

## PASSAGEM DAS TAXAS DE CÂMBIO PARA OS ÍNDICES DE PREÇOS NO IRÃO

**MOHSEN MOHAMMADI KHYAREH**

[m.mohamadi@ut.ac.ir](mailto:m.mohamadi@ut.ac.ir)

Professor auxiliar, Universidade de Gonbad Kavous (Irão)

### Resumo

Um dos principais desafios da política monetária é prever como as flutuações da taxa de câmbio afetam a inflação e os índices de preços. Por conseguinte, o principal objetivo deste estudo é examinar a flutuação da taxa de câmbio nos índices de preços no Irão. Este artigo analisa os efeitos das flutuações cambiais nos índices de preços e outras variáveis macroeconómicas do Irão durante o período de 2004-Q1 a 2018-Q4, utilizando o quadro de um modelo VAR recursivo, baseado em Bernanke (1986) e Sims (1986). Os resultados indicam que a transferência das alterações da taxa de câmbio para os índices de preços é imperfeita, de tal forma que a trajetória da taxa de câmbio para os preços no consumidor, no produtor e na importação é de 14,68%, 15,55% e 18,22% no primeiro período aumenta para 51,78%, 53,15% e 88,14% no 13º período. Além disso, os resultados indicam que o percurso da taxa de câmbio diminui ao longo da cadeia de distribuição, com a taxa de câmbio mais elevada a passar pelos preços de importação, preços no produtor e preços no consumidor, respetivamente. O resultado tem implicações interessantes para a capacidade do Irão de atingir um regime eficaz de inflação. Os decisores políticos monetários devem reduzir as flutuações das taxas de câmbio, adotando políticas cambiais adequadas, a fim de minimizar a incerteza do índice de preços no consumidor. O estudo contribui para a literatura ao avaliar o efeito das alterações na taxa de câmbio (o rial iraniano em relação ao dólar americano) sobre os preços utilizando uma série cronológica atualizada de 2004 a 2018. Aborda as limitações dos estudos anteriores, que não encontraram uma relação forte entre a taxa de câmbio e a taxa de inflação no contexto iraniano. Uma destas limitações era a utilização do IPC, como único índice de preços.

### Palavras-chave

Percurso cambial, política monetária, índice de preços, VAR recursivo, Irão

### Como citar este artigo

Khyareh, Mohsen Mohammadi (2021). Passagem das taxas de câmbio para os índices de preços no Irão. Janus.net, e-journal of international relations. Vol12, Nº. 1, Maio-Outubro 2021. Consultado [online] em data da última consulta, <https://doi.org/10.26619/1647-7251.12.1.8>

**Artigo recebido em 31 Outubro 2020 e aceite para publicação em 4 Março 2021**





## **PASSAGEM DAS TAXAS DE CÂMBIO PARA OS ÍNDICES DE PREÇOS NO IRÃO<sup>1</sup>**

**MOHSEN MOHAMMADI KHYAREH**

### **Introdução**

Devido às transações de divisas em produtos petrolíferos e petroquímicos, o Irão sempre teve uma balança comercial positiva. No entanto, nos últimos meses de 2017 e desde o início de 2018, o mercado de divisas do país conheceu uma volatilidade substancial, e a taxa de câmbio do mercado aberto subiu. As razões para o aumento da taxa de câmbio devem ser encontradas a partir de dois tipos de fatores de fundo e fatores agravantes. Nos últimos anos, surgiram os fatores potenciais mais importantes que tornaram o país vulnerável ao sistema cambial, incluindo o rápido aumento das restrições de liquidez dos bancos iranianos relacionadas com a transferência de fundos; a dependência de moedas intermédias como o dólar americano e o euro, e a dependência do sistema SWIFT centralizado. No entanto, os fatores que levam à subida acentuada da taxa de câmbio são o aumento acentuado do nível de saídas incertas de capital no ambiente económico do país, a retirada das corretoras e novas restrições nas rotas de comércio de divisas do país.

Note-se que nem todos os fatores que afetam as flutuações da taxa de câmbio são influenciados por fatores puramente económicos, e muitos fatores não económicos, tais como a evolução política, podem afetar as expectativas da taxa de câmbio, influenciando as expectativas da sociedade. Contudo, para considerar a coincidência da evolução política e das flutuações cambiais durante o período 2013-2018, devemos dizer que a eleição do presidente dos EUA Donald Trump, em novembro de 2016, causou um aumento da flutuação da taxa de câmbio no Irão e, além disso, a ameaça de Trump de se retirar do plano de ação global conjunto (JCPOA)<sup>2</sup> causou mais flutuações na taxa de câmbio iraniana. Assim, a fim de manter a inflação baixa e estável, é necessário identificar os fatores importantes envolvidos na inflação no Irão. Entretanto, parte da elevada inflação no Irão deve-se a choques de preços estrangeiros devido à elevada percentagem de bens importados no PIB, pelo que as elevadas flutuações da taxa de câmbio levaram a nossa atenção a estudar a taxa de câmbio sobre os índices de preços no Irão. Como a taxa de câmbio é um fator determinante da inflação, as alterações nas

<sup>1</sup> Artigo traduzido por Cláudia Tavares.

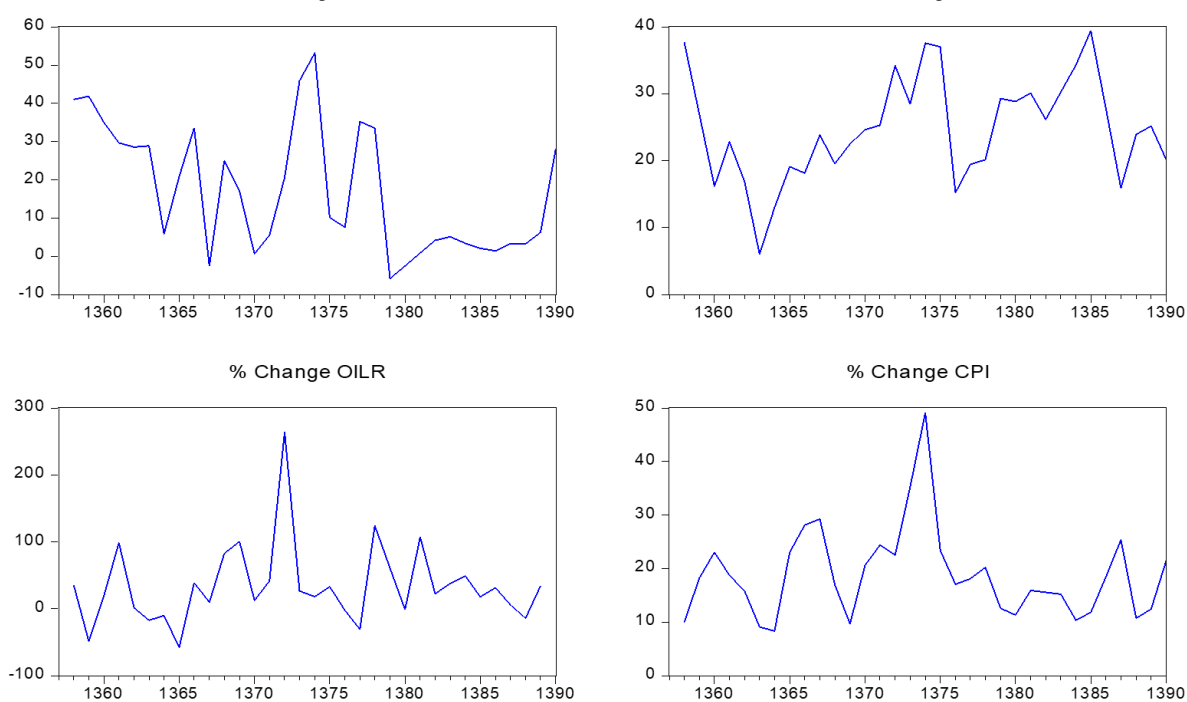
<sup>2</sup> O Plano de Ação Global Conjunto (JCPOA) (normalmente conhecido como acordo nuclear iraniano ou acordo iraniano, é um acordo sobre o programa nuclear iraniano alcançado em Viena em 14 de julho de 2015, entre o Irão e o P5+1 (os cinco membros permanentes do Conselho de Segurança das Nações Unidas - China, França, Rússia, Reino Unido, Estados Unidos-mais Alemanha (juntamente com a União Europeia).



