

EAE1223: Econometria III

Trabalho 1

Responda aos itens abaixo, um a um:

1. Michaillat e Saez (2022) propõem uma medida da taxa de desemprego eficiente de uma economia. Qual é essa medida? Qual é sua interpretação? Explique a derivação da fórmula por eles obtida.

A medida da taxa de desemprego eficiente (u^*) de uma economia proposta por Michaillat e Saez (2022) consiste na média geométrica entre a taxa de desemprego (u) e a taxa de vacância (v), sendo uma medida que minimiza o uso não produtivo do trabalho. Combina a oferta de trabalho com a demanda, dados pelo desemprego e pelas vagas existentes, respectivamente. A interpretação da medida baseia-se no objetivo de manter os trabalhadores produzindo o máximo de tempo possível e o mínimo de tempo possível procurando emprego. Dessa maneira, leva-se em conta a necessidade de haver uma taxa mínima de desemprego, já que há de haver uma mobilidade entre vagas. A fórmula é dada pela equação demonstrada abaixo por conta da curva de Beveridge, segundo a qual o desemprego e a vacância são inversamente proporcionais, na equação $uv = A$, em que A é uma constante. Ambas apresentam um papel simétrico no mercado de trabalho, portanto a taxa eficiente é uma média geométrica entre as duas. Dessa maneira, quando a economia está em recessão, há muitos desempregados e poucas vagas. Já quando a economia está em crescimento, há poucos desempregados, e muitas vagas.

A derivação da fórmula se dá pela minimização de desempregados e vagas não preenchidas: $u + v$. Como $A = u \times v$, minimizamos $u + A/u$. Derivando em relação a u , obtemos $1 - u^2 = 0$. Resolvendo, chegamos a $u^* = v^* = \sqrt{A} = \sqrt{u \times v}$

$$u^* = \sqrt{u \times v}$$

Faça o download da série de vagas não preenchidas no mercado de trabalho alemão (link), além dos dados de desemprego e população economicamente ativa (link), de janeiro de 1991 a dezembro de 2023, com ajuste sazonal.

2. Construa a série de taxa de vacância (postos não preenchidos como percentual da população economicamente ativa). Há evidência de não estacionariedade na série? De quais tipos? Justifique.

Construindo a taxa de vacância como a proporção entre o número de postos não preenchidos e a população economicamente ativa

```
#taxa de vacância: |
```

```
dados$taxa_vacancia <- (dados$obs / (dados$pop_econ_ativa*1000) )
```

temos agora a nova coluna no nosso df

	ano	mes	pop_econ_ativa	peessoas_empregadas	peessoas_desempregadas	taxa_desemprego	obs	taxa_vacancia
1	1991	January	39.29	37.24	2.05	5.2	303672.1	7.728992
2	1991	February	39.29	37.23	2.06	5.2	297633.2	7.575291
3	1991	March	39.29	37.22	2.07	5.3	301946.7	7.685078

Agora para testar se há estacionariedade:

Vamos testar a presença de raiz unitária pelo teste Dickey-Fuller aumentado

Primeiramente criamos a série temporal

```
#transformando em serie temporal mensal com inicio em julho de 2001
dados_ts = ts(data = dados$taxa_vacancia, frequency = 12)
```

E iniciamos o teste do modelo mais completo:

p-valor = 0.1855

O teste t não rejeita a hipótese nula de uma raiz unitária a 10% de significância

Vamos conduzir o teste F para detectar se o modelo de fato apresenta tendência linear

F = 4.1906

O valor crítico para 500 observações (dado que nossos dados possuem 396 observações) é de 5.36

Como F (4.1906) < 5.36

Não rejeitamos a hipótese nula de que a tendência e o coeficiente associado a y_{t-1} são ambos zero.

Nesse caso, vamos para o modelo somente com intercepto.

p-value = 0.7693

O teste t não rejeita a hipótese nula de uma raiz unitária, a 10%

Vamos conduzir o teste F para detectar se o modelo de fato apresenta intercepto

F = 0.7968

O valor crítico para 500 observações é 3.79

Como F (0.7968) < 3.79, não rejeitamos a hipótese nula de que o intercepto e o coeficiente associado a y_{t-1} são ambos zero.

