایه‌گذاری	۱۶/۵	۷/۴	۲/۶	۲/۴۳
خالص صادرات	۲۵/۹	۰	۴/۱۷	۰

اثر شوک‌های خارجی و شوک تکنولوژی

شکل‌های (۱) تا (۳) اثرات شوک تکنولوژی و شوک قیمت نفت و شوک نرخ بهره

خارجی را بر متغیرهای اصلی الگو نشان می‌دهند. نتایج این قسمت به ترتیب زیر خواهد بود:

۱. مطابق نظریه، شوک تکنولوژی مثبت سبب افزایش در تولید نهایی سرمایه و سرمایه‌گذاری می‌شود و تولید و مصرف نیز افزایش می‌یابند. در الگو نیز اثر یک شوک تکنولوژی، سبب افزایش سرمایه‌گذاری، تولید و مصرف می‌شود.

۲. مطابق مباحث تئوریک الگو، افزایش قیمت نفت باعث افزایش در مصرف، سرمایه‌گذاری، واردات و تولید می‌شود. در الگو نیز اثر یک شوک مثبت قیمت نفت سبب افزایش این متغیرها شده و جهت تغییرات این متغیرهای الگو در اثر شوک قیمت نفت با نظریه تطابق دارد.

۳. شوک نرخ بهره خارجی تأثیر بسیار ناچیزی بر روی متغیرهای کلان الگو دارد.

جدول (۳) پیش‌بینی‌های الگو در مورد انحراف معیار متغیرهای اصلی را نشان می‌دهد مقایسه این پیش‌بینی‌ها با اطلاعات و داده‌های واقعی مشاهده شده، نمایانگر این مطلب است که با وارد نمودن شوک‌های خارجی به الگو نتایج بهبود می‌یابد و سازگاری بهتری با اطلاعات واقعی پیدا می‌نماید.

جدول ۳. مقایسه پیش‌بینی‌های الگو با داده‌های مشاهده شده اقتصادی ایران

متغیرها	تغییرات σ_x		تغییرات نسبی σ_x / σ_y		ضریب همبستگی با تولید غیر نفتی				
	مشاهده شده	الگو	مشاهده شده	الگو	الگو	مشاهده شده	الگو		
	t-1	t	t+1	t-1	t	t+1	t-1	t	t+1
تولید غیر نفتی	۶/۲	۶/۴	۱	۱	۱	۱	۰/۷۸	۱	۰/۷۸
مصرف (مجموع مصرف خصوصی و مخارج دولتی)	۷/۶	۹/۷	۱/۲	۱/۴	۰/۵۱	۰/۸	۰/۷۶	۰/۴۱	۰/۳۵
سرمایه‌گذاری	۱۶/۵	۱۷/۲	۲/۶	۲/۷	۰/۳۹	۰/۸۵	۰/۷۳	۰/۸۷	۰/۷۳
خالص صادرات	۲۶	۳۰/۸	۴/۲	۴/۷	-۰/۲	-۰/۲۲	-۰/۲	-۰/۰۲	-۰/۰۵
واردات	۲۲	۷	۳/۶	۱/۱	۰/۲۵	۰/۶۷	۰/۷۲	۰/۴۷	۰/۴

ویژگیهای کلیدی نوسانات در جدول (۳) نشان می‌دهد. ارقام ستون مشاهده شده بر اساس آمار اقتصاد ایران بدست آمده و ارقام در ستون دوم، رقمهای بدست آمده از الگوست. نتایج این قسمت به ترتیب زیر خواهد بود:

۱. در این مطالعه نوسانات سیکلی تولید غیرنفتی نمایانگر ادوار تجاری در نظر گرفته شد. در الگو تغییرات (انحراف معیار) تولید غیر نفتی حدود ۶/۴ درصد است و مقایسه آن با مقدار مشاهده شده در اقتصاد ایران (۶/۲ درصد) نشان‌دهنده موفقیت الگو در پیش‌بینی نوسانات تولید غیر نفتی است.

۲. در الگو تغییرات (انحراف معیار) مصرف حدود ۹/۷ درصد است. مقدار مشاهده شده انحراف معیار مصرف در اقتصاد ایران (۷/۶ درصد) دارد. تغییرات نسبی مصرف به ترتیب در الگو و داده‌های مشاهده شده اقتصاد ایران ۱/۴ و ۱/۲ است که تفاوت اندکی با هم دارند و نمایانگر موفقیت الگو در پیش‌بینی نوسانات مصرف است. همچنین در الگو همانند داده‌های مشاهده شده اقتصاد ایران، همبستگی بالایی بین نوسانات سیکلی مصرف و تولید غیرنفتی دیده می‌شود که نمایانگر هم حرکتی مصرف و تولید غیر نفتی است.