taxas de câmbio são consideradas importantes na concepção da política monetária, especialmente quando um país tem uma política cambial flexível, bem como uma política comercial aberta. Assim, tem sido um desafio permanente para os economistas examinar a passagem da taxa de câmbio (ERPT) para os preços internos. Por conseguinte, o principal objetivo do presente estudo é avaliar o grau de ERPT no Irão. Para o efeito, será examinada a resposta dinâmica da inflação aos índices de preços aos choques cambiais no Irão.

De acordo com a Figura 1, o desenvolvimento do mercado cambial do país mostra a turbulência do mercado e a dramática volatilidade das últimas décadas. Ao mesmo tempo que o Irão implementou uma política cambial unificada em 1993, a taxa de câmbio subiu acentuadamente devido ao desequilíbrio dos pagamentos internacionais, principalmente devido à queda dos preços do petróleo e à questão do pagamento da dívida devida. Mais tarde, em 2002, através do apoio financeiro das reservas cambiais do banco central e da cobertura financeira do banco central, foi implementada uma política cambial unificada, que reduziu grandemente a distância entre o mercado livre e a taxa de câmbio oficial. Proporcionando assim uma relativa estabilidade no mercado de divisas. Além disso, entre 2002 e meados de 2010, está a ser implementado um sistema de flutuação gerido. Contudo, uma vez que o principal fornecedor do país depende das receitas cambiais das exportações de petróleo, as flutuações dos preços mundiais do petróleo e a decisão de utilizar as receitas do petróleo no orçamento anual levaram à fragmentação do mercado de divisas. Desde meados de 2010, após o alargamento do fosso entre o mercado e a taxa de câmbio oficial, o mercado cambial flutuou acentuadamente em 2011 e 2012.

**Figura 1 - Tendência da variação percentual anual das variáveis**



Fonte: Base de dados de séries cronológicas, Banco Central do Irão



Uma das razões mais importantes para o aumento da taxa de câmbio é a crescente procura especulativa de divisas, o aumento esperado do retorno da taxa de câmbio e o aumento esperado dos lucros esperados das compras cambiais. A subida contínua das taxas de câmbio do mercado, as perspectivas futuras negativas de sanções, os rendimentos cambiais do país e as reservas de divisas, a expansão do espaço arrendado e o aumento das pressões inflacionistas fizeram com que o país estivesse à beira de uma crise cambial no final de 2011 e meados de 2018. Por outro lado, a taxa de crescimento da liquidez e das receitas petrolíferas nos últimos anos, e mais importante ainda, a qualidade da sua distribuição, é outro fator importante nas flutuações contínuas das taxas de câmbio. O canal da procura especulativa é um canal que afeta a liquidez e a volatilidade da taxa de câmbio. Deve também notar-se que a acumulação de liquidez prejudicial ao longo dos anos promoveu tumultos económicos em vários domínios, tais como a terra, o mercado imobiliário, o mercado do ouro e, recentemente, o mercado de divisas. Além disso, fatores como a elevada inflação nos últimos anos, a falta de ajustamento cambial e a elevada dependência das receitas do petróleo tornaram-se fatores que afetam as flutuações das taxas de câmbio nos últimos anos. No entanto, as sanções são o fator mais influente quando as moedas começaram recentemente a flutuar. Portanto, devido à estreita relação entre flutuações cambiais, liquidez e receitas do petróleo, este artigo estuda a relação entre elas.

No caso do Irão, a relação entre o índice de preços e o ERPT foi testada utilizando modelos VAR e de variância estrutural (SVAR). A característica saliente deste estudo é a utilização de um modelo VAR recursivo para verificar o ERPT. Este estudo investigou os efeitos das receitas petrolíferas, do crescimento económico, do crescimento da oferta monetária e das flutuações das taxas de câmbio. Até à data, os efeitos destas variáveis não foram estudados no âmbito do modelo VAR recursivo. Outra característica do modelo é a capacidade de avaliar a sustentabilidade dos resultados através da avaliação da sensibilidade dos resultados a diferentes classificações de Cholesky. Em comparação com outros modelos utilizados em pesquisas anteriores, outra característica deste modelo é que pode examinar o impacto das diferentes políticas das autoridades monetárias em diferentes choques económicos.

Na segunda parte deste artigo, revemos a política cambial do Irão, e na terceira parte revemos a literatura teórica e empírica. A quarta parte discute os métodos e dados de investigação. A quinta parte discute os resultados experimentais, e finalmente as conclusões da sexta parte são discutidas.

## **1. Visão geral do sistema financeiro iraniano**

Ao longo das últimas décadas, o mecanismo de determinação das políticas cambiais e das taxas de câmbio mudou amplamente e, de um modo geral, ao longo do tempo, mudou para disposições mais flexíveis. Após a adoção do sistema de taxas de câmbio fixas durante os anos (1959-1978), o sistema de taxas de câmbio múltiplas foi aplicado nos anos que se seguiram à revolução islâmica e até 1992. Este sistema está em vigor desde (1994-2001) e desde meados de 2010 até agora. Depois disso, o sistema flutuante gerido foi implementado no país com duas experiências completamente diferentes. Na primeira experiência, em 1993, devido ao desequilíbrio na balança de pagamentos, que se deveu principalmente à queda dos preços do petróleo e ao reembolso de dívidas



vencidas, o sistema falhou. Contudo, o sistema de flutuação gerido voltou a ser implementado em 2002, e devido aos elevados lucros e abundância de ganhos cambiais continuou até meados de 2010.

O evento que afetou o funcionamento do sistema de flutuação controlada foi a imposição de sanções contra o sistema financeiro do país em outubro de 2010. Embora a história da hostilidade ocidental contra o Irão e a sua manifestação sob a forma de sanções unilaterais e multilaterais remonte à formação inicial da República Islâmica do Irão; em meados de 2010, as sanções ocidentais contra o Irão tomaram um rumo diferente, em termos de quantidade e alcance. Era mais amplo em termos de regras e mecanismos de execução do que em sanções anteriores.