Nesse caso, vamos para o modelo sem componentes determinísticos:

P-value = 0.7838

O teste t não rejeita a hipótese nula de uma raiz unitária.

Concluimos que a série apresenta uma raiz unitária.

Agora vamos testar a presença de componentes determinísticos.

p valor = 0.9298

O teste t não rejeita a hipótese de que não há tendência linear determinística na série em primeira diferença

Dessa forma, após conduzir os testes, concluimos que a série apresenta evidências de não estacionariedade. Isso se deve à presença de tendência determinística na série.

3. Construa a medida de desemprego eficiente de Michaillat e Saez (2022). Há evidência de não estacionariedade na série? De quais tipos? Justifique.

TIME_PERIOD	Tx efficient
1991-01	6,339618
1991-02	6,276266
1991-03	6,382077
1991-04	6,428321
1991-05	6,465258
1991-06	6,599118
1991-07	6,724011
1991-08	6,821919
1991-09	6,874326
1991-10	6,907599
1991-11	6,921931
1991-12	7,131895
1992-01	7,133716
1992-02	7,044567
1992-03	7,10389
1992-04	7,073083
1992-05	7,079318
1992-06	7,093196
1992-07	7,085292
1992-08	7,202259
1992-09	7,274102
1992-10	7,409413
1992-11	7,291603
1992-12	7,155936
1993-01	6,990321
1993-02	6,777725

Teste de raiz unitária sobre o modelo mais geral:

p-valor = 0.2265

Não rejeitamos a hipótese nula de haver raiz unitária.

Teste de presença de tendência linear:

F estimado = 2.6244

Para 500 observações (aproximação de 396), os valores da estatística F críticos aos níveis de significância de 5% e 10% são de, respectivamente, 5.36 e 6.3. Portanto, concluimos que há evidência de que não há tendência linear no modelo.

Teste de raiz unitária sobre o modelo sem tendência linear:

p-valor = 0.1755

Não rejeitamos a hipótese nula de haver raiz unitária.

Teste de presença de intercepto:

F estimado = 4.1058

Para 500 observações (aproximação de 396), os valores da estatística F críticos aos níveis de significância de 5% e 10% são de, respectivamente, 5.36 e 6.3. Portanto, concluímos que há evidência de que não há intercepto no modelo.

Teste de raiz unitária sobre o modelo sem intercepto:

p-valor = 0.6124

Não rejeitamos a hipótese nula de haver raiz unitária.

Teste de tendência determinística:

p-valor = 0.03315

Não rejeitamos a hipótese nula de que não há tendência linear determinística na série em primeira diferença.

Portanto, concluímos que há evidência de não estacionariedade na série, do tipo tendência determinística.

Entre 2003 e 2005, uma série de reformas foram implementadas no mercado de trabalho alemão, com vistas a melhorar a eficiência alocativa e reduzir o desemprego (Bradley e Kügler, 2019). Vamos avaliar o efeito desta política na medida de desemprego eficiente.

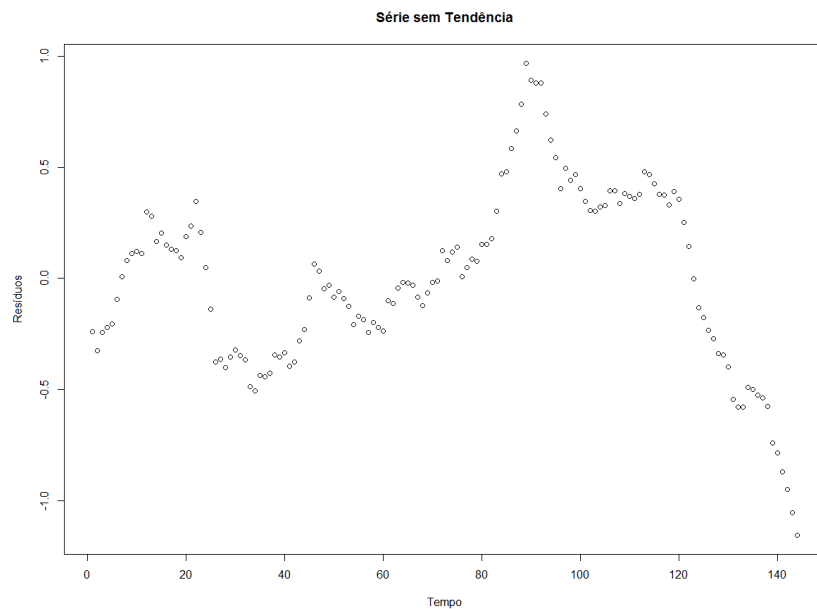
4. Leia a Seção 2 de Bradley e Kügler (2019). Com base na discussão de Michailat e Saez (2022), porque poderíamos esperar um efeito das reformas sobre a medida de desemprego eficiente?