۳. در الگو تغییرات (انحراف معیار) سرمایه‌گذاری حدود ۱۷/۲ درصد است و تفاوت اندکی با رقم مقدار مشاهده شده دارد (انحراف معیار نوسان سرمایه‌گذاری ۱۶/۵ درصد است).

تغییرات نسبی سرمایه‌گذاری به ترتیب در الگو و داده‌های مشاهده شده اقتصاد ایران ۲/۷ درصد و ۲/۶ درصد است که نمایانگر موفقیت الگو در پیش بینی نوسانات سرمایه‌گذاری می‌باشد. همچنین در الگو همانند داده‌های مشاهده شده اقتصاد ایران، همبستگی بالایی بین نوسانات سیکلی سرمایه‌گذاری و تولید غیر نفتی دیده می‌شود که نمایانگر هم حرکتی سرمایه‌گذاری و تولید غیر نفتی است.

۴. در الگو، انحراف معیار واردات ۷ درصد است که مقایسه آن با داده‌های مشاهده شده اقتصاد ایران نشان می‌دهد که الگوی مورد استفاده در پیش بینی نوسانات واردات، موفقیت کمتری داشته است. همچنین در الگو ضریب همبستگی بالایی ما بین واردات و تولید غیر نفتی وجود دارد که همانند مشاهدات واقعی هم حرکتی واردات و تولید غیر نفتی را نشان می‌دهد.

۵. در الگو انحراف معیار خالص صادرات حدود ۳۰ درصد است که مقدار مشاهده شده در اقتصاد ایران ۲۶ درصد است. تغییرات نسبی خالص صادرات به ترتیب در الگو و داده‌های مشاهده شده ۴/۷ و ۴/۲ است. و نمایانگر موفقیت الگو در پیش بینی نوسانات خالص صادرات است. همانند داده‌های مشاهده شده ضریب همبستگی نوسانات سیکلی خالص صادرات با تولید غیر نفتی منفی و بدون همبستگی است.

پی‌نوشتها:

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، « گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی». سالهای ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۳.
۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، حسابهای ملی ایران دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۳.
3. Agenor, P, et al. "Macroeconomic Fluctuations in Developing Countries: Some Stylized Facts", *World Bank Economic Review*, No. 14, (2000), pp. 251-285.
4. Backus, D, and Crucini. M. "Oil Prices and the Terms of Trade"., *Journal of International Economics*. No. 50, (2000).
5. Baxter, M. *International Trade and Business Cycles*. In Grossman, G. Rogoff, K. Handbook of International Economics, North- Holland , Amsterdam., ???.
6. Correia, I. J. Neves and S. Rebelo. "Business Cycle in a Small Open Economy"., *European Economic Review*, No. 39, (1995): 1089-1133.
7. Hodrick, R. J. and Prescott, E. C. "Postwar US Business Cycles:an Empirical Investigation"., *Journal of Money, Credit and Banking*, No. 29, (1996): 1-16.
8. Joseph. E. Stiglitz et al, *Volatility and Macroeconomic Paradigm for Rich and Poor In: Dreze. J, Advances in Macroeconomic Theory*, Palgrave Mc Millan., 2003.
9. Kydland, F.E. and Edward Prescott. "Time to Build and Aggregate Fluctuations"., *Econometrica*, 50(6), (November 1982): 1345-1369.
10. Kose, M. "Explaining Business Cycles in Small Open Economies, How Much Do World Prices Matter?"., *Journal of International Economics*, No. 56, (2002): 299-327.
11. Kouparitsas, M. "North- South Terms of Trade: An Empirical Investigation"., *Federal Reserve Bank of Chicago*, (1997).
12. Lucas, R. E. *Studies in Business Cycle Theory*. Cambridge, MA: MIT., 1981.
13. Mendoza, E. "Real Business Cycles in a Small Open Economy"., *The American Economic Review*, 81(4), (1991): 797-818.
14. Mendoza, E. "The Terms of Trade, the Real Exchange Rate, and Economic Fluctuations"., *International Economic Review*, Vol. 39, No. 1, (1995): 101-137.
15. Rand, J. and Finn Tarp. "Business Cycles in Developing Countries: Are they Different?"., *World Development*, Vol. 30, No.12, (2002): 2071-2088.

16. Saez, F. and L. A. Puch, "Trade Shocks and Aggregate Fluctuations in an Oil Exporting Economy"., *Venezuela Central Bank*, (2002).

17. Sendhaji, S. "Dynamic of the Trade Balance and the Terms of Trade in LDC: The S-Curve"., *Journal of International Economics*, No. 46, (1998): 105- 131.