Na nova série de sanções ocidentais ao Irão, adotada em julho de 2010 pela primeira vez para além dos Estados Unidos, a Europa também impôs sanções ao Irão e sanções às instituições financeiras iranianas, bancos centrais, companhias de seguros, exportações de petróleo e gás, petroquímicos e produtos. As transações petrolíferas e financeiras (como a SWIFT) e a transferência de receitas em divisas também foram incluídas nas sanções.

Uma das consequências mais importantes e imediatas da imposição e imposição de sanções foi o seu impacto no sistema de taxas de câmbio e no mercado de divisas do país. A prova tem sido que o mercado cambial reagiu às sanções a curto prazo nos últimos seis anos. No setor real da economia, as sanções também reduziram as receitas cambiais e reduziram o fornecimento de divisas, restringindo as exportações de petróleo, gás, produtos petrolíferos e petroquímicos.

### **1.1 Evolução e história dos acordos cambiais no Irão**

A investigação da evolução dos acordos cambiais do Irão desde 1957 mostrou uma mudança do sistema de taxas de câmbio fixas para um sistema de taxas de câmbio mais flexível. Em geral, a economia iraniana, durante este período, experimentou três tipos de política cambial adotada ao longo de seis tempos diferentes.

Antes da vitória da Revolução Islâmica, o país tinha um sistema de taxas de câmbio estável. Contudo, a supervisão governamental, o racionamento das taxas de câmbio e o estabelecimento de prioridades para as despesas em divisas continuou até 1973. Em 1974, o preço do petróleo nos mercados mundiais aumentou notavelmente. Com o aumento das receitas cambiais das exportações de petróleo, a quota foi eliminada (mantendo um sistema de taxas de câmbio estável). Após a vitória da Revolução Islâmica, o sistema cambial do país continuou a ser um sistema de taxas de câmbio fixas, mas com a emergência da atmosfera de fuga de capitais do banco central para conter e controlar este fluxo implementou controlos.

O início da guerra imposta causou muitas restrições cambiais, oportunidades de exportação reduzidas, aumento da procura de importações, e preços mundiais do petróleo mais baixos. Ao mesmo tempo, a adoção de uma política de substituição de importações, que começou uma década antes da vitória da revolução, aumentou a necessidade de indústrias de alta capacidade, cujos principais equipamentos foram importados para receitas em divisas. Por outro lado, a importação de bens essenciais necessários à sociedade, bem como os custos crescentes dos projetos de



desenvolvimento, exigiam também o acesso a recursos em divisas. Dadas as limitadas receitas em divisas do país, foi crucial canalizar e otimizar a afetação destes recursos. Após a guerra imposta e a reconstrução inicial da taxa de câmbio, a unificação tornou-se uma das prioridades da transformação económica do país. A política de unificação da taxa de câmbio foi introduzida pela primeira vez em 1993. A política cambial no Irão em 1993 foi seguida de um forte aumento da taxa de câmbio devido aos desequilíbrios nos pagamentos, principalmente devido à queda dos preços do petróleo e ao problema dos pagamentos em atraso. Em geral, as políticas implementadas não foram bem-sucedidas devido à falta de coordenação e requisitos em todas as políticas de unificação das taxas de câmbio do país.

Uma vez que a política de unificação das taxas de câmbio com a abordagem de alcançar um sistema de taxas de câmbio mais flexível desempenha um papel importante na melhoria do desempenho dos diferentes setores económicos, esta política foi novamente aplicada em 2002 e os tipos de taxas existentes foram abolidos. Em 2002, a implementação de uma política cambial de unificação utilizando o apoio financeiro das reservas cambiais do banco central reduziu significativamente a diferença cambial livre e oficial e proporcionou uma relativa estabilidade no mercado de divisas. O sistema de câmbios flutuantes geridos esteve em funcionamento de 2002 a meados de 2010. Durante estes anos, para além da taxa de câmbio derivada das exportações de petróleo e gás, o aumento contínuo das exportações não petrolíferas serviu como um recurso para a gestão do mercado cambial. Embora houvesse opiniões de que o ajustamento da taxa de câmbio era proporcional à diferença entre as taxas de inflação interna e externa, a existência de recursos cambiais suficientes tornava difícil a manutenção da estabilidade relativa no mercado cambial.

Desde 2010, com a imposição de novas sanções contra o sistema bancário do país, devido a um endurecimento do programa e à restrição das receitas petrolíferas, a subida da taxa de câmbio acelerou. A taxa não oficial do dólar no final de 89 era de cerca de 10400 rials, que no final de março do ano seguinte subiu para o rial de 19000. De facto, a taxa do dólar não oficial em 2011 registou um crescimento de 80 por cento. Na sequência destas inflamações, o Banco Central do Irão começou a aumentar a taxa oficial e anunciou a taxa oficial do dólar a 12260 rials. O choque cambial de 2011 continuou no ano seguinte, pois as flutuações da taxa de câmbio foram muito elevadas e o dólar no mercado aberto registou um preço de 40000 rials por 1 dólar americano. No segundo semestre do ano 2017 começou uma nova ronda de volatilidade no mercado cambial que foi exatamente a mesma que nos anos 2011 e 2012. O aumento do preço do dólar acelerou desde dezembro de 2017 e aumentou gradualmente até ao limite de 48, 500 rials por dólar americano.

## **2. Revisão da literatura**

Desde os anos 90, os investigadores têm-se concentrado mais em estudos empíricos das taxas de câmbio. Desde então, a maior parte da investigação empírica tem estudado o efeito do ERPT sobre os preços em determinadas indústrias, países específicos, ou grupos de países, dependendo das características gerais da sua macroeconomia. Por exemplo, Feinberg (1989) e Knetter (1993) examinaram empiricamente o ajustamento dos preços em termos de grau de concentração do mercado, quotas relativas dos produtos nacionais



e importados, penetração das importações e flutuações das taxas de câmbio. Estudos como Devereux e Yetman (2010) concluíram que o ERPT está significativa e positivamente correlacionado com a taxa de inflação média e o ambiente de baixa inflação leva à transmissão de taxas de câmbio baixas aos preços de importação. Além disso, Campa e Goldberg (2005), Taylor (2000) e Frankel (2012) consideram a volatilidade da taxa de câmbio como um fator importante no ERPT.

Além disso, um grande número de estudos examinou o grau de taxas de câmbio internas e de preços de importação para países em desenvolvimento e emergentes como um painel inter-países. Investigadores como McFarlane (2009) e Razafimahefa (2012) examinaram o grau de ERPT sobre preços ao consumidor e preços de importação para os países em desenvolvimento e mercados emergentes. Estes artigos constataram geralmente que o grau de ERPT para países em desenvolvimento e emergentes era significativamente maior do que o dos países avançados. Além disso, o ERPT pode ter um efeito assimétrico nos preços, dependendo da diminuição ou aumento do valor da taxa de câmbio e da sua flutuação absoluta. No papel de Kohlscheen (2010), utilizando o modelo VAR, o grau de ERPT aos preços ao consumidor foi examinado para vários países durante os seus regimes de taxas de câmbio flutuantes. Os resultados mostraram que para os países com maiores flutuações da taxa de câmbio nominal e menor diversificação comercial, as taxas de câmbio mais elevadas passam. Num outro estudo, Ito e Sato (2008), ao examinar o ERPT nos países da Ásia Oriental, concluiu que o grau de ERPT ao longo da cadeia de distribuição diminuiu e que a taxa mais elevada de ERPT acontece respetivamente nos preços de importação, no produtor e no consumidor. A este respeito, Ghosh (2013) examinou o ERPT para vários países da América Latina ao longo das últimas quatro décadas. Os resultados mostraram que o grau de ERPT diminuiu ao longo do tempo.