As reformas Hartz consistem em quatro leis para a reforma do mercado de trabalho que foram implementadas na Alemanha entre 2003 e 2005. O principal objetivo de tal reforma era reduzir o desemprego dado o estado de crise em que se encontrava o país naquele período. Para alcançar tal objetivo, a reforma previa impulsionar a demanda por trabalho nas empresas, simplificar a contratação de trabalhadores temporários e oferecer subsídios para programas de treinamento, além de conceder isenções fiscais para empregos de meio período. Posteriormente, a implementação de medidas seria ampliada a projetos para influenciar a oferta de trabalho pelos trabalhadores, como a redução dos benefícios concedidos aos desempregados, com o objetivo de estimular a procura por empregos.

Dessa forma, de acordo com a teoria do desemprego eficiente proposta por Michailat e Saez (2022), espera-se que as reformas Harz tenham um impacto significativo no nível de desemprego eficiente, pois abordam tanto o lado da oferta quanto o da demanda por trabalho. Isso porque ao facilitar a contratação de trabalhadores temporários, prevê um aumento na variável v , uma vez que a criação de novas oportunidades de emprego é simplificada e incentivada. Ao mesmo tempo, a redução dos benefícios para desempregados e o estímulo aos empregos de meio período podem resultar em uma diminuição na variável u , tornando o desemprego mais dispendioso para os indivíduos. Portanto, podemos concluir que as reformas Hartz têm o potencial de impactar tanto a oferta quanto a demanda por trabalho, resultando assim em um efeito redutivo sobre o nível de desemprego eficiente, assim demonstrando que as reformas foram bem-sucedidas.

5. Ajuste um modelo (S)ARIMA para a série de desemprego eficiente, com dados de janeiro de 1991 a dezembro de 2002. Reporte todas as etapas da metodologia de Box-Jenkins.

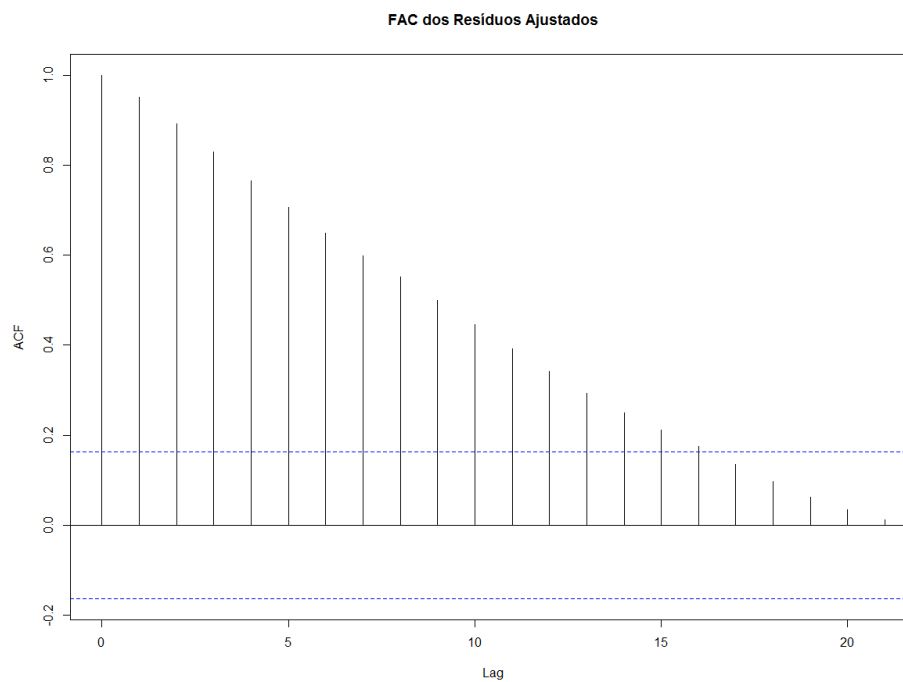
Como a série apresenta tendência determinística, precisamos trabalhar com os resíduos da regressão linear.

