به نام خدا



دانشگاه تهران دانشکدگان فنی دانشکده مهندسی برق و کامپیوتر



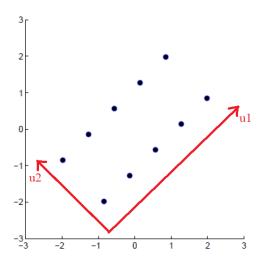
یادگیری ماشین

تمرين پنجم

نام و نام خانوادگی : حسین سیفی

شماره دانشجویی : ۸۱۰۱۰۰۳۸۶

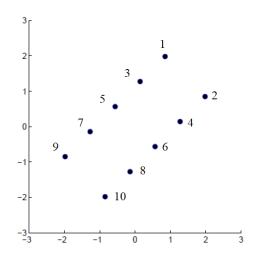
محورهای اول و دوم PCA به ترتیب به صورت u1 و u2 در شکل زیر به نمایش درآمدهاند:



روش کاهش بعد PCA یک روش Unsupervised است و برای انتخاب محورهای جدید نیازی به برچسبهای دادگان وجود ندارد و تنها تلاش می کند تا محوری را انتخاب کند که با نگاشت دادهها بر روی محور جدید، بیشترین مقدار واریانس حاصل شود.

ب

دادههای نمایش داده شده در نمودار فوق را به شکل زیر شماره گذاری می کنیم:



سپس برای هر کدام از شرایط گفته شده دادهها را به شکل زیر برچسب میزنیم:

ب. ١

| Point Num. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|------------|---|---|---|---|---|---|---|---|---|----|
| Label | + | + | - | - | + | + | - | - | + | + |

با توجه به انتساب برچسبهای فوق، برای مثال در صورتی که نقطه ۳ به عنوان نمونه تست انتخاب شود، در دو بعد نزدیک ترین نمونه به نقطه ۳ نقطه ۱ و ۵ هستند و هر دو برچسب + دارند و مدل نزدیک ترین همسایه برچسب + را برای نقطه ۳ انتخاب می کند در حالی که برچسب اصلی

– است. در حالتی که از یک بعد PCA استفاده کنیم، نزدیکترین همسایه به نقطه ۳، نمونه ۴ خواهد بود که برچسب – دارد و در نتیجه برچسب صحیح برای نقطه ۳ انتخاب خواهد شد. در صورت انتخاب سایر نقطه ها به عنوان نمونه تست نیز شرایط به شکل توصیف شده خواهد بود و در نتیجه خطا در دو بعد برابر با ۱۰۰ درصد و در یک بعد PCA برابر با ۰ درصد خواهد بود.

ب.٢

| Point Num. | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 |
|------------|---|---|---|---|---|---|---|---|---|----|
| Label | + | - | + | - | + | - | + | - | + | - |

در صورتی که برچسبهای فوق را به عنوان برچسب دادگان انتخاب کنیم، و نقطه π به عنوان نمونه تست انتخاب شود، در دو بعد نزدیک ترین نقط، نمونههای π و π هستند و هر دو برچسب + دارند و مدل نزدیک ترین همسایه برچسب صحیح را برای این نمونه انتخاب می کند. در حالی که در یک بعد PCA نزدیک ترین نقطه، نقطه، نقطه π خواهد بود که برچسب π دارد و مدل نزدیک ترین همسایه برچسب اشتباه را انتخاب می کند. در صورت انتخاب سایر نقطه ها به عنوان نمونه تست نیز شرایط به شکل توصیف شده خواهد بود و در نتیجه خطا در دو بعد برابر با π در صد و در یک بعد PCA برابر با π در صد خواهد بود.