Foram também realizados muitos estudos sobre a repercussão das taxas de câmbio em diferentes países ao longo do tempo. Justel e Sansone (2015), ao examinar o grau de ERPT utilizando o modelo VAR para o Chile, concluiu que a taxa de transmissão das taxas de câmbio no Chile tem vindo a diminuir ao longo do tempo. Espada (2013) investigou o grau de ERPT no México, utilizando o modelo VAR. Os resultados indicam que o ERPT não foi estatisticamente significativo. No mesmo período, Peón e Brindis (2014) constataram que o grau de ERPT diminuiu ao longo da cadeia. Num outro documento, Rincón-Castro e Rodríguez-Niño (2016), utilizando a abordagem bayesiana ao expressar endogenamente o ERPT e a situação económica, concluíram que o ERPT é maior se, (1) a inflação do consumidor for acelerada, e a sua flutuação for grande (2) a taxa de câmbio real sobrevalorizada (3) o hiato positivo do produto (4) a baixa abertura do comércio (5) os preços elevados das mercadorias (6) a taxa de juro interbancária for baixa.

Masha e Park (2012) examinaram o grau de ERPT aos preços ao consumidor e ao produtor nas Maldivas utilizando a análise VAR recorrente. Os resultados mostram um elevado, mas incompleto grau de ERPT em comparação com outros países. Arslaner (2014) utilizou um modelo de correção de erros para estimar o ERPT na Turquia para o período 1986-2013. Os resultados indicam um grau significativo de ERPT à inflação do consumidor. Savoie-Chabot e Khan (2015) também examinaram o grau de ERPT aos preços ao consumidor. Verificaram que o ERPT desempenhou um papel importante na recente dinâmica da inflação no Canadá. Tunc e Kilinc (2018) também examinaram o ERPT na Turquia utilizando uma abordagem VAR estruturada. Os seus resultados indicam



que alcançar o objetivo de estabilidade de preços permanentemente na Turquia se torna um grande desafio num mercado financeiro global volátil, devido a um ERPT elevado.

Grande parte da literatura sobre o ERPT demonstrou que as flutuações das taxas de câmbio são apenas parcialmente transmitidas aos preços internos, cujo efeito também se perde ao longo da cadeia de produção. As taxas de câmbio passam pelos preços internos através de vários canais. Desde efeitos diretos através de preços de energia e outras mercadorias até efeitos indiretos através de preços de importação, formação de salários e margens de lucro (Bacchetta & Van Wincoop, 2003; Burstein & Gopinath, 2014; Ito & Sato, 2008; McCarthy, 2007). Mesmo no caso de bens comercializáveis internacionalmente, diferentes formas de segmentação de mercado e adesões nominais podem explicar o ERPT incompleto. Em relação à menor sensibilidade dos preços internos às flutuações cambiais, vários fatores estruturais incluem o grau de concorrência entre empresas exportadoras e importadoras (Amiti *et al.*, 2016), a frequência dos ajustamentos de preços (Devereux & Yetman, 2003; Corsetti *et al.*, 2008; Gopinath *et al.*, 2010), composição do comércio (Goldberg & Campa, 2010), envolvimento global na cadeia de valor (Georgiadis *et al.*, 2017), quota de comércio de divisas (Casas *et al.*, 2016; Gopinath, 2015) e a utilização de instrumentos de cobertura do risco cambial (Amiti *et al.*, 2014). Além disso, um quadro credível de política monetária que apoie expectativas de inflação ancoradas pode servir como uma abordagem eficaz para reduzir os preços de ERPT ao consumidor (Carriere-Swallow *et al.*, 2016; Gagnon & Ihrig, 2004).

Para além dos fatores estruturais e características específicas do país, a natureza da dinâmica macroeconómica que causa a flutuação da taxa de câmbio desempenha um papel fundamental na determinação da dimensão e intensidade do ERPT (Comunale & Kunovac, 2017; Forbes *et al.*, 2018; Shambaugh, 2008). Isto reflete o facto de que os impulsos que afetam a taxa de câmbio afetam simultaneamente a atividade, margens de lucro, produtividade e outros fatores que contribuem para moldar as expectativas de preços e inflação. Helmy *et al.* (2018), utilizando dados mensais egípcios para o período de 2003 a 2015, concluíram que a passagem da taxa de câmbio para os três índices de preços (importação, produtor e consumidor) no Egito era relativamente significativa e incompleta. Evidentemente, o grau de ERPT aos preços ao consumidor era mais elevado do que os preços ao produtor e de importação. Ha *et al.* (2019) estimaram modelos SVAR para um conjunto de 47 países e concluíram que diferentes choques domésticos e globais eram um fator importante para explicar o grau de taxa de câmbio entre países. Além disso, as características e condições específicas de cada país incluem os quadros de política para a implementação da próxima política monetária influente. Além disso, a taxa de câmbio era mais baixa em países com taxas de câmbio flexíveis e objetivos de inflação credíveis. Finalmente, provas empíricas demonstraram que o grau de independência do banco central influencia o grau de ERPT aos preços. Adekunle e Tihamiyu (2018) examinaram a assimetria do ERPT aos preços no consumidor na Nigéria durante o período 2001-2015. Os resultados mostraram que, a curto prazo, os preços ao consumidor tinham expectativas comparáveis e taxas de câmbio incompletas passavam.

Embora tenha havido muitos estudos estrangeiros sobre o grau de ERPT, ainda há poucos estudos nacionais. Em continuação, os estudos empíricos internos são brevemente revistos. Mesbahi *et al.* (2017) avaliaram o grau de ERPT dos preços de importação, enfatizando o papel da volatilidade nos rendimentos petrolíferos. Tayebi *et al.* (2015) concluem que a inflação cambial está incompleta com diferentes índices de preços, mas





as flutuações das taxas de câmbio provocam flutuações nos índices de preços de importação, no consumidor e no produtor e parte da variabilidade da inflação interna ao longo do período. O caso é explicado. Kazerooni *et al.* (2012) propuseram que, ao implementar simultaneamente o sistema de metas monetárias de inflação e o sistema de taxas de câmbio flutuantes, a taxa de câmbio passante será reduzida. Khoshbakht e Akhbari (2007) demonstraram no seu estudo que as alterações do ERPT no índice de preços de importação são mais do que o índice de preços no consumidor. No seu estudo, Shajari *et al.* (2005) concluíram que o grau de ERPT no Irão está incompleto e que as alterações da taxa de câmbio real têm um efeito positivo e significativo sobre o preço dos bens importados.