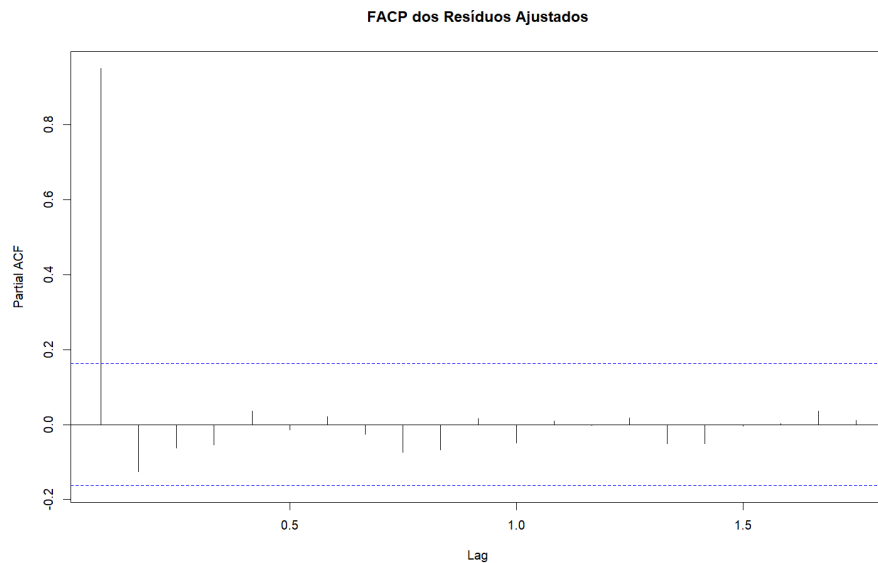


Metodologia de Box-Jenkins

1. Identificação

FAC e FACP da série detrended





Notamos que há decaimento na FAC e truncamento de ordem 1 na FACP, o que nos indica que a série aparenta ser um modelo AR(1).