برای رسیدن به عبارت نهایی از عبارت ابتدایی، میانگین هر دو دسته را به شکل زیر اضافه و کم میکنیم:

$$J = \frac{1}{n_1 n_2} \sum_{y_i \in Y_1} \sum_{y_i \in Y_2} \left((y_i - m_1) - (y_j - m_2) + (m_1 - m_2) \right)^2$$

سپس با اعمال توان ۲ بر عبارت داخل پرانتز، آن را باز می کنیم:

$$J = \frac{1}{n_1 n_2} \sum_{y_i \in Y_1} \sum_{y_j \in Y_2} \left[(y_i - m_1)^2 + (y_j - m_2)^2 + (m_1 - m_2)^2 - 2(y_i - m_1)(y_j - m_2) + 2(y_i - m_1)(m_1 - m_2) - 2(y_j - m_2)(m_1 - m_2) \right]$$

عبارت فوق را با استفاده از جمع و تفریقهای موجود تفکیک میکنیم و عباراتی که به هر یک از کها وابسته نیستند از آن خارج میکنیم:

$$\begin{split} J &= \frac{n_2}{n_1 n_2} \sum_{y_i \in Y_1} (y_i - m_1)^2 + \frac{n_1}{n_1 n_2} \sum_{y_j \in Y_2} \left(y_j - m_2 \right)^2 + \frac{n_1 n_2}{n_1 n_2} (m_1 - m_2)^2 \\ &- \frac{2}{n_1 n_2} \sum_{y_i \in Y_1} \sum_{y_j \in Y_2} (y_i - m_1) \left(y_j - m_2 \right) + \frac{2n_2}{n_1 n_2} \sum_{y_i \in Y_1} (y_i - m_1) (m_1 - m_2) - \frac{2n_1}{n_1 n_2} \sum_{y_j \in Y_2} \left(y_j - m_2 \right) (m_1 - m_2) \end{split}$$

اثبات می شود که سه عبارت خط دوم برابر با صفر هستند(هر سه به دلیل محاسبه مجموعه بر روی تفریق میانگین از هر نمونه) و بنابراین از عبارت فوق حذف می شوند. عبارت پس از ساده سازی به شکل زیر قابل بازنویسی است:

$$J = \frac{1}{n_1} \sum_{y_i \in Y_1} (y_i - m_1)^2 + \frac{1}{n_2} \sum_{y_i \in Y_2} (y_j - m_2)^2 + (m_1 - m_2)^2$$

طبق تعریف پراکندگی نمونهها، جملات اول و دوم در عبارت فوق به ترتیب پراکندگی نمونههای دستههای ۱ و ۲ را نشان میدهد:

$$J = \frac{1}{n_1}S_1^2 + \frac{1}{n_2}S_2^2 + (m_1 - m_2)^2$$

و در نهایت اثبات شد که عبارت ابتدایی را می توان به شکل ثانویه بازنویسی کرد.

اثبات صفر شدن یکی از عبارات مطرح شده:

$$\frac{1}{n_2} \sum_{y_j \in Y_2} (y_j - m_2) (m_1 - m_2) = (m_1 - m_2) \left[\frac{1}{n_2} \sum_{y_j \in Y_2} y_j - \frac{1}{n_2} \sum_{y_j \in Y_2} m_2 \right] = (m_1 - m_2) \left[m_2 - \frac{n_2}{n_2} m_2 \right] = 0$$

ان

در این سوال، محاسبات الگوریتم EM با فرض اینکه دادهها از توزیع پوآسون باشند، برای ۲ کامپوننت انجام می شود. توزیع کلی دادههای موجود با کمک عبارت زیر که یک ترکیب خطی با ضریب α از توزیع دو کامپوننت دادهها است، به دست می آید:

$$P(x|\lambda) = (1 - \alpha)Poisson(x; \lambda_1) + \alpha Poisson(x; \lambda_2)$$

با در نظر گرفتن متغیر نهان(y) که دارای مقدار ۰ یا ۱ است که کامپوننت هر داده را مشخص می کند، عبارت فوق را بازنویسی می کنیم:

$$P(x, y | \lambda) = [(1 - \alpha)Poisson(x; \lambda_1)]^{1-y} [\alpha Poisson(x; \lambda_2)]^y$$

گام E:

حال مرحله E را با در نظر گرفتن فرض ساده ساز استقلال ویژگیها و با گرفتن Expectation نسبت به متغیر نهان شروع می کنیم:

$$E_{y}[L(\lambda)] = E_{y}\left[\sum_{i=1}^{n} logP(x_{i}, y_{i}|\lambda)\right] = \sum_{i=1}^{n} E_{y}[logP(x_{i}, y_{i}|\lambda)]$$