### 3. Metodologia de Investigação

O objetivo deste estudo é investigar a relação dinâmica entre os fatores que afetam a taxa de câmbio no Irão. Assim, o modelo VAR proposto por Sims (1980) assume que todas as variáveis são endógenas num modelo macroeconómico sem quaisquer estrangulamentos nas suas relações. O formulário de retorno VAR contém não só as interrupções da variável endógena, mas também os valores ininterruptos de outras variáveis endógenas. As exportações de petróleo para países ricos em petróleo são importantes fontes de receitas em divisas, mas a externalização destas receitas conduz a uma incerteza e instabilidade generalizada nas suas economias e nas suas políticas económicas. Dada a elevada dependência da economia iraniana das receitas do petróleo e a aleatoriedade dos choques dos preços do petróleo, o ambiente macroeconómico foi afetado e a combinação destes fatores conduziu à incerteza. A volatilidade da economia e o mau ambiente macroeconómico conduziram a um aumento da taxa de câmbio. À medida que as receitas do petróleo aumentam, a incerteza da taxa de câmbio diminui, e a taxa de câmbio abranda.

A subida dos preços do petróleo e as receitas resultantes podem dar um impulso à taxa de câmbio e aos preços de importação, aumentando a procura de importações. Portanto, o aumento dos preços do petróleo está na primeira fase da cadeia de distribuição por impulso, afetando outras variáveis do modelo. A taxa variável de crescimento económico da produção na literatura local sobre a taxa de câmbio pode ser citada como um indicador da pressão da procura interna. O crescimento económico está a impulsionar a procura e, dada a incapacidade da produção em satisfazer a procura, isto aumentará a procura interna e, em última análise, conduzirá a um aumento da procura de bens importados, ao aumento das taxas de câmbio e ao aumento dos preços dos bens importados. O índice de preços ao consumidor na cadeia de distribuição de impulsos é posterior à taxa de câmbio porque o efeito da taxa de câmbio sobre o preço de importação através de *inputs* estrangeiros importados afeta o preço ao consumidor. Finalmente, a função de resposta do banco central é estimada na qual a função de procura relaciona o crescimento da moeda com outras variáveis do modelo, uma vez que a política monetária pode refletir as flutuações da taxa de câmbio (McCarthy, 2007).

Na sequência de McCarthy (2007), no presente estudo, a equação de crescimento da oferta monetária é considerada como uma função de resposta do banco central. Nos países exportadores de petróleo, o aumento dos preços do petróleo e, subsequentemente, o aumento das receitas do petróleo levam a uma injeção maciça de



dinheiro na economia, pelo que o fornecimento de dinheiro é também uma função dos preços e receitas do petróleo. De acordo com o que foi dito acima, o modelo baseia-se no estudo (McCarthy, 2007) e tem a seguinte ordem para as variáveis.

$$X_t = \{\pi_t^{oil} \rightarrow \Delta y_t \rightarrow \Delta e_t \rightarrow \pi_t^{IPI} \rightarrow \pi_t^{PPI} \rightarrow \pi_t^{CPI} \rightarrow \Delta M1_t\}$$

Onde  $\pi_t^{oil}$  inflação do preço do petróleo,  $\Delta y_t$  crescimento anual do PIB,  $\Delta e_t$  alterações no câmbio nominal,  $\pi_t^{CPI}$  inflação dos preços no consumidor,  $\pi_t^{PPI}$  inflação dos preços no produtor,  $\pi_t^{IPI}$  inflação dos preços de importação, e  $\Delta M1_t$  é a taxa de crescimento do dinheiro. Neste contexto, observa o efeito dinâmico do impulso da taxa de câmbio sobre os índices de preços ao longo da cadeia de distribuição. De acordo com McCarthy (2007), a inflação dos preços no consumidor é composta por sete componentes em cada fase. A primeira componente é a inflação esperada com base na informação disponível no período t-1. Os efeitos dos choques da oferta e da procura na inflação nesta fase são utilizados como segunda e terceira componentes no período t. A quarta componente é o efeito da dinâmica da taxa de câmbio sobre a inflação. A primeira componente é a inflação esperada com base na informação disponível no período t-1. Os efeitos dos choques da oferta e da procura na inflação nesta fase são utilizados como segunda e terceira componentes no período t. A quarta componente é o efeito da dinâmica da taxa de câmbio sobre a inflação.

Os impulsos estruturais são obtidos a partir de resíduos VAR utilizando a análise de matriz de variância-covariância de Cholesky. Assim, a inflação do preço do petróleo ( $\pi_t^{oil}$ ) é utilizado como um lado da oferta e do crescimento da produção, ( $\Delta y_t$ ) como um lado da procura, além disso, o modelo envolve dinheiro  $M1_t$  como uma variável de política monetária que responde a outras variáveis através da função de resposta. Sob esta hipótese, os impulsos neste sistema VAR podem ser representados por um sistema VAR recursivo da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \pi_t^{oil} &= E_{t-1}[\pi_t^{oil}] + \varepsilon_t^{oil} \\ \Delta y_t &= E_{t-1}[\Delta y_t] + \alpha_1 \varepsilon_t^{oil} + \varepsilon_t^{\Delta y} \\ \Delta e_t &= E_{t-1}[\Delta e_t] + \beta_1 \varepsilon_t^{oil} + \beta_2 \varepsilon_t^{\Delta y} + \varepsilon_t^{\Delta e} \\ \pi_t^{IPI} &= E_{t-1}[\pi_t^{IPI}] + \phi_1 \varepsilon_t^{oil} + \phi_2 \varepsilon_t^{\Delta y} + \phi_3 \varepsilon_t^{\Delta e} + \varepsilon_t^{IPI} \\ \pi_t^{PPI} &= E_{t-1}[\pi_t^{PPI}] + \lambda_1 \varepsilon_t^{oil} + \lambda_2 \varepsilon_t^{\Delta y} + \lambda_3 \varepsilon_t^{\Delta e} + \lambda_4 \varepsilon_t^{IPI} + \varepsilon_t^{PPI} \\ \pi_t^{CPI} &= E_{t-1}[\pi_t^{CPI}] + \gamma_1 \varepsilon_t^{oil} + \gamma_2 \varepsilon_t^{\Delta y} + \gamma_3 \varepsilon_t^{\Delta e} + \gamma_4 \varepsilon_t^{IPI} + \gamma_5 \varepsilon_t^{PPI} + \varepsilon_t^{CPI} \\ \Delta M1_t &= E_{t-1}[\Delta M1_t] + \theta_1 \varepsilon_t^{oil} + \theta_2 \varepsilon_t^{\Delta y} + \theta_3 \varepsilon_t^{\Delta e} + \theta_4 \varepsilon_t^{IPI} + \theta_5 \varepsilon_t^{PPI} + \theta_6 \varepsilon_t^{CPI} + \varepsilon_t^{\Delta M1} \end{aligned}$$

Onde  $\varepsilon_t^{oil}$  os choques de fornecimento,  $\varepsilon_t^{\Delta y}$  choques de procura,  $\varepsilon_t^{\Delta e}$  choques na taxa de câmbio,  $\varepsilon_t^{CPI}$  choques de inflação dos preços no consumidor,  $\varepsilon_t^{PPI}$  inflação dos preços no produtor,  $\varepsilon_t^{IPI}$  inflação dos preços de importação e  $\varepsilon_t^{\Delta M1}$  choques da oferta monetária.  $E_{t-1}[\ ]$  exprime as expectativas das variáveis em termos de informação disponível no



final do período t-1, que representa o período de tempo t. As equações de expectativa condicional podem ser substituídas por previsões lineares em termos de 5 interrupções de variáveis endógenas.