2. Estimação

	p	q	sa_p	NÃ.o.significantes	AIC	BIC	Estacionariedade	Invertibilidade	p.valor.LB	p.valor.JB	Nobs	Converged
13	0	3	0		-347.1169	-335.2656	NÃo se aplica	Ão invertÃvel	20: 0.479420826268022; 30: 0.535476834735878	0.9074080	143	TRUE
29	0	3	1		-347.1169	-335.2656	Ão estacionÃrio	Ão invertÃvel	20: 0.409657802481168; 30: 0.479868740579379	0.9074080	143	TRUE
45	0	3	2		-347.1169	-335.2656	Ão estacionÃrio	Ão invertÃvel	20: 0.341213790994295; 30: 0.423921442209187	0.9074080	143	TRUE
2	1	0	0		-339.9989	-334.0732	Ão estacionÃrio	NÃo se aplica	20: 0.0613086695491154; 30: 0.0679300253600583	0.6598440	143	TRUE
18	1	0	1		-339.9989	-334.0732	Ão estacionÃrio	NÃo se aplica	20: 0.0447550222503648; 30: 0.0529392069310463	0.6598440	143	TRUE
34	1	0	2		-339.9989	-334.0732	Ão estacionÃrio	NÃo se aplica	20: 0.0317989973836955; 30: 0.040569816195505	0.6598440	143	TRUE
3	2	0	0		-341.6757	-332.7872	Ão estacionÃrio	NÃo se aplica	20: 0.0422939308580855; 30: 0.0483636252830004	0.8470571	143	TRUE
19	2	0	1		-341.6757	-332.7872	Ão estacionÃrio	NÃo se aplica	20: 0.0299553678020521; 30: 0.0369033184712322	0.8470571	143	TRUE
35	2	0	2		-341.6757	-332.7872	Ão estacionÃrio	NÃo se aplica	20: 0.0206084140172915; 30: 0.027666315267837	0.8470571	143	TRUE
6	1	1	0		-341.4995	-332.6109	Ão estacionÃrio	Ão invertÃvel	20: 0.0387018933572456; 30: 0.0473574308876419	0.8387139	143	TRUE
22	1	1	1		-341.4995	-332.6109	Ão estacionÃrio	Ão invertÃvel	20: 0.0272773153121385; 30: 0.0360996065724594	0.8387139	143	TRUE
38	1	1	2		-341.4995	-332.6109	Ão estacionÃrio	Ão invertÃvel	20: 0.018673170516375; 30: 0.027036563796127	0.8387139	143	TRUE
14	1	3	0	ar1	-346.2482	-331.4340	Ão estacionÃrio	Ão invertÃvel	20: 0.602364421205835; 30: 0.648967446434455	0.9023390	143	TRUE
30	1	3	1	ar1	-346.2482	-331.4340	Ão estacionÃrio	Ão invertÃvel	20: 0.529248691418133; 30: 0.594150960517613	0.9023390	143	TRUE
46	1	3	2	ar1	-346.2482	-331.4340	Ão estacionÃrio	Ão invertÃvel	20: 0.453368045079124; 30: 0.536619015008427	0.9023390	143	TRUE
11	2	2	0		-344.7892	-329.9750	Ão estacionÃrio	Ão invertÃvel	20: 0.228642062527613; 30: 0.224919437747575	0.2306136	143	TRUE
27	2	2	1		-344.7892	-329.9750	Ão estacionÃrio	Ão invertÃvel	20: 0.179122079937656; 30: 0.186042498374134	0.2306136	143	TRUE
43	2	2	2		-344.7892	-329.9750	Ão estacionÃrio	Ão invertÃvel	20: 0.136063884560483; 30: 0.15119291684656	0.2306136	143	TRUE
9	0	2	0		-338.4120	-329.5234	NÃo se aplica	Ão invertÃvel	20: 0.066933108565106; 30: 0.0698748725747204	0.8840791	143	TRUE
25	0	2	1		-338.4120	-329.5234	Ão estacionÃrio	Ão invertÃvel	20: 0.048694138747408; 30: 0.05429239767935	0.8840791	143	TRUE
41	0	2	2		-338.4120	-329.5234	Ão estacionÃrio	Ão invertÃvel	20: 0.0344227539066566; 30: 0.0414560139370392	0.8840791	143	TRUE
5	0	1	0		-335.4479	-329.5222	NÃo se aplica	Ão invertÃvel	20: 0.0618686693381892; 30: 0.0747539172996672	0.7263979	143	TRUE
21	0	1	1		-335.4479	-329.5222	Ão estacionÃrio	Ão invertÃvel	20: 0.0451879852350767; 30: 0.058540276086103	0.7263979	143	TRUE

3. Diagnóstico

Pela tabela, o modelo ARIMA (0,1,3) passa no nosso diagnóstico, seguindo os critérios de informação e parcimônia.

```
> checkresiduals(modelo)
```

```
Ljung-Box test
```

```
data: Residuals from ARIMA(0,1,3)  
Q* = 21.365, df = 21, p-value = 0.4369
```

```
Model df: 3. Total lags used: 24
```

Pelo teste de Ljung-Box, não há evidências de autocorrelação residual significativa nos resíduos.

```
> resultado_teste
```

```
Jarque Bera Test
```

```
data: residuos  
X-squared = 0.17975, df = 2, p-value = 0.914
```