سپس عبارت به دست آمده در مرحله قبل را در عبارت فوق جایگذاری می کنیم:

$$E_{y}[L(\lambda)] = \sum_{i=1}^{n} E_{y}[(1 - y_{i})\log(1 - \alpha) + (1 - y_{i})\log Poisson(x_{i}; \lambda_{1}) + y_{i}\log \alpha + y_{i}\log Poisson(x_{i}; \lambda_{2})]$$

با توجه به اینکه Expectation بر روی متغیر y محاسبه می شود، می توان عباراتی که شامل y نیستند را از E[] خارج کرد:

$$E_{y}[L(\lambda)] = \sum_{i=1}^{n} [\log(1-\alpha)(1-E[y_{i}]) + \log Poisson(x_{i}; \lambda_{1})(1-E[y_{i}]) + E[y_{i}] \log \alpha + E[y_{i}] \log Poisson(x_{i}; \lambda_{2})]$$

همچنین می توان مقدار E[y] را به شکل زیر محاسبه کرد:

$$E[y] = E[y|x] = P(y = 1|x) = \frac{P(x|y = 1)P(y = 1)}{P(x)}$$

با جایگذاری عبارات متناظر با هر کدام از احتمالات فوق به عبارت زیر میرسیم:

$$E[y] = \frac{Poisson(x|\lambda_2^t)\alpha^t}{(1 - \alpha^t)Poisson(x;\lambda_1^t) + \alpha^t Poisson(x;\lambda_2^t)} = \gamma^{t+1}$$

، سپس $\mathrm{E}[\mathsf{y}_i]$ را با γ_i جایگزین می کنیم

¹ i.i.d

$$E_{y}[L(\lambda)] = \sum_{i=1}^{n} [\log(1-\alpha)(1-\gamma_{i}^{t}) + \log Poisson(x_{i}; \lambda_{1})(1-\gamma_{i}^{t}) + \gamma_{i}^{t} \log \alpha + \gamma_{i}^{t} \log Poisson(x_{i}; \lambda_{2})]$$

با به دست آوردن عبارت فوق، مرحله E به پایان میرسد. سپس به انجام محاسبات مرحله M میپردازیم. در محاسبات مرحله بعد، عبارت فوق را $Q(\lambda)$ مینامیم.

گام M:

در این مرحله از $Q(\lambda)$ نسبت به پارامترهای موجود(lpha و lpha) مشتق می گیریم و برابر با صفر قرار میدهیم تا مقدار این پارامترها مشخص شود:

$$\frac{\partial Q}{\partial \alpha} = \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{-1}{1-\alpha} \left(1 - \gamma_i^t \right) + \frac{\gamma_i^t}{\alpha} \right] = 0 \to \alpha = \frac{\sum_{i=1}^{n} \gamma_i^t}{n}$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \lambda} = 0$$

ب

می دانیم که تصویر بردار X بر روی بردار ویژه ی اول (u_1) به شکل ضرب داخلی آنها نوشته می شود:

$$projection(X) = X^T u_1$$

می توان نحوه محاسبه واریانس دادههای X را به صورت برداری را به شکل زیر نشان داد:

$$\sigma^2 = \frac{1}{n-1} X^T X$$

حال می توان واریانس تصویر بردار X بر روی بردار ویژهی اول را به شکل زیر نوشت:

$$\sigma^2 = \frac{1}{n-1} (X^T u_1)^T (X^T u_1)$$

در ادامه می توان عبارت فوق را به شکل زیر بازنویسی کرد:

$$\sigma^2 = \frac{1}{n-1} u_1^T X X^T u_1$$

با توجه به تعریف $C = XX^T$ می توان جایگذاری زیر را انجام داد:

$$\sigma^2 = \frac{1}{n-1} u_1^T C u_1$$

همچنین میدانیم که با توجه به تعریف مسئله eigenvalue-eigenvector عبارت $\mathcal{C}u_1=\lambda_1u_1$ صحیح است و میتوان جایگذاری زیر را انجام داد:

$$\sigma^2 = \frac{1}{n-1} u_1^T \lambda_1 u_1$$

میدانیم که λ_1 یک اسکالر است و قابلیت جابجایی پذیری در یک ضرب ماتریسی را دارد و با سادهسازی میتوان نرم ۲ بردار ویژه اول را در عبارت ظاهر کرد:

$$\sigma^2 = \frac{\lambda_1}{n-1} u_1^T u_1 = \frac{\lambda_1}{n-1} \left| |u_1| \right|^2$$