Em seguida, serão apresentadas as funções de reação instantânea da inflação dos preços ao consumidor a choques cambiais não relacionados com a taxa de câmbio. Além disso, a identificação de impulsos utilizando a análise de Cholesky gera o sujeito, identificando a oferta de impulso e a procura agregada. Assume-se aqui que os pressupostos não estão correlacionados e não estão correlacionados ao longo de um período.

## 4. Resultados e discussão

### 4.1. Resultados estacionários

A fim de modelar com precisão o modelo VAR, foram realizados testes estáticos e de cointegração para as características dos dados estudados e os resultados são apresentados nas Tabela (1) e Tabela (5). No primeiro passo, os dados estáticos são examinados utilizando o teste generalizado de unidade de raiz Dickey Fuller (ADF). A tabela (1) mostra os resultados do teste de raiz única para variáveis endógenas do modelo.

Tabela 1 - resultados dos testes unitários de raiz

| variável  | estatística ADF | valor de probabilidade | grau de acumulação |
|---|-----------------|------------------------|--------------------|
| Resultados de testes de raiz unitária ao nível das variáveis            |                 |                        |                    |
| OIL   | -1/69762        | 0/4195                 | Não estacionário   |
| ER  | -1/31789        | 0/6586                 | Não estacionário   |
| CPI   | 1/36534         | 0/9856                 | Não estacionário   |
| M1  | -0/15997        | 0/9321                 | Não estacionário   |
| PIB   | 1/90123         | 0/9872                 | Não estacionário   |
| PPI   | 0/51239         | 0/9543                 | Não estacionário   |
| IPI   | -1/29654        | 0/62367                | Não estacionário   |
| Resultados do teste de raiz unitário na primeira diferença de variáveis |                 |                        |                    |
| D(OIL)  | -11/76813       | 0/0000                 | Estacionário       |
| D(ER)   | -10/45789       | 0/0000                 | Estacionário       |
| D(CPI)  | -11/34587       | 0/0000                 | Estacionário       |
| D(M1)   | -7/14821        | 0/0000                 | Estacionário       |
| D(GDP)  | -6/32167        | 0/0004                 | Estacionário       |
| D(PPI)  | -7/67294        | 0/0000                 | Estacionário       |
| D(IPI)  | -8/52312        | 0/0000                 | Estacionário       |

### 4.2. Seleção do desfasamento optimal

A fim de selecionar o período de atraso adequado para estimar o modelo VAR, foram avaliados vários testes, tais como o teste LR modificado sequencialmente, o teste de Wald (omitindo os atrasos sem significado estatístico), o critério de informação Hannan Qwuinn (HQ), o critério de informação Akaike (AIC), o critério de informação Schwarz (SC) e o erro de previsão final (FPE). Ao escolher o atraso adequado no modelo VAR, evitará o excesso de ajuste, limitando a duração dos pequenos intervalos de amostragem. Também minimiza a estipulação incorreta do modelo, ao não selecionar interrupções demasiado pequenas. Os testes de intervalo de comprimento de referência são mostrados na tabela 2. Teste LR modificado sequencialmente, erro de previsão final



(FPE) e critério de informação Akaike (AIC) sugerem a utilização do modelo VAR (3). Por conseguinte, o modelo VAR é estimado com três intervalos no presente estudo.

Tabela 2 - Resultados do período de atraso optimal

| Período desf. | Log L   | LR     | FPE       | AIC  | SC    | HQ    |
|---------------|---------|--------|-----------|------|-------|-------|
| 0             | -437.54 | NA     | 1.09 E-04 | 6.4  | 6.61* | 6.78  |
| 1             | -368.32 | 149.42 | 6.3 E-05  | 5.9  | 6.78  | 6.11* |
| 2             | -332.21 | 53.52  | 6.6 E-05  | 5.8  | 7.35  | 6.51  |
| 3             | -273.43 | 35.13* | 6.1E-05*  | 5.8* | 8.18  | 6.63  |
| 4             | -232.7  | 46.17  | 6.8 E-05  | 5.62 | 8.39  | 7.52  |

Os resultados do teste da variável mãe omitida são apresentados na tabela 3 para determinar se os intervalos contendo informação significativa foram omitidos do modelo. Os resultados indicam que as três interrupções no sistema VAR são mutuamente significativas.

Tabela 3 - Resultados do teste Wald de exclusão de atraso

|          | DOIL           | DGDP            | DEX             | DCPI            | DMPI            | DM1            | Conjunto         |
|----------|----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|----------------|------------------|
| Atraso 1 | 15.9<br>(0.01) | 11.03<br>(0.13) | 19.15<br>(0.00) | 40.11<br>(0.01) | 4.26<br>(0.64)  | 31.1<br>(1.13) | 159.41<br>(0.01) |
| Atraso 2 | 3.47<br>(0.72) | 14.2<br>(0.00)  | 14.99<br>(0.01) | 7.912<br>(0.35) | 12.18<br>(0.08) | 9.32<br>(0.19) | 72.18<br>(0.00)  |
| Atraso 3 | 17.3<br>(0.05) | 24.01<br>(0.08) | 5.891<br>(0.45) | 11.7<br>(0.04)  | 14.6<br>(0.01)  | 14.7<br>(0.01) | 89.1<br>(1.13)   |

\* Os números entre parênteses representam o valor P

Além disso, o coeficiente Lagrange de correlação residual em série (LM) no modelo VAR foi calculado com a hipótese nula de ausência de correlação em série.

Tabela 4 - Resultados do teste de correlação em série LM

| Hipótese Zero: Sem Correlação em Série no Intervalo de Ordem H |                |                        |
|--|----------------|------------------------|
| interrupções   | Estatística LM | valor de probabilidade |
| 1  | 42/21341       | 0/2212                 |
| 2  | 35/88122       | 0/5849                 |
| 3  | 46/32723       | 0/1103                 |
| 4  | 39/31674       | 0/3122                 |
| 5  | 44/5523        | 0/0547                 |

### 4.3. Teste de cointegração

Os resultados do teste de cointegração entre variáveis utilizando o teste do coeficiente Johansen são apresentados na Tabela 5.

Devido à existência de sete variáveis de modelo e aos resultados dos efeitos especiais e testes de máxima verosimilhança, são aceites seis coeficientes no máximo. Como resultado, tenta-se estimar o modelo VECM, considerando seis relações coerentes.