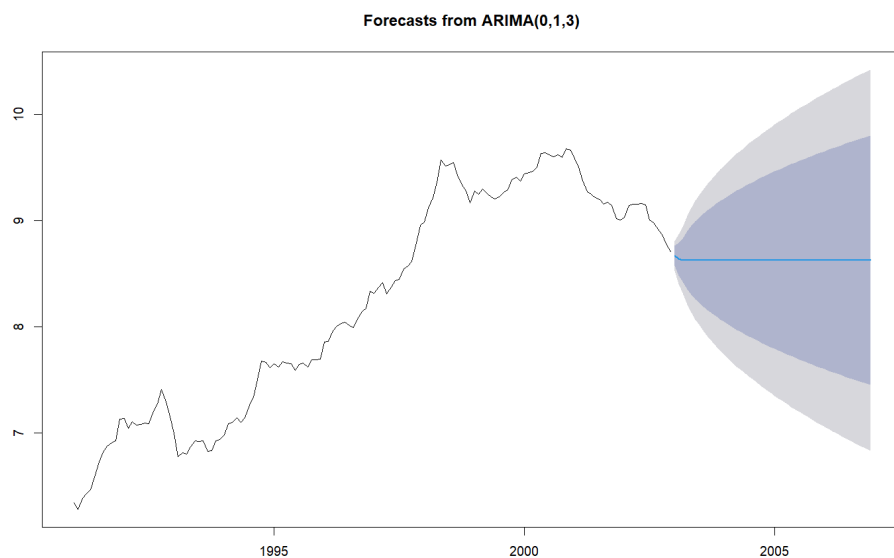
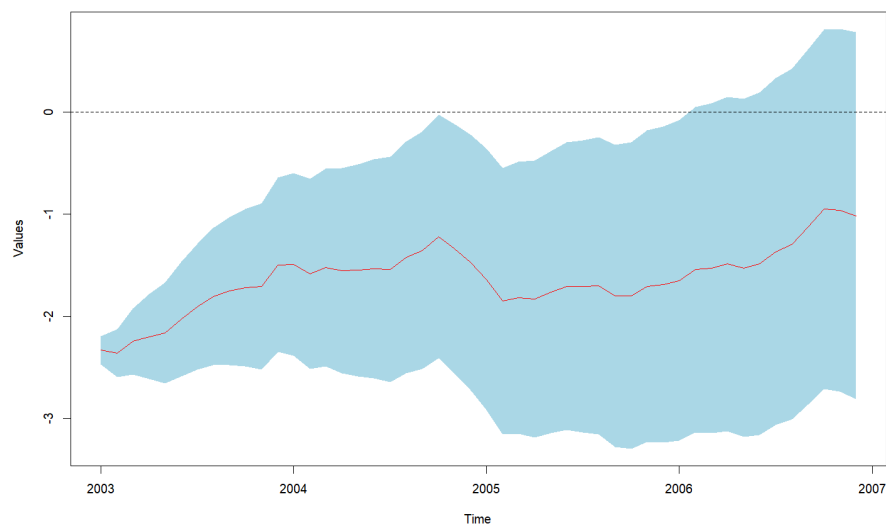
Pelo teste de Jarque-Bera, há evidências de que os resíduos seguem uma distribuição normal. Portanto, nosso modelo é bem avaliado segundo os testes de Ljung-Box e Jarque-Bera.

6. Usando a metodologia Causal-ARIMA vista em aula, reporte os efeitos estimados das reformas, de janeiro de 2003 a dezembro de 2006. Apresente estimativas pontuais e os intervalos de predição dos efeitos. Quais as conclusões da metodologia?

```
> forecast_values <- forecast(modelo, h=48)
> forecast_values
```