همچنین با توجه به تعریف PCA میدانیم که طول بردارهای ویژه به دست آمده برابر ۱ است و میتوان $\left\|u_1\right\|^2$ را در عبارت فوق در نظر نگرفت. بنابراین اثبات میشود که مقدار واریانس تصویر داده ها بر روی بردار ویژه اول برابر با تابعی خطی از مقدار ویژه ی اول است.

$$\sigma^2 = \frac{\lambda_1}{n-1}$$

با تعریف ماتریس کوواریانس دادهها به شکل $C = \frac{1}{n-1}XX^T$ میتوان مقدار واریانس تصویر دادهها را ساده کرد و مقدار واریانس دقیقا برابر با مقدار ویژه ی اول می شود.

if
$$C = \frac{1}{n-1}XX^T$$
 then $\sigma^2 = \lambda_1$

الف

نتيجه "الف" مناسبتر است، چون:

- ۱. تعداد دادهها بیشتری از هر کلاس را نسبت به نتیجه "ب" تحت پوشش قرار داده است.
- ۲. قسمت کمتری از نواحی که هیچ نقطهای از خوشه مورد نظر قرار نگرفته است نسبت به نتیجه "ب" احتمال تخمین زده است.

ب

به نظر میرسد نتیجه اولین گام EM و استفاده از GMM^۲ با توجه به اطلاعات داده شده شکل "الف" باشد چرا که الگوریتم EM با محاسبه میانگین و ماتریس کوواریانس تمامی دادههای موجود بر اساس توزیعهای Fit شده ابتدایی(چهار دایره در شکل اول)، به مرور به پوشش حداکثری دادهها بپردازد. همچنین از الگوریتم EM انتظار میرود با توجه به استفاده از ماتریس کوواریانس دادهها(بر خلاف روشهای خوشهبندی مانند K-means که از کوواریانس استفاده نمی کنند) با تغییر شکل منطقه دارای بیشتری احتمال، بیشترین احتمال را برای نواحی شامل نقاط تخمین بزند و مناطقی که هیچ نقطهای در آنها قرار نمی گیرد دارای احتمال کمتری باشند به همین دلیل در شکلی "الف" که به نظر میرسد نتیجه مناسبتری برای الگوریتم EM باشد، نواحی مشخص شده به شکل کشیده هستند و تنها به نواحی که شامل توده متراکمی از دادهها است احتمال بیشتری تخصیص یابد.

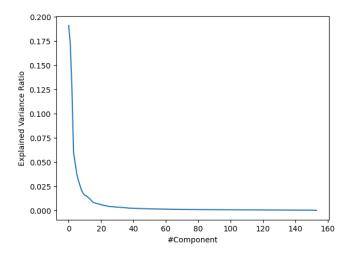
² Gaussian Mixture Model

بخش اول

در این سوال ابتدا به پیادهسازی PCA با استفاده از کتابخانه Sklearn میپردازیم.

الف

الگوریتم PCA با استفاده از بخش train مجموعه داده مورد نظر پیادهسازی شد. در نمودار زیر مقدار ویژهها به ترتیب نزولی بر اساس Explained Variance Ratio



در سوالات تئوری اثبات شد که مقدار ویژه برابر با واریانس تصویر بر بردار ویژه است بنابراین مقادیر نشان داده شده در نمودار فوق به عنوان Explained Variance Ratio همان مقادیر ویژه هستند.

راههای زیادی برای تعیین بهترین تعداد کامپوننتها وجود دارد که در ادامه معرفی شدهاند:

- ۱. استفاده از نمودار تجمعی Explained variance: می توان نمودار رسم شده فوق را به صورت تجمعی بر اساس تعداد کامپوننتها رسم کرد. با بررسی نمودار ترسیم شده تعداد کامپوننتی را انتخاب می کنیم که شیب نمودار در آن نقطه به آرامی در حال نزدیک شدن به صفر است.
- ۲. Cross Validation: می توان با استفاده از Cross Validation تعداد کامپوننتهای متفاوت را پیاده سازی کرد و مدلی با بهترین عملکرد را تشخیص داد. سپس تعداد کامپوننتی که باعث بهترین عملکرد مدلها شده را انتخاب کرد.
 - ۳. استفاده از معیارهای AIC و BIC