Tabela 5 - Resultados do teste de cointegração

| Número de Equações | Valor Eigen | 5% Crítico | Valor Probabilidade | Rastreio estatístico | 5% Crítico | Valor Probabilidade |
|--------------------|-------------|------------|---------------------|----------------------|------------|---------------------|
| Não*               | 61.5        | 31.3       | 0.0000              | 179.02               | 91.6       | 0.0000              |
| Um vetor           | 51.2        | 29.7       | 0.0001              | 120.28               | 68.7       | 0.0000              |
| Dois vetores       | 34.8        | 20.6       | 0.0001              | 76.292               | 46.6       | 0.0000              |
| Três vetores       | 25.9        | 19.1       | 0.012               | 51.998               | 39.2       | 0.001               |
| Quatro vetores     | 19.631      | 16.56      | 0.022               | 46.3219              | 25.653     | 0.009               |
| Cinco vetores      | 16.442      | 14.82      | 0.0312              | 26.5916              | 23.674     | 0.013               |
| Seis vetores       | 10.442      | 9.82       | 0.0467              | 15.5916              | 13.674     | 0.023               |

\* Rejeita a hipótese ao nível de 5%

#### 4.4. Estimativa dos coeficientes ERPT

Usando a função de reação instantânea, os coeficientes cumulativos de transmissão são calculados dividindo a reação instantânea acumulada dos preços após m período pela reação instantânea acumulada da taxa de câmbio ao momento da taxa de câmbio após m período. O ERPT no momento t é definido da seguinte forma:

$$ERPT_t = \frac{Price\ index_{t,t+m}}{Exchange\ rate_{t,t+m}}$$

Onde, P e E são respetivamente a variação do preço acumulado e a variação da taxa de câmbio acumulada após m período. A Tabela 6 mostra os índices de preços ERPT ao consumidor, produtor e importação calculados ao longo de um horizonte temporal de 20 anos. Os preços do ERPT ao consumidor, produtor e importação variaram entre 14,68%, 15,45% e 18,22% no primeiro período a 51,78%, 53,15% e 88,14% nos 13 períodos seguintes, respetivamente. A dinâmica da taxa de câmbio aumenta. Também se pode ver na figura 2 que o ERPT para importação e preços ao produtor é mais elevado do que os preços ao consumidor. Este resultado é consistente com os resultados empíricos da investigação conduzida no Irão e com os fundamentos teóricos do ERPT. Porque os choques cambiais terão o maior impacto nos preços dos bens acabados e dos fatores de produção importados, e depois a inflação dos fatores de produção importados afetará o preço ao produtor e depois o preço ao consumidor em último lugar. De acordo com os resultados, pode dizer-se que a passagem da taxa de câmbio para índices de preços do Irão é incompleta, o que é consistente com os resultados experimentais da análise da taxa de câmbio no Irão tais como (Bahrami *et al.*, 2014; Tayebi *et al.*, 2015; Heydari & Ahmadzadeh, 2015; Ebrahimi & MadaniZadeh, 2016) são compatíveis. Finalmente, cerca de 46,74%, 50,38% e 88,53% da subida da taxa de câmbio acabam por se refletir nos preços ao consumidor, ao produtor e à importação, respetivamente, após 20 períodos de choques. Além disso, os resultados mostram que o grau de redução do ERPT ao longo da cadeia de distribuição e a taxa mais elevada do ERPT ocorrem a preços de importação, preços ao produtor e preços ao consumidor, respetivamente. Os resultados do estudo são Ito e Sato (2008) e Peón e Brindis (2014). Os resultados da transição cambial nos resultados também mostram que o grau de ERPT tem diminuído ao longo do tempo, o que está em consonância com o Ghosh (2013).



Tabela 6 - Coeficientes ERPT

| Período          | Preço de importação | Preço do produtor | Preço ao consumidor |
|------------------|---------------------|-------------------|---------------------|
| Após 1 período   | 18.22               | 15.45             | 14.68               |
| Após 2 períodos  | 20.45               | 18.34             | 16.73               |
| Após 3 períodos  | 48.13               | 25.45             | 24.68               |
| Após 5 períodos  | 51.22               | 28.37             | 27.44               |
| Após 8 períodos  | 79.21               | 47.45             | 45.61               |
| Após 10 períodos | 82.37               | 52.35             | 50.43               |
| Após 13 rondas   | 88.14               | 53.15             | 51.78               |
| Após 16 rondas   | 83.67               | 47.59             | 45.62               |
| Após 20 rondas   | 88.53               | 50.38             | 46.74               |

## Conclusão

Ao implementar políticas económicas anti-inflação em países de alta inflação, como o Irão, é necessário analisar o impacto do ERPT no índice de preços. Por outro lado, as alterações cambiais são muito importantes e têm um enorme impacto nos indicadores macroeconómicos dos países. Por conseguinte, para uma economia empenhada em manter a estabilidade dos preços, é muito importante ajustar as alterações da taxa de câmbio. Desta forma, os países podem avaliar como o impacto dos choques cambiais afeta as suas economias e podem tomar medidas preventivas e políticas com base nesta informação. Utilizando a função de resposta transitória cumulativa derivada do modelo VAR recursivo, os preços do ERPT ao consumidor, produtor e importação passaram de 14,68%, 15,45%, e 18,22% no primeiro período para 51,78%, 53,15%, e 88,14% em 13 períodos após o choque da taxa de câmbio. A função de resposta instantânea do índice de preços à taxa de câmbio mostra que o impulso da taxa de câmbio tem um impacto positivo e significativo na inflação do índice de preços.

A análise de variância também confirmou o impacto do ERPT, porque, tendo em conta a elevada percentagem de bens importados no cabaz do consumidor e a concentração das importações nas principais indústrias transformadoras, os aumentos das taxas de câmbio levaram a preços mais elevados dos bens importados. E devido ao aumento das receitas do petróleo, a procura de toda a economia também está a aumentar, pelo que os preços também estão a aumentar. A função de resposta instantânea do índice de preços às alterações da taxa de câmbio mostra que os choques cambiais têm um impacto positivo na inflação. Os resultados da análise da variância confirmaram o papel do ERPT na explicação da forma das flutuações do índice de preços. Assim, tendo em conta os resultados da investigação e a importância das flutuações cambiais na explicação da inflação na economia iraniana, a política monetária do banco central deverá ter como objetivo reduzir o nível de passagem, e as políticas para limitar as flutuações cambiais contribuirão para o objetivo da estabilidade dos preços. Do mesmo modo, nas pequenas economias abertas, os empréstimos dos bancos centrais são particularmente importantes para as flutuações das taxas de câmbio devido ao impacto favorável das taxas de câmbio sobre as variáveis macroeconómicas (tais como a inflação). Um sistema de orientação da inflação deve também ser estabelecido na economia do país, porque o impacto das baixas taxas de câmbio nos preços internos dá às pessoas maior liberdade para implementar políticas monetárias independentes, especialmente através de uma orientação da inflação. Os resultados mostram também que a taxa de transferência da taxa de câmbio muda para o índice de preços não é tão completa como outros estudos. A transferência da taxa de câmbio não é completa, porque o preço dos bens importados



não é apenas afetado pela taxa de câmbio, mas também por outros fatores (tais como o aumento da procura interna).