	Point	Forecast	Lo 80	Hi 80	Lo 95	Hi 95
Jan 2003	8.669718	8.578789	8.760647	8.530654	8.808782	
Feb 2003	8.637769	8.485480	8.790058	8.404863	8.870674	
Mar 2003	8.627182	8.416055	8.838309	8.304291	8.950073	
Apr 2003	8.627182	8.354625	8.899739	8.210342	9.044022	
May 2003	8.627182	8.304692	8.949673	8.133975	9.120389	
Jun 2003	8.627182	8.261514	8.992850	8.067941	9.186423	
Jul 2003	8.627182	8.222923	9.031442	8.008920	9.245444	
Aug 2003	8.627182	8.187707	9.066658	7.955063	9.299302	
Sep 2003	8.627182	8.155111	9.099254	7.905211	9.349153	
Oct 2003	8.627182	8.124624	9.129740	7.858586	9.395778	
Nov 2003	8.627182	8.095885	9.158480	7.814633	9.439732	
Dec 2003	8.627182	8.068622	9.185743	7.772938	9.481427	
Jan 2004	8.627182	8.042629	9.211736	7.733185	9.521180	
Feb 2004	8.627182	8.017743	9.236621	7.695126	9.559238	
Mar 2004	8.627182	7.993835	9.260529	7.658562	9.595803	
Apr 2004	8.627182	7.970797	9.283567	7.623328	9.631036	
May 2004	8.627182	7.948541	9.305824	7.589290	9.665075	
Jun 2004	8.627182	7.926992	9.327373	7.556333	9.698031	
Jul 2004	8.627182	7.906086	9.348278	7.524361	9.730004	
Aug 2004	8.627182	7.885770	9.368595	7.493290	9.761075	
Sep 2004	8.627182	7.865995	9.388369	7.463048	9.791317	
Oct 2004	8.627182	7.846722	9.407642	7.433571	9.820793	
Nov 2004	8.627182	7.827913	9.426451	7.404806	9.849559	
Dec 2004	8.627182	7.809537	9.444827	7.376702	9.877663	
Jan 2005	8.627182	7.791565	9.462800	7.349216	9.905149	
Feb 2005	8.627182	7.773971	9.480393	7.322308	9.932056	
Mar 2005	8.627182	7.756733	9.497632	7.295945	9.958420	
Apr 2005	8.627182	7.739829	9.514535	7.270093	9.984271	
May 2005	8.627182	7.723242	9.531122	7.244725	10.009639	
Jun 2005	8.627182	7.706954	9.547411	7.219814	10.034550	
Jul 2005	8.627182	7.690949	9.563416	7.195336	10.059028	
Aug 2005	8.627182	7.675213	9.579152	7.171270	10.083094	
Sep 2005	8.627182	7.659732	9.594632	7.147595	10.106769	
Oct 2005	8.627182	7.644496	9.609868	7.124294	10.130071	
Nov 2005	8.627182	7.629493	9.624872	7.101348	10.153017	
Dec 2005	8.627182	7.614711	9.639653	7.078741	10.175623	
Jan 2006	8.627182	7.600143	9.654222	7.056461	10.197904	
Feb 2006	8.627182	7.585778	9.668587	7.034492	10.219873	
Mar 2006	8.627182	7.571608	9.682756	7.012821	10.241543	
Apr 2006	8.627182	7.557627	9.696738	6.991438	10.262926	
May 2006	8.627182	7.543826	9.710539	6.970331	10.284033	
Jun 2006	8.627182	7.530198	9.724166	6.949490	10.304875	
Jul 2006	8.627182	7.516738	9.737627	6.928904	10.325461	
Aug 2006	8.627182	7.503438	9.750926	6.908564	10.345800	
Sep 2006	8.627182	7.490295	9.764070	6.888463	10.365901	
Oct 2006	8.627182	7.477301	9.777063	6.868591	10.385773	
Nov 2006	8.627182	7.464453	9.789911	6.848942	10.405423	
Dec 2006	8.627182	7.451746	9.802619	6.829507	10.424857	

	valores reais	forecast
jan/03	8,674548	8,669718
fev/03	8,551761	8,637769
mar/03	8,453604	8,627182
abr/03	8,397533	8,627182
mai/03	8,161331	8,627182
jun/03	8,081876	8,627182
jul/03	8,021986	8,627182
ago/03	8,038540	8,627182
set/03	7,802292	8,627182
out/03	7,704785	8,627182
nov/03	7,637820	8,627182
dez/03	7,521755	8,627182
jan/04	7,401110	8,627182
fev/04	7,428323	8,627182
mar/04	7,331786	8,627182
abr/04	7,253444	8,627182
mai/04	7,319684	8,627182
jun/04	7,384195	8,627182
jul/04	7,289796	8,627182
ago/04	7,337464	8,627182
set/04	7,260944	8,627182
out/04	7,309288	8,627182
nov/04	7,320281	8,627182
dez/04	7,403828	8,627182
jan/05	7,577417	8,627182
fev/05	7,728987	8,627182
mar/05	7,880289	8,627182
abr/05	8,123885	8,627182
mai/05	8,293180	8,627182
jun/05	8,407197	8,627182
jul/05	8,538018	8,627182
ago/05	8,666801	8,627182
set/05	8,754290	8,627182
out/05	8,834213	8,627182
nov/05	8,788498	8,627182
dez/05	8,744513	8,627182
jan/06	8,768995	8,627182
fev/06	8,839315	8,627182
mar/06	8,952692	8,627182
abr/06	9,051620	8,627182
mai/06	9,244576	8,627182
jun/06	9,337305	8,627182
jul/06	9,463595	8,627182
ago/06	9,556968	8,627182
set/06	9,606442	8,627182
out/06	9,691894	8,627182
nov/06	9,761603	8,627182
dez/06	9,835518	8,627182



SQM = 35,6983

Por se tratar de um ARIMA (0,1,3), vemos que após dois tempos no futuro a série converge para o valor de 8,627182.

Comparando a série prevista com a factual, percebemos que a série real supera a prevista a partir de outubro de 2005, o que sugere que as reformas foram bem sucedidas.

7. Quais são as hipóteses de identificação para a validade da abordagem anterior em recuperar os efeitos de interesse? Elas parecem razoáveis no contexto da reforma? Por quê?

Se há preocupações com a identificação, você consegue pensar em modificações da abordagem/métodos alternativos que mitiguem essas preocupações? Explique-os.

As hipóteses de identificação para a validade da abordagem anterior em recuperar os efeitos de interesse são duas. A primeira hipótese é que o resultado potencial não tratado, $Y_t(0)$, segue um modelo (S)ARIMA, onde $\{\epsilon_t\}$ são as inovações (ruídos brancos). Já a segunda é que ϵ_t é independente de T^* para todo $t \geq T^*$. Essencialmente, esta segunda hipótese requer que a decisão do tratamento dependa apenas dos $Y_t(0)$ anteriores à decisão de tratamento, ou de outros fatores independentes de $\{Y_t(0)\}_t$.

É razoável assumir que o resultado potencial não tratado siga um modelo ARIMA, pois o modelo é amplamente utilizado para descrever e prever comportamentos em séries temporais econômicas. Entretanto, no contexto das reformas Hartz, é necessário observar que o mercado de trabalho alemão passou por bruscas mudanças estruturais durante a reforma fazendo com que a série não se comporte mais de acordo com um processo ARIMA, ou seja, a primeira hipótese pode não ser válida.

Já para a segunda hipótese, podemos concluir que a decisão de implementar as reformas Hartz não foi aleatória e pode ter sido influenciada por variáveis não observadas que também afetam ϵ_t uma vez que é possível que os agentes econômicos escolham antecipadamente suas decisões conforme o andamento da política econômica. Também, fatores políticos, econômicos ou sociais que levaram à decisão de reforma poderiam influenciar essas inovações futuras no mercado de trabalho, violando assim a hipótese 2.

Dado que há preocupações com a identificação, podemos pensar em modificações da abordagem/métodos alternativos por exemplo: ao invés de usar um modelo ARIMA simples, podemos optar pelo Modelo Vetorial Autoregressivo estrutural, o SVAR, já que com ele podemos trabalhar com restrições teóricas para identificar efeitos causais de potenciais choques estruturais com o auxílio de outras variáveis econômicas ou de por exemplo o nowcasting.