_

۴ مقدار ویژه اول به شرح زیر هستند:

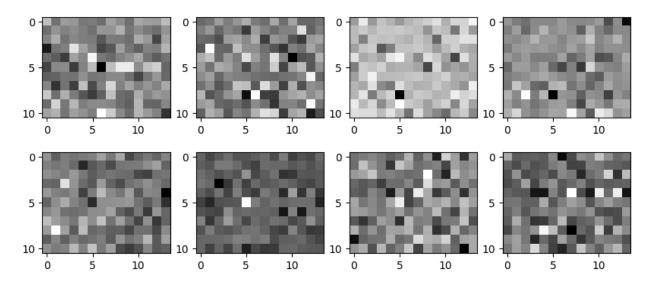
| .19.717471717.61 | ٠.١٢۶٠٧٠٠٩ | ۰.۰۶۰۱۳۵۰۳ |
|------------------|------------|------------|
|------------------|------------|------------|

و ۴ مقدار ویژه آخر را می توان در ادامه دید:

| 1.VTA94VTV*1· ^{-T} · | 7.040.4189*10 ⁻⁴ | 7.489474·A*1· ⁻⁴ | 7.011V·11V*1· ⁻⁴ |
|-------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
|-------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|

همانطور که مقادیر ویژه فوق که معادل با واریانس تصاویر داده ها بر بردار ویژه متناظر آنهاست نشان میدهند، ۴ مقدار ویژه اول واریانس بسیار قابل توجهی دارند و به نظر میرسد که در صورت استفاده از این ابعاد مدل قدرت تفکیک بسیار زیادی بین دسته های مختلف داده ها داشته باشد. از طرفی دیگر، ۴ مقدار ویژه آخر دارای واریانس بسیار کمی هستند که نه تنها استفاده از آنها برای تفکیک تصاویر مفید نیست، بلکه در صورت استفاده از این ابعاد در کنار ابعاد دیگر، قدرت تفکیکی به مدل نمی افزایند و تنها بر افزایش پیچیدگی مدل و در نتیجه هزینه زمانی و منابع تاثیر می گذارند.

همچنین تصاویر زیر نیز با استفاده از این مقادیر ویژه به دست آمدهاند که به صورت خاصی قابل تفسیر نیستند. ردیف اول مربوط به ۴ مقدار ویژه اول و ردیف دوم مربوط به ۴ مقدار ویژه دوم هستند.



بخش دوم

در این سوال به پیادهسازی الگوریتم LDA به کمک کتابخانه sklearn میپردازیم.

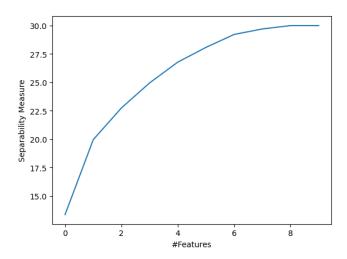
ان

پس از پیادهسازی LDA و fit کردن بر روی دادههای موجود(Fashion-MNIST)، با توجه به ۱۰ کلاسه بودن مجموعه داده مورد نظر، تعداد ابعاد ایجاد شده توسط LDA برابر با ۹ است و مقادیر ویژه این ۹ بعد به ترتیب نزولی از چپ به راست به شرح زیر است:

| ٠.۴۴۵۶۴٩ | ٠.٢١٩٧٩٠ | 9٣٠۴۴ | ۰.۰۷۳۴۱۵ | ٠.٠۶٠٩۴ | ٠.٠۴٣٢٢٩ | ۸۸۶۷۳۰.۰ | ٠.٠١۶٠٢١ | ٠.٠٠٩٩١١ |
|----------|----------|-------|----------|---------|----------|----------|----------|----------|
|----------|----------|-------|----------|---------|----------|----------|----------|----------|

ب

تابعی برای محاسبه مقدار Separability Measure از صفر پیادهسازی شده است و برای تعداد ویژگیهای ۱ تا ۹ روی ویژگیهای جدید دادگان موجود اعمال شده است. نتیجه این تابع به شکل زیر است:



با توجه به اینکه هر چه این معیار دارای مقدار بیشتری باشد، فاصله بین کلاسها نیز در فضای ویژگی بیشتر است، در طول فرآیند مشاهده می کنیم که تعداد ویژگی بیشتر به صورت مداوم باعث افزایش این فاصله می شود اما شیب این نمودار از تعداد مشخصی از ویژگیها به بعد کم می شود و با توجه به هزینه اضافی تحمیل شده در ازای افزایش ناچیز فاصله بین دادگان کلاسها، به نظر می رسد در تعداد ویژگی ۶ که نمودار شکست پیدا کرده است و شیب آن بسیار کم شده است، شاهد بهترین توازن بین هزینه و فاصله بین دادگان کلاسها خواهیم بود. بنابراین تعداد ویژگی پیشنهادی برابر با ۶ است که شامل ۶ ویژگی با بیشترین مقدار ویژه می شود.

در این سوال ابتدا به بارگزاری مجموعه داده مربوطه میپردازیم و ویژگیهایی از تصاویر استخراج میکنیم. دسته اول ویژگیها شامل میانگین دو بعد قرمز و آبی هر تصویر هستند و دسته دوم ویژگیها شامل میانگین و مد بعد قرمز تصاویر است و نتایج روی هر دسته از ویژگیها در ادامه قابل مشاهده است.سپس الگوریتم GMM را به کمک کتابخانه sklearn پیادهسازی میکنیم.

الف

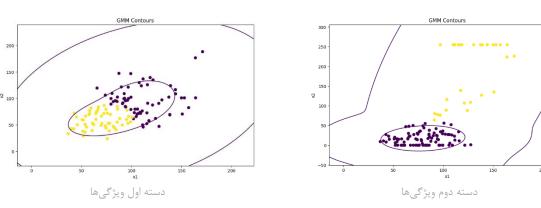
با استفاده از کد زیر یک GMM بر روی دادگان آموزش داده شدهاند:

```
gm = GaussianMixture(n_components=2, random_state=0).fit(X)
```

پس از آموزش، مقدار پارامترها و مقدار ضریب سیلوئت مدلهای آموزش دیده به شرح زیر است:

| | Mean | Weights | Score |
|------------------|-------------------------------|--------------------------|-------|
| دسته اول ویژگیها | [[106.81314379, 91.7794563], | [0.55833772, 0.44166228] | 0.371 |
| C 3/3 C3 | [73.22719697, 62.12078031]] | | |
| دسته دوم ویژگیها | [[79.38927623, 17.16193388], | [0.72585777, 0.27414223] | 0.696 |
| <u> </u> | [125.31515048, 184.48694753]] | _ | |

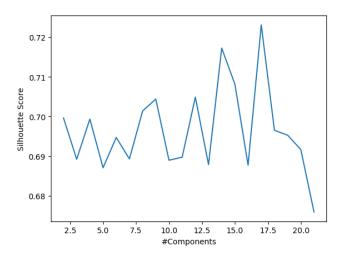
و نمودار دادهها به همراه کانتورهای مدلهای آموزش دیده به شکل زیر است:



همانطور که مشخص است، مدلهایی که با استفاده از دسته دوم ویژگیها(میانگین و مد بعد قرمز) آموزش دیدهاند، عملکرد بهتری در ضریب سیلوئت و کانتورهای رسم شده از خود نشان دادهاند.

ب

تعداد کامپوننتهای ۲ تا ۲۲ به روش Cross_validation و با معیار ارزیابی ضریب سیلوئت ارزیابی شدند و امتیازات هر کدام به در نمودار زیر قابل مشاهده است:



همانگونه که مشخص است، بهترین مقدار ضریب سیلوئت در نقطهای به نمایش درآمده است تعداد کامپوننتها برابر با ۱۷ در نظر گرفته شده است اما این اختلاف آنقدر کم است که با توجه به تصادفی بودن ذاتی الگوریتم GMM، ممکن است در اجرایی دیگر این نتایج حاصل نشود و در نقطهای دیگر شاهد بهترین عملکرد باشیم. با توجه به نتایج ظاهر شده به نظر میرسد که ویژگیهای استخراج شده از تصاویر توان تفکیک پذیری زیادی را به مدل GMM نمی دهند و بنابراین تفاوت چندانی در تعداد مختلف کامپوننتها شاهد نیستیم.