## Referências

- Adekunle, W., & Tihamiyu, A. (2018). Exchange rate pass-through to consumer prices in Nigeria: An asymmetric approach. University Library of Munich, Alemanha.
- Amiti, M., Itskhoki, O., & Konings, J. (2014). Importers, exporters, and exchange rate disconnect. *American Economic Review*, 104(7), 1942-78.
- Arslaner, F., Karaman, D., Arslaner, N., & Kal, S. H. (2014). The relationship between inflation targeting and ERPT in turkey with a model averaging approach. *Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper*, (14/6).
- Bacchetta, P., & Van Wincoop, E. (2003). Why do consumer prices react less than import prices to exchange rates?. *Journal of the european economic association*, 1(2-3), 662-670.
- Bahrami, J., Mohammadi, T., & Bozorg, S., (2014). Asymmetric Exchange Rate Transfer to Domestic Price Indicators with SVAR Approach. *Iranian Economic Research*; 19 (60), 37-65.
- Bernanke, B. S. (1986). Alternative explanations of the money-income correlation. *NBER Working Paper*, (w1842).
- Burstein, A., & Gopinath, G. (2014). International prices and exchange rates. In *Handbook of international economics* (Vol. 4, pp. 391-451). Elsevier.
- Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (2005). Exchange rate pass-through into import prices. *Review of Economics and Statistics*, 87(4), 679-690.
- Carriere-Swallow, M. Y., Gruss, B., Magud, M. N. E., & Valencia, M. F. (2016). *Monetary policy credibility and exchange rate pass-through*. International Monetary Fund.
- Casas, C., Díez, F. J., Gopinath, G., & Gourinchas, P. O. (2016). *Dominant exchange rate paradigm* (No. w22943). National Bureau of Economic Research.
- Comunale, M., & Kunovac, D. (2017). *ERPT in the euro area* (No. 2003). ECB Working Paper.
- Corsetti, G., Dedola, L., & Leduc, S. (2008). High exchange-rate volatility and low pass-through. *Journal of Monetary Economics*, 55(6), 1113-1128.
- Devereux, M. B. & Yetman, J. (2010). Price adjustment and Exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 29(1), 181-200.
- Devereux, M. B., & Yetman, J. (2003). Monetary policy and exchange rate pass-through. *University of Hong Kong, manuscript*.
- Ebrahimi, S., & Madanizadeh, S. A. (2016). Changes in Exchange Rate Pass-Through in Iran. *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 5(18), 147-170.
- Espada, J. F. C. (2013). Estimating the Exchange rate pass-through to prices in Mexico. *Monetaria*, 1(2), 287-316.



- Feinberg, R. (1989). The Effects of Foreign Exchange Movements on US Domestic Prices. *The Review of Economics and Statistics*, 71(3), 505-11.
- Forbes, K., Hjortsoe, I., & Nenova, T. (2018). The shocks matter: improving our estimates of Exchange rate pass-through. *Journal of International Economics*, 114, 255-275.
- Frankel, J., Parsley, D., & Wei, S. J. (2012). Slow pass-through around the world: a new import for developing countries? *Open Economies Review*, 23(2), 213-251.
- Gagnon, J. E., & Ihrig, J. (2004). Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance & Economics*, 9(4), 315-338.
- Georgiadis, G., Gräß, J., & Khalil, M. (2017). *Global value chain participation and exchange rate pass-through* (No. 67/2020). Bundesbank Discussion Paper.
- Ghosh, A. (2013). Exchange rate pass through, macro fundamentals and regime choice in Latin America. *Journal of Macroeconomics*, 35, 163-171.
- Goldberg, L. S., & Campa, J. M. (2010). The sensitivity of the CPI to exchange rates: Distribution margins, imported inputs, and trade exposure. *The Review of Economics and Statistics*, 92(2), 392-407.
- Gopinath, G. (2015). *The international price system* (No. w21646). National Bureau of Economic Research.
- Gopinath, G., Itskhoki, O., & Rigobon, R. (2010). Exchange rate choice and Exchange rate pass-through. *American Economic Review*, 100(1), 304-36.
- Ha, J., Stocker, M., & Yilmazkuday, H. (2019). Inflation and Exchange rate pass-through. World Bank Policy Research Working Paper, (8780).
- Helmy, O., Fayed, M., & Hussien, K. (2018). Exchange rate pass-through to inflation in Egypt: a structural VAR approach. *Review of Economics and Political Science*, 3(2), 2-19.
- Heydari, H., & Ahmadzadeh, A., (2015). Exchange Rate Changes and Their Impact on Price Chains in Iran, *Business Research Journal*, 74, 28-2.
- Ito, T., & Sato, K. (2008). Exchange rate changes and inflation in post-crisis Asian Economies: Vector Autoregression Analysis of the exchange rate pass-through. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(7), 1407-1438.
- Justel, S., & Sansone, A. (2015). Exchange rate pass-through to Prices: VAR Evidence for Chile (No. 747). Banco Central do Chile.
- Kazerooni, A., Salmani, B., & Afshari, M., (2012); Investigation of the Impact of Exchange rate System and Inflationary Environment on the Rate of Exchange Rate in Iran; *Iranian Journal of Applied Economics Studies*, Volume 1, Número 2.
- Khoshbakht, A., & Akhbari, M., (2007). Investigating the Process of Influence of Exchange Rate Changes on Inflation of Consumer Price and Import Indices in Iran, *Economic Research Journal*, 4, 51-82.
- Knetter, M. M. (1993). International comparisons of pricing-to-market behavior. *The American Economic Review*, 83(3), 473.





- Kohlscheen, E. (2010). Emerging floaters: pass-through and (some) new commodity currencies. *Journal of International Money and Finance*, 29(8), 1580-1595.
- Masha, I. & Park, M. C. (2012). "Exchange Rate Pass Through to Prices in Maldives" (No. 12-126). *Fundo Monetário Internacional*.
- McCarthy, J. (2007). Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. *Eastern Economic Journal*, 33(4), 511-537.
- McFarlane, L. (2009). Time-varying Exchange rate pass-through: An examination of four emerging market economies. *Banco da Jamaica*.
- Mesbahi, M., Asgharpour, H., Haghghat, J., Kazerouni, A., & Fallahi, F., (2017). Exchange rate pass-through on Import Price in Iran with Emphasis on the Role of Oil Income Volatility (Nonlinear Approach), *Journal of Economic Modeling*, 37, 77-100.
- Peón, S. B. G., & Brindis, M. A. R. (2014). Analyzing the Exchange rate pass-through in Mexico: Evidence post inflation targeting implementation. *Ensayos sobre Política Económica*, 32(74), 18-35.
- Razafimahefa, I. (2012). Exchange rate pass-through in Sub-Saharan African Economies and its Determinants. *IMF Working Paper*, 12(141).
- Rincón-Castro, H., & Rodríguez-Niño, N. (2016). Nonlinear pass-through of exchange rate shocks on inflation: a bayesian smooth transition VAR approach. *Borradores de Economía*; No. 930.
- Savoie-Chabot, L., & Khan, M. (2015). Exchange rate pass-through to Consumer Prices: Theory and Recent Evidence (No. 15-9).
- Shajari, H., Tayebi, K., & Jalai, A., (2005), Exchange Rate pass-through Analysis in Iran, *Journal of Knowledge and Development*, No. 16.
- Shambaugh, J. (2008). A new look at pass-through. *Journal of International Money and Finance*, 27(4), 560-591.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1-48.
- Sims, C. A. (1986). Are forecasting models usable for policy analysis?. *Quarterly Review*, 10(Win), 2-16.
- Tayebi, K., Nasrollahi, K., Yazdani, M., & Malek Hosseini, H., (2015). Analysis of the Effect of Exchange Rate pass-through on Inflation in Iran. *Iranian Journal of Economic Research*, 63, 1-36.
- Taylor, J. B. (2000). Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European economic review*, 44(7), 1389-1408.
- Tunc, C., & Kilinc, M. (2018). Exchange Rate Pass-Through in a Small Open Economy: A Structural Var Approach, *Bulletin of Economic Research*, 70(4), 410